

賃金・物價・生産性の循環的 特性和 高費用 論爭*

金 基 禾**

논문 초록

본 논문의 목적은 임금-물가의 악순환 현상 및 고비용 논쟁에 대해 실증적 관점에서 평가하는 것이다. 효율적 임금가설의 관점에서 임금, 물가, 생산성 및 관련 제어변수들 간의 관계에 대한 검정가설을 설정한 뒤 공적분과 오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 1972~1997년 기간의 분기자료를 이용한 분석을 통해 나타난 주요 결론은 세 가지이다. 첫째, 노동비용과 물가 간의 악순환 현상은 단기간은 물론 장기에도 존재하지 않는다. 둘째, 두 변수간에 존재하는 장기적 관계는 물가 충격이 노동비용에 미치는 일방적 인과관계를 반영한 것이다. 반면에 노동비용은 장·단기 물가변동의 인과변수가 되지 못한다. 셋째, 수입물가는 국내물가에 강한 영향을 미치고 있으며 물가 변동에는 강한 지속성과 관성현상이 내재해 있다.

이러한 분석결과는 노동비용 상승이 생산비용 상승과 이윤하락을 유발하고 물가상승을 가속시켜 국제경쟁력을 약화시키는 고비용, 저효율의 주 원인이라는 일련의 주장에 대한 현실적 근거가 없음을 의미하며 동시에 물가안정의 핵심은 생산성 향상에 있음을 시사하고 있다.

핵심주제어: 임금-물가의 악순환, 노동비용, 생산성

경제학문헌목록 주제분류: E3, J3

* 본 논문은 2000년 2월 11일에 개최된 한국경제학회 정기학술대회에서 발표한 내용을 수정한 것이다. 초안에 대하여 유익한 비평을 해주신 김동원 교수, 김장호 교수, 박우규 박사, 박인원 교수, 백용기 교수, 유오중 교수, 이충열 교수 및 두 분 심사위원께 감사드린다.

** 고려대학교, 조치원, 경제행정학부 교수

I. 서론

경제주체들의 의사결정이 가격수준에 관한 정보를 바탕으로 이루어지는 시장경제에서 물가수준의 변화원인을 규명하고 미래의 물가변화를 올바르게 예측하는 것은 합리적 의사결정을 위해 필수적이다. 이론적인 관점에서 볼 때 수요측 요인과 공급측 요인이 물가수준 및 인플레이션에 영향을 미치지만 각 요인의 상대적인 중요성은 국가와 시대에 따라 동일하지 않기 때문에 실증분석을 통한 정확한 원인 규명은 중요한 연구과제이다.

국내의 풍부한 노동력과 수입자본재를 바탕으로 성장해온 한국경제에서 인플레이션이 중요한 경제·사회적 문제로 등장하기 시작한 것은 1970년대 중반 이후 석유파동과 같은 해외요인에 의해 물가가 급등하면서 부터이다. 그 후 1988년부터 명목임금이 급증하기 시작하면서 물가문제와 관련하여 임금 및 노동비용은 중요한 쟁점으로 부각되었고, 특히 1996년 이후에는 임금상승이 물가상승을 유도하고 국제경쟁력을 약화시키는 고비용·저효율 경제구조를 파생시킨 주 원인으로 지목되어 왔다.

임금이 물가상승의 주 원인이고 고비용의 원인이라면 임금과 물가가 특정한 장기적 관계를 유지하면서 변하고 있고, 이 과정에서 임금이 물가의 인과변수 역할을 한다는 것을 의미한다. 시계열 분석의 관점에서 볼 때 이러한 주장은 임금과 물가 간에 공적분 관계 및 오차수정모형이 존재한다는 것을 의미한다.

본 논문의 목적은 두 가지이다. 첫째, 한국과 같은 소규모 개방경제에서 인플레이션의 변화에 노동비용이 미치는 영향을 인과분석의 관점에서 규명하고자 한다. 특히 공적분과 오차수정 모형을 이용하여 물가와 노동비용 간의 장·단기적 인과관계의 존재 유무 및 구체적 특성에 관해 분석하고자 한다. 둘째, 노동비용 상승이 고비용, 저효율을 초래하는 주 원인이라는 주장을 실증적 관점에서 평가하고 물가 안정을 위한 효과적인 방안이 무엇인지를 제시하고자 한다. II절에서는 임금-물가 간 관계에 관한 기존의 연구를 임금-물가의 악순환이란 관점에서 평가하고, III절에서는 실증분석에 사용할 모형을 효율적 임금가설의 관점에서 도출한다. IV절에서는 두 가지 방식에 의해 임금과 물가 간 관계의 특성을 분석하고 여기서 얻어지는 결론과 향후 연구방향을 V절에서 제시하며 끝을 맺는다.

II. 기존 연구 개관

임금과 물가 간에 어떤 관계가 존재하는가 하는 점이 중요한 이유는 무엇인가? 두 가지 점을 생각할 수 있다. 하나는 임금과 물가의 악순환(wage-price spiral)으로 인해 발생할 수 있는 인플레이션 문제의 심화 및 이로 인한 경제의 비효율성이다. 둘째는 임금상승이 생산비용 상승을 초래하여 기업이윤을 잠식하고 투자를 위축시켜 국제경쟁력과 성장잠재력을 저해하는 요인이 될 수 있다는 점이다. 이것은 소득 분배와 직결되는 문제로서 고비용, 저효율 논쟁의 핵심을 이루는 내용이다. 두번째 점을 먼저 생각해 보자.

임금상승이 기업이윤에 미치는 영향은 시장이 어떤 형태인가에 따라 달라진다. 만일 시장이 완전경쟁적이어서 기업이 한계생산성 원칙에 따라 생산요소를 고용하고 보수를 지급한다면 $P=MC=W/MP_N$ 의 관계가 성립하므로 물가와 단위노동비용 즉 생산성을 고려한 명목임금은 동일한 비율로 변한다.¹⁾ 흔히 명목임금과 생산성을 비교하여 명목임금이 생산성보다 높게 증가하면 $\pi=\dot{W}-\dot{MP}_N>0$ 이 되므로 생산성을 초과하는 임금상승이 고비용과 저이윤을 초래하는 원인이 된다고 보는데 이것은 잘못된 견해이다. 왜냐하면 첫째, 만일 $P=W/MP_N$ 이라는 한계생산력의 원칙이 현실에서 성립한다면 명목임금 증가율과 생산성 증가율의 차이는 항상 물가 상승률과 같아진다. 따라서 비록 명목임금이 생산성보다 높게 증가하더라도 실질임금과 생산성은 동일 비율로 변동하므로 실질단위노동비용 $(W/P)/MP_N$ 은 항상 일정한 수준을 유지하고 기업이윤도 일정한 수준을 유지하기 때문이다. 다시 말해 시장이 완전경쟁적이고 가격조정이 완전신축적이라면 명목총격이 상대가격에 아무런 변동을 유발하지 못하기 때문에, 임금변동은 경제효율성 저하와는 아무런 관련이 없고 단지 메뉴비용만을 수반할 뿐이다.

둘째, 현실 경제의 시장구조가 불완전경쟁적이라면 $P>W/MP_N$ 이 되어 한계생산력의 원칙이 성립하지 않으므로 비록 명목임금이 생산성보다 높게 증가하더라도 실질임금은 생산성보다 더 낮게 증가할 수 있다. 실질임금이 생산성보다 더 높게 증가한다면 실질노동비용이 증가하고 기업의 이윤이 감소하므로 이 경우는 임금이

1) P = 재화가격, MC = 한계비용, W = 명목임금, MP_N = 노동생산성을 나타낸다. 그리고 다음에 나오는 π = 인플레이션율, \dot{W} = 명목임금증가율, \dot{MP}_N = 생산성증가율을 각각 나타낸다.

고비용·저효율을 유발하는 원인이 된다. 그러나 실질임금이 생산성보다 낮게 증가한다면 인플레이션율이 명목단위노동비용보다 더 빠르게 증가하여 실질노동단위비용은 감소하므로 노동소득 분배율은 하락하고 기업이익은 증가하게 된다. 따라서 명목임금 증가만을 보고서 고비용 여부를 판단하는 것은 잘못이며, 임금과 물가 간의 관계를 논할 때는 명목임금과 생산성 간의 관계가 아니라 실질임금과 생산성을 비교하여 노동비용의 과다 여부 및 고비용, 저효율 여부를 판단해야 한다. 이 경우 분석의 초점은 임금과 물가 및 생산성 간의 관계규명에 두어야 할 것이다. 다시 말하면 공급측 인플레이션 요인의 하나로서 노동비용변수는 명목임금이 아니라 생산성을 고려한 임금 즉 단위노동비용이 올바른 척도이므로 물가와 단위노동비용 간의 관계 분석을 통해 고비용 여부를 판단해야 한다.

첫째 문제인 임금-물가의 악순환 현상은 공급측 인플레이션을 설명하는 견해의 하나이다. 물가수준(인플레이션)의 변화는 수요/공급측 요인에 의해 변한다. 수요측 요인으로서는 GDP 갭, 실업률 및 통화/금융변수 등이 대표적이며 공급측 변수로는 생산성, 노동비용, 원자재 가격, 수입물가 등이 중요한 변수가 된다. 임금-물가 악순환 현상은 공급측 변수 중에서 노동비용이 물가와 인플레이션에 미치는 영향을 강조하는 데 사용되고 있다.²⁾

이론적 관점에서 볼 때 임금-물가의 악순환 가능성 및 정도는 시장의 경쟁성, 가격조정의 신속성 및 충격의 유형 등에 따라 달라진다. 시장이 완전경쟁적이고 가격변수의 조정이 완전신축적이며 미래에 관한 예상이 합리적이라면 임금(물가)에 영향을 주는 충격은 즉각적으로 물가(임금)에 동일 크기의 변동을 초래하므로 그 영향은 일시적인 것으로 그치며 상대가격에 아무런 변화를 초래하지 않기 때문에 실질효과를 갖지 못한다. 따라서 이 경우 악순환 현상은 나타나지 않는다. 조정이 즉각적으로 이루어지기 때문이다. 그러나 시장이 불완전경쟁적이고 가격변수의 조정이 비신축적으로 이루어진다면 충격의 영향이 시간을 두고서 임금과 물가에 반영되므로 악순환 현상이 발생하고 지속될 수 있다.³⁾

2) 이런 논리에 근거하여 김양우·장동구·이금희(1997)의 한국은행 모형을 비롯한 거시계량 모형과 박우규·김세중(1992), 정희택(1996), 이금희(1999) 등의 물가모형에서 노동비용(임금 혹은 단위노동비용)이 설명변수로 포함되어 있다.

3) 이에 관한 대표적 모형으로는 Blanchard(1986), Zeira(1989), Helpman and Leiderman(1990)을 들 수 있는데 세 모형 모두 물가와 임금이 비동시적 방식(asynchronized and staggered adjustment)으로 결정되는 과정에서 임금-물가의 악순환 현상이 나타난다는 Akerlof

인플레이션율에 영향을 주는 석유가격의 상승, 임금상승과 같은 공급측 충격은 기본적으로 일시적인 것이기 때문에 인플레이션에 미치는 영향도 일시적이다.⁴⁾ 그러나 생산과 고용수준의 안정을 위해 정책당국이 비용충격을 용인하는 수용적 정책 (accommodating policy) 을 실시하여 총수요를 확대시킨다면 임금-물가의 악순환이 발생하며 인플레이션은 가속된다. Ball (1991) 은 미래 물가에 관한 예상이 적응적 기대 (adaptive expectation) 과정에 의해 결정되는 경우 이런 현상이 나타날 수 있음을 보여주고 있다.

임금-물가간의 관계와 관련된 두 가지 문제 모두 이론적인 관점에서는 단정적인 결론을 내릴 수 없기 때문에 현실에 나타난 자료 분석을 통해 실증적으로 판단할 수 밖에 없다. 이를 위해 먼저 임금, 물가, 노동비용 및 생산성 간 관계에 관한 기존의 연구결과를 검토하여 보기로 하자.

기존의 실증분석은 시계열의 불안정성으로 인해 발생하는 가성회귀 (spurious regression) 의 문제를 고려하여 분석했는가의 여부에 따라 두 유형으로 구분할 수 있다. 첫번째 유형에서는 단순히 수준변수 혹은 증가율변수를 사용한 회귀모형이나 시계열모형을 이용하여 두 변수간의 관계를 분석하고 있으며, 두번째는 단위근과 공적분 관계를 감안하여 분석한 연구들이다.

첫째 유형에 속하는 연구들의 주 관심사는 두 변수간에 존재하는 인과관계의 방향 및 영향의 상대적 강도에 관한 것이다. 정기준 (1981), 이계식 (1984), 최돈길 (1989), 홍갑수 (1990) 등 대부분의 실증분석 결과에 따르면 두 변수간에는 서로 영향을 주고받는 쌍방 (feedback) 관계가 존재한다. 구체적으로는 임금상승이 물가상승에 미치는 영향의 강도 (탄력성) 보다 물가상승이 임금상승에 미치는 영향의 강도가 더 큰 것으로 나타나고 있다.⁵⁾ 특히 전성인 (1991) 은 필립스 곡선의 추정을 통하여 과거의 물가상승이 임금상승에 전부 반영되는 것으로 분석하고 있다. 반면에 박준경・이호창 (1984) 은 인플레이션 충격과 임금증가율 충격이 서로 상대변수를 하락시키는 작용을 한다고 보고 있다. 한편 인플레이션의 원인과 관련하여 남상우

(1969) 모형을 기초로 하고 있다.

4) Zeira (1989) 는 가격조정이 비신축적인 경제에서 항구적 비용충격은 물가와 인플레이션에 계속적인 영향을 미치는 반면에 일시적 충격이 물가수준에 미치는 영향은 지속적이나 인플레이션에 미치는 영향은 일시적인 것으로 그치는 모형을 제시하고 있다.

5) 이 점에 관한 다른 연구결과들의 개괄적인 설명으로는 장현준・김재원 (1990, pp. 141~148) 을 참고하자.

(1981)는 단위노동비용이 미치는 영향은 단기적인 것이며 장기적 물가상승 압력은 통화공급과 같은 수요측 요인이 결정적 역할을 하는 것으로 파악하고 있으며, 정희택(1996)에서도 1983년 이후 들어서는 그 전 기간에 비해서 임금이 물가에 미치는 단기적 영향은 확대되었으나 장기적 영향은 감소한 것으로 나타났다.

두번째 유형에 속하는 연구의 주 관심사는 임금과 물가 및 이들과 관련있는 시계열들에 단위근과 공적분이 존재하는가에 관한 것인데 대부분의 경우 임금과 물가 및 생산성 등의 시계열이 단위근을 갖는 불안정 시계열이며 변수들간의 조합에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 파악하고 있다. 정용균(1995)은 명목임금, 소비자물가, 생산성 및 실업률 간에 공적분 관계가 존재함을 보이고 있으나 물가와 임금 간의 인과관계에 관한 분석이 없기 때문에 이들간의 장기 공적분 관계의 구체적 내용이 무엇인지에 관해서는 알 수 없다. 전성인(1992)은 실질 GNP, 총통화, GNP 환가지수, 명목임금의 4변수간에 1개의 공적분 벡터가 존재한다는 것에 근거하여 4변수로 구성된 구조 VAR 모형을 설정한 후 충격반응함수를 이용하여 생산성 향상을 수반하지 않는 임금증가는 생산을 감소시키고 물가상승을 가속시켜 실질임금을 오히려 낮추는 작용을 함을 보이고 있다. 박우규(1989)는 물가와 단위노동비용 간에 장기적 공적분 관계가 존재하는 반면에 수입물가와 물가 간에는 공적분이 존재하지 않는다는 것으로부터 노동비용이 물가변동의 주요한 결정요인이라고 보았다.⁶⁾

공적분과 오차수정 모형을 이용하여 물가와 단위노동비용 간의 관계를 종합적으로 분석한 최근의 연구로는 백용기(1996)를 들 수 있다. 1982: I ~ 1995: III 기간의 분기자료를 이용한 분석에 의하면 소비자물가와 단위노동비용 간에는 공적분 관계가 없으나 수입물가를 추가하면 세 변수간에 1개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 보았다. 그러나 세 변수로 구성된 오차수정 모형의 추정결과 물가변수에 대한 오차수정항의 부호가 이론과 다르게 나오고 수입물가의 계수가 지나치게 크기 때문에,

6) 그러나 이 결론은 두 가지 점에서 문제가 있다. 첫째, 임금, 물가간 관계에 영향을 주는 생산성, 실업률, GDP 갭과 같은 중요한 제어변수(control variable)들과 물가와와의 관계를 고려하지 않았기 때문에 결과에 편의가 발생할 수 있다. 둘째, 분석에 사용한 ECM 모형에 임금방정식이 제외되었기 때문에 완결된 모형이 아니며 셋째, 인과검정이 이루어지지 않았기 때문에 임금-물가간 관계의 구체적 내용이 무엇인지를 알 수가 없다. 더욱이 인과관계가 분명하게 밝혀지지 않은 모형을 가지고 임금변동이 물가에 미치는 영향이 지속적이라는 충격반응함수에 근거하여 물가문제에서 노동비용이 중요하다라는 결론을 도출하는 논리적 비약을 범하고 있다.

세 변수에 입각한 모형은 적합한 것이 아니라 판단하고서 물가와 단위노동비용의 증가율로 구성된 VAR 모형에 의한 분석을 택하였고, 이로부터 임금은 물가에 유의한 영향을 주지만 물가는 임금변동에 유의한 영향을 주지 못하며, 물가변동의 분산을 설명하는 데 단위노동비용의 영향이 매우 크다는 것으로부터 물가상승의 주 원인으로 노동비용을 지적하고 있다. 그러나 이러한 결론은 두 가지 점에서 문제가 있다. 첫째, 세 변수로 구성된 오차수정 모형에 의하면 세 변수간에 존재하는 장기관계에 이탈이 발생할 때 단위노동비용과 수입물가의 조정을 통해 균형을 회복하는 것으로 나타나고 있는데,⁷⁾ 이것은 세 변수간의 장기관계가 물가에서 임금으로 가는 인과관계라는 것을 의미한다. 그러나 백웅기는 이것을 모형 오설정(misspecification)에 의해 생긴 문제라 해석하고서 물가와 단위노동비용으로 구성된 2변수 VAR 분석을 통해 노동비용의 증가가 물가상승의 원인이라는 정반대의 결론을 내리고 있다. 둘째, VAR 모형의 설정시에 외생변수로 취급된 변수가 수입물가에 한정되었기 때문에 물가와 단위노동비용에 영향을 주는 다른 변수들, 예를 들어 금융변수나 실업률 혹은 기업수익성 등이 미치는 영향을 제어하지 못했고 따라서 이들을 고려하면 결론이 달라질 수 있다.

외국의 경우 임금 혹은 노동비용과 물가 간의 관계 규명에 관한 최근의 연구는 대부분 공적분과 오차수정모형을 사용하여 이루어지고 있다.⁸⁾ 여기서도 분석의 초점은 인과관계의 특성에 관한 것이며 두 변수간에 쌍방관계가 존재한다는 견해와 일방적 관계가 존재한다는 견해의 둘로 대별할 수 있다.

먼저 후자의 경우에 속하는 대표적 예로서는 미국의 경우를 분석한 Mehra(1990, 1991, 1993),⁹⁾ Campbell and Rissman(1994),¹⁰⁾ Huh and Trehan(1995), Rissman(1995),¹¹⁾ Emery and Chang(1996) 등을 들 수 있다.¹²⁾ 이들 연구에 나타난

7) 소비자물가지수에 대한 오차수정항의 계수가 이론과 달리 陽의 부호로 나왔다는 43쪽의 내용은 이것을 의미한다.

8) 물가방정식에서 노동비용의 중요성을 강조한 고전적인 예로는 Eckstein and Fromm(1968)의 모형을 들 수 있다.

9) Mehra(1993)의 경우 물가변수로서 GDP 환가지수 대신 CPI를 사용하면 쌍방관계가 나타난다.

10) Campbell and Rissman(1994)의 경우 실업률을 포함하면 둘간에 쌍방관계가 나타난다.

11) Rissman(1995)이 분석한 10개 산업 중 오직 제조업과 소매업에서만 단위노동비용이 물가에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

12) 전통적인 회귀분석 방식을 사용한 Gordon(1988), Fosu and Huq(1988)도 동일한 결론을 얻고 있다.

공통적인 결론은 ① 임금변동은 장기 혹은 장·단기 물가변동의 원인변수라는 의미에서 비용상승(cost-push)요인이 되지 못하므로 물가방정식에 노동비용변수를 포함하는 것은 설명력과 예측력에 아무 도움을 주지 못하며, ② 임금과 물가 간에 존재하는 장기관계에 이탈이 발생하는 경우 물가변동의 충격에 대응하여 임금이 조정되는 과정을 통해 균형을 다시 회복하며, ③ 임금이 물가변동의 원인변수가 아니기 때문에 마크업 가격원리가 현실에서 성립되지 않는다는 것이다. 반면에 Ghali(1999)는 미국의 경우 임금에서 물가로 가는 일방적 인과관계가 존재한다고 보았다.

두 변수간에 쌍방관계가 있다는 연구로는 독일과 미국에 관한 Franz and Gordon(1993), 미국에 관한 Mehra(1977),¹³⁾ Arora and Blackley(1996), 그리고 바르바도에 관한 Downes 등(1990)의 연구를 들 수 있다.

한편 외국의 실증분석에 의하면 임금 혹은 단위노동 비용, 물가, 생산성 및 실업률과 같은 주요 변수가 하나의 단위근을 갖는 I(1) 시계열이며,¹⁴⁾ 이들간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다.¹⁵⁾ 또한 대부분의 연구에서 수입물가나 실업률이 유용한 제어변수로서 사용되고 있다.¹⁶⁾

이상 몇 국가에 관한 실증분석에서 나타난 내용은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 임금과 물가 간에 존재하는 장·단기 관계는 물가변동이 임금변동에 영향을 주는 일방적 인과관계이거나 쌍방관계인 경우라도 임금이 물가에 미치는 영향보다 물가가 임금에 미치는 영향이 더 강하다는 것을 보여주고 있다. 둘째, 노동비용(임

13) Mehra(1977)는 18개 산업자료를 분석하여 쌍방관계의 존재를 확인하고 있다.

14) Mehra(1991)과 Emery and Chang(1996)은 임금, 물가 및 단위노동비용이 I(2)라고 파악하였다.

15) 예를 들면, 영국의 경우 Hall(1986)에서는 임금, 물가, 노동생산성, 실업률, 작업시간의 다섯 변수간에 공적분이 존재하며 Alexander(1993)에 의하면 임금, 실업률, 생산성 간에 공적분 관계 및 오차수정모형이 존재한다. 바르바도의 경우 Downes, Holder, and Hyginus(1990)에 의하면 실질임금, 생산성, 교역재물가, 실업률 간에 공적분이 있다. 미국의 경우 물가와 단위노동비용 간에 공적분이 존재하며(Mehra, 1993; Arora and Blackley, 1996; Campbell and Rissman, 1994), Mehra(1991)에 의하면 인플레이션을, 단위노동비용상승률, GDP 갭의 세 변수간에 공적분이 존재한다. 반면에 Darby and Warren-Lewis(1993)는 영국에 관한 Hall(1986)의 분석결과를 확인할 수 없다고 하였으며 Nymoen(1989)은 노르웨이의 경우, 명목임금과 물가, 생산성 간에 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 이런 의미에서 Aukrust(1977)의 스칸디나비아 모형은 타당하지 않다고 보았다.

16) 제어변수의 사용을 어떻게 하는가에 따라서 필립스 곡선이 나타내는 임금, 물가, 실업률 간의 관계가 민감하게 달라진다는 것을 보여주는 고전적 예로는 Rees and Hamilton(1967)을 들 수 있다.

금 혹은 단위노동비용)과 물가 및 이들과 관련된 주요 시계열들 간에는 공적분 벡터가 존재한다는 의미에서 장기균형 관계가 존재한다.

우리는 이러한 기존의 연구결과를 실증분석에 참고하는 한편 기존 연구의 문제점을 감안하여 분석하고자 한다. 한국의 경우 기존 연구에서는 인과관계에 대한 엄밀한 검증이 이루어지지 못했으며, 특히 임금과 물가 간 관계를 분석하는 데 있어서 제어변수들을 충분히 고려하지 못한 문제가 있다. 다음 절에서는 이 점을 개선할 수 있는 가설을 도출하는 데 사용될 간단한 모형을 제시하고자 한다.

Ⅲ. 모형

기존의 실증분석을 통해 우리는 임금과 물가 간의 관계에 실업률 및 수입물가와 같은 변수들이 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 본 절에서는 효율적 임금가설에 입각하여 이러한 변수들의 영향을 고려한 검정가설을 도출하는 것이 목적이다. 효율적 임금가설을 채택한 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 효율적 임금가설에 따르면 기업이윤 및 임금과 고용수준은 노동자의 작업의욕(효율성) 및 이에 영향을 주는 변수들에 의해 결정된다. 따라서 작업의욕 함수의 설정을 통해 임금과 물가의 결정요인을 모형 내에 포함시켜 그 영향을 분석할 수 있다. 둘째, 동 가설에 의하면 작업의욕 즉 노동생산성은 임금의 증가함수이므로 임금상승은 비용상승만을 의미하는 것이 아니라 생산성 향상을 유도하여 이윤증대를 도모할 수 있는 유용한 유인책이 된다는 점을 강조하고자 하였다.¹⁷⁾

구체적으로는 한국경제의 현실에 비추어 두 가지 관점에서 동 가설을 변형하여 사용하였다. 하나는 작업의욕 함수의 설정을 한국현실에 맞게 수정한 것이고 또 하나는 자본이 부족한 한국에서 수입자본재가 생산에서 차지하는 중요성 및 물가변동에서 해외요인의 영향을 강조하기 위해 수입자본재를 생산요소의 하나로 도입한 점이다. 소규모 개방경제에서는 수입물가가 물가 및 임금 결정에서 중요한 역할을 하며 인플레이션에 관한 소위 '스칸디나비아 모형'에서는 이 점을 강조하고 있다.¹⁸⁾

17) 강석훈·한진수(1998), 이명숙(1992), 조영철(1995), 최영섭(1997) 등은 효율적 임금가설을 뒷받침하는 한국 노동시장에 관한 실증근거들을 제시하고 있다.

18) 이에 관한 대표적 모형으로는 Aukrust(1977)를 들 수 있다.

기업은 다음과 같은 미래이윤 π 의 현재할인가치를 극대화할 수 있도록 명목임금 W 와 고용수준 N 및 수입자본재 K_M 을 결정한다.¹⁹⁾

$$\text{Max } \pi = \int_0^{\infty} (P_t f(q(w_t, z_t) N_t, K_M) - W_t N_t - R_t K_M) e^{-\beta t} dt \quad (1)$$

식(1)에서 P_t = 재화가격, W = 명목임금, w = 실질임금(W/P), N = 노동, K_M = 수입자본재, R_t = 수입자본재의 사용자비용(rental rate)을 나타내며, 수입자본재 가격 P_M 에 비례하여 $R_t = \alpha P_M$ 과 같다고 가정한다. β 는 할인인자이다. q 는 작업의욕 혹은 효율성으로서 실질임금과 기타 요인 z_t 에 의해 결정되며 $q_t = q(w_t, z_t)$, $q_1, q_2 > 0$, $q_{11}, q_{22}, q_{12} < 0$ 을 가정한다. 즉 작업의욕은 실질임금과 z_t 의 증가 함수이나 체감하는 형태를 취한다. 기타 요인 z_t 로서는 경기의 전반적 상황을 나타내는 실업률(URN)과 GDP 갭(GAP) 이외에 노동조합의 영향(UON), 기업의 지불능력(SOL) 등을 설정하고 다음과 같은 함수를 가정하였다.²⁰⁾ 개별 기업의 입장에서 물가수준과 수입자본재 가격 및 z_t 에 영향을 주는 변수들은 외생적으로 주어진다.

$$z_t = z(URN, GAP, UON, SOL), \quad z_1 > 0, z_2 < 0, z_3 \leq 0, z_4 < 0 \quad (2)$$

$z_1 > 0$, $z_2 < 0$ 은 실업률이 증가하면 해고에 따른 기회비용이 증가하므로 작업의욕은 높아지고, 반대로 경기가 좋아지면 작업의욕은 낮아진다는 효율적 임금가설의 기본 내용을 나타내고 있다. 지불능력이 개선되면 해고위험이 감소하여 작업의욕도 감소하므로 $z_4 < 0$ 을 가정하였다. 노동조합은 작업의욕에 두 가지 상반된 영향을 미칠 것이다. 노조의 역할이 강화될수록 고용조건과 관련한 기업의 공정성이 향상되므로 노동자의 사기와 작업의욕이 높아질 것이다. 그러나 노조의 영향력이 강화됨에 따라서 도덕적 해이 현상이 나타나면 작업의욕이 낮아질 수 있다. 이러한 두 가능성을 감안하여 $z_3 \leq 0$ 을 가정하였다.²¹⁾ 일차조건은 다음 세 식으로 구성된다.

19) 수입자본재 외에 국산자본재를 생산함수에 포함해도 결론의 질적인 차이는 없다.

20) 변수에 대한 자세한 설명은 다음 절에서 다루고 있다.

21) 고용조정에 따르는 비용에 영향을 주는 한 변수로서 노동조합의 영향을 $(c/2) z_t (N_t - N_{t-1})^2$ 과 같은 고용조정 비용함수를 통해 나타낼 수도 있으나 분석의 질적인 차이는 없다.

$$\partial\pi/\partial N: P_t f_1 q = W_t \quad (3)$$

$$\partial\pi/\partial W: f_1 q_1 = 1 \quad (4)$$

$$\partial\pi/\partial K_M: P_t f_2 = R_t \quad (5)$$

식 (3) 과 (4)로부터 노동에 대한 균형조건을 나타내는 다음과 같은 솔로우 조건을 얻는다.

$$w q_1 / q = 1 \quad (6)$$

식 (6)은 효율적 임금가설의 기본적인 결론으로서 임금에 대한 근로의욕의 탄력성이 1과 같도록 임금을 결정할 때 이윤이 최대가 된다는 것을 의미하며 이를 위한 조건의 하나가 식 (3)의 $P_t f_1 q(w, z_t) = W_t$ 로서 실질임금과 노동생산성이 같아질 수 있도록 고용수준을 결정해야 한다는 것이다. 동일한 내용을 나타내고 있는 것이 식 (4)이다. 시계열 분석의 관점에서 볼 때 (3)과 (5)는 균형상태에서 임금과 이자율 및 생산요소의 생산성 그리고 재화가격 간에는 특정의 장기관계가 존재한다는 것을 의미한다. 우리의 관심사인 노동에 국한하여 설명하면 물가와 임금 및 노동생산성 혹은 물가와 단위노동비용 간에는 일정한 균형관계가 성립한다는 것을 의미한다. 그리고 장기균형관계에 영향을 주는 외생적 요인이 바로 z_t 이다. 이러한 조건하에서 식 (6)과 (5)로부터 도출되는 명목임금 함수는 다음과 같다.

$$W_t = h(P, P_M, URN, GAP, UON, SOL),$$

$$h_1 > 0, h_2 \leq 0, h_3 < 0, h_4 > 0, h_5 \leq 0, h_6 > 0 \quad (7)$$

물가수준 P 의 상승은 (3)의 관계에 의해 명목임금을 상승시키는 작용을 한다 ($h_1 > 0$). 수입물가 P_M 이 명목임금에 미치는 영향은 두 가지이다. 하나는 물가에 미치는 직접적 영향을 통해 임금을 상승시키는 작용을 한다. 반면에 수입자본재의 가격상승은 자본비용을 증가시키고 이윤과 지불능력을 악화시킴으로써 노동자의 작업의욕을 자극하므로 기업 입장에서는 임금을 낮출 수 있는 유인으로 작용한다. 이 두 효과의 상대적 크기에 따라서 최종 영향이 결정되므로 $h_2 \leq 0$ 이 된다. 실업률 증가는 식 (2)에서 보듯이 생산성을 향상시키는 역할을 하므로 임금을 낮출 수 있는 유인

으로 작용한다($h_3 < 0$). 기타 z_t 에 영향을 주는 요인들이 임금에 미치는 영향도 실업률의 경우와 같은 논리에 의해 설명이 가능하므로 각각 $h_4, h_6 > 0, h_5 \leq 0$ 과 같다.²²⁾

시장에 동일한 유형의 수많은 기업이 있다고 가정하면 재화의 가격 및 물가수준은 (3) 혹은 (5)에 의해 결정되므로 다음과 같다.

$$P_t = g(W, P_M, URN, GAP, UON, SOL) \quad (8)$$

식(8)에서 명목임금과 수입자본재 가격이 물가에 미치는 영향은 각각 $g_1, g_2 > 0$ 과 같으며 나머지 변수가 물가에 미치는 영향은 (7)의 경우와 동일하고 그 관계를 (2)와 (3)을 통하여 확인할 수 있다.

이상의 분석으로부터 우리는 임금, 물가, 노동비용 및 기타 변수 간에 장기관계가 존재할 수 있음을 알 수 있다. 거시 시계열 분석의 관점에서 보면 균형조건에 나타난 변수들간의 장기균형관계는 공적분 관계에 해당한다. 따라서 일차조건에 나타난 제 변수들간에는 특정의 공적분 관계와 그에 상응하는 통계적으로 유의한 오차수정모형이 존재한다는 가설을 상정할 수 있다. 특히 우리는 물가와 명목단위노동비용 간에 공적분 및 오차수정모형이 유의하게 존재하는지의 여부를 검정하고자 한다.

IV. 실증분석

1. 분석 방법

물가, 임금 및 생산성 간의 관계를 분석하는 데 사용한 방법은 두 가지이다. 첫째는 시계열들의 순환적 특성을 변동성(volatility), 지속성(persistence), 공동변화(comovement)의 관점에서 파악한다. 이 방법을 사용하기 위해서는 먼저 시계열에 내재하는 추세요인을 제거하고 순환요인만을 추출해야 한다. 통상 Hodrick and Prescott이 제안한 HP 필터를 사용하고 있으나 이 방법의 문제점을 감안하여 본 논문에서는 Baxter and King(1995)이 제안하여 최근 사용이 확대되고 있는 band pass

22) 최돈길(1989)은 제조업 임금함수에서 노조조직률이 유의한 정의 효과를 나타낸다고 보았으나 동 분석결과는 가성회귀의 문제로부터 자유롭지 못하다.

필터(이하 BP 필터)를 이용하되 비교를 위해 HP 필터에 의한 분석결과도 같이 제시하였다.²³⁾ 두번째 방법은 공적분 및 오차수정모형에 기초한 시계열간의 장단기 동학 분석을 토대로 물가와 노동비용 간의 인과관계를 파악하는 것이다. 후술하는 바와 같이 첫번째 방법을 통해 얻은 시계열들의 특성은 인과분석에서 나타난 결과 및 시사점을 도출하는 데 유용하게 이용되고 있다는 점에서 두 방법은 상호보완적이다.

2. 자 료

앞 절의 모형분석에 의하면 임금, 물가 및 생산성 간의 관계를 분석하기 위해서는 수입자본재가격(P_M) 외에도 z_t 에 영향을 주는 요인들을 제어변수로서 사용해야 된다. 실업률(URN)은 전산업 실업률이며 GDP 갭(GAP)으로는 앞에서 설명한 BP 필터에 의해 추세가 제거된 실질 GDP의 순환변동치를 사용하였다. 따라서 이 값이 증가하는 것은 경기가 호전되는 것을 의미한다. 노동조합 변수로는 전산업 노조조직률(UON)을 사용하였다. 지불능력을 나타내는 변수로서는 제조업 가동률(OPR)²⁴⁾과 금융기관의 민간대출(LON)을 사용하였다. 수입자본재를 생산요소로 도입한 중요한 이유가 수입물가라는 해외요인이 물가와 임금에 미치는 영향을 모형화하기 위한 것이므로 수입자본재의 가격 대신에 원화표시 수입물가지수(PIM)를 대용변수로 사용하였다. 물가변수로는 소비자물가지수(CPI)를 사용하였고²⁵⁾ 임금(WGE)은 전산업 상용근로자 월평균 임금, 노동생산성(PDT)은 실질 GDP를 취업자로 나눈 값이다.²⁶⁾ 분석에 사용한 표본기간은 1972:I ~ 1997:IV이다.

23) BP 필터의 적용을 위해 X-11으로 계절조정을 하였으며 관측치의 손실문제를 해소하기 위해 자료의 앞 뒤 3년을 AR(4) 과정에 의해 연장하였다. 추출한 순환주기는 1970년 이후에 나타난 13분기~31분기의 주기에 해당한다. BP 필터에 대한 개괄적인 설명 및 적용 예에 관해서는 양준모(1999)를 참고하자.

24) 1972:I ~ 1997:IV의 분석기간 동안 가동률과 인플레이션 간에는 -0.61의 강한 부의 관계가 나타난다. 가동률이 높을수록 생산(공급)이 증가하여 물가상승 압력을 낮추기 때문이다. 물가 및 인플레이션 분석에서 가동률을 사용한 모형으로는 Eckstein and Fromm(1968), Finn(1995, 1996) 등을 들 수 있다.

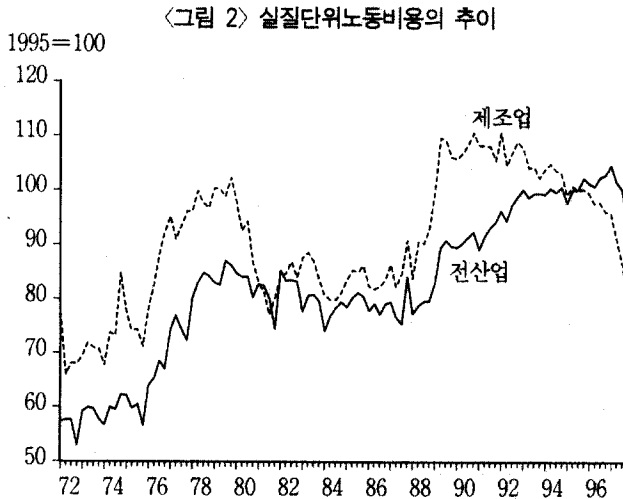
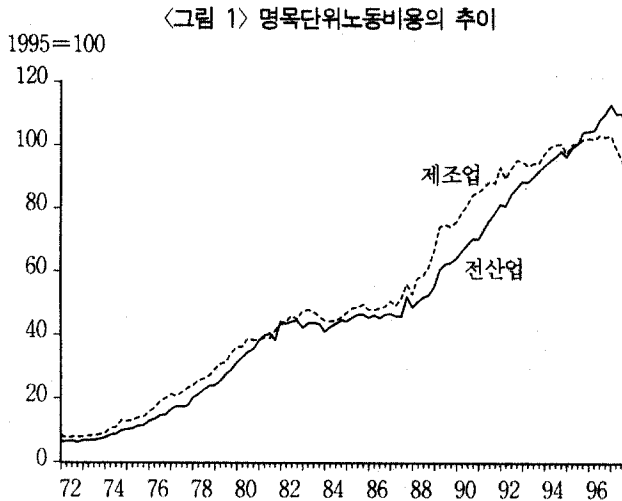
25) 물가지수의 차이에 따라서 분석결과가 달라질 수 있다. 그러나 임금-물가간의 관계분석에 소비자물가지수가 적합한 물가개념이며 한국은행의 정책대상 지표이기 때문에 다른 물가지수는 고려하지 않았다.

26) GDP 갭, 실업률, 민간대출, 노조조직률을 제외한 모든 변수는 1995=100으로 지수화하였고 GDP 갭을 제외한 모든 변수는 로그값을 취하여 사용했다.

3. 임금, 물가 및 생산성의 순환적 특성

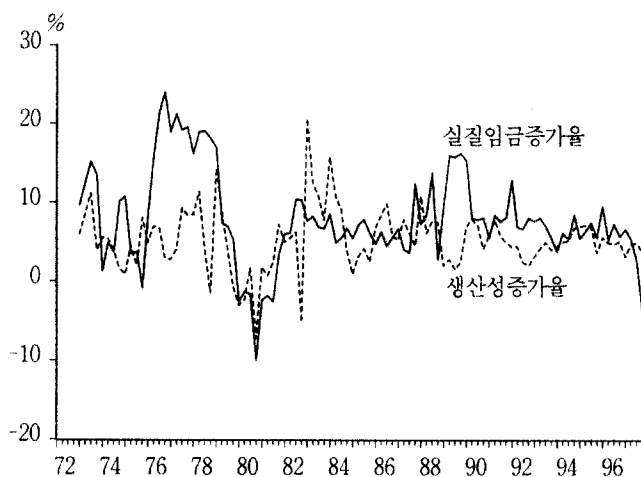
(1) 노동비용의 변화 추이

〈그림 1〉과 〈그림 2〉에서 보듯이 명목단위노동비용은 1980년대 초반까지 계속 증가하다가 중반까지 정체상태를 보인 후 88년 초부터 다시 증가하기 시작하여 1996년 하반기를 정점으로 다시 감소추세에 있다. 한편 실질노동비용의 추이는 다른 모습을 보이고 있다. 전산업 실질단위노동비용은 1970년대와 1989~1992년 기

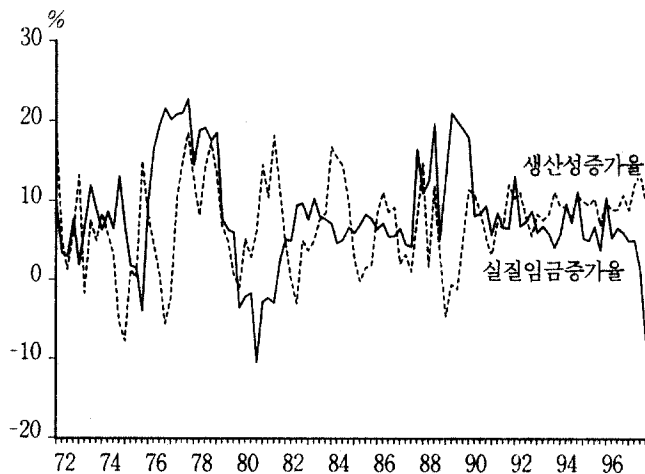


간에만 증가하였을 뿐 1993년 이후에는 거의 정체상태를 보이다가 1997년부터 하락하고 있다. 특히 제조업의 경우 1980년 이후 1987년까지 안정된 상태에 있다가 1988~1989년 사이에만 큰 폭으로 증가한 후 정체상태를 보이다가 1992년부터는 급격히 하락하고 있다. 이것은 실질임금이 생산성 증가보다 낮게 상승하고 있음을 의미하며, <그림 3>과 <그림 4>를 통해 확인할 수 있다. 따라서 경제전체로 볼 때 노동의 몫은 1993년 이후 거의 변화가 없으나 제조업에서는 크게 하락하고 있음을

<그림 3> 실질임금과 생산성 증가율: 전산업



<그림 4> 실질임금과 생산성 증가율: 제조업



알 수 있다. 이상의 내용은 노동비용이 고비용의 원인이라는 주장에 의문을 제기하게 하는 한 근거라 하겠다.

(2) 시계열의 변동성

물가, 임금, 단위노동비용, 생산성의 변동성 비교에 관한 내용이 <표 1>에 나타나 있다.

변동성의 정도는 명목노동비용(명목임금 혹은 명목단위노동비용)과 물가지수의 경우 차이가 없으며 실질단위노동비용과 생산성의 변동성은 매우 낮다. 반면에 수입 물가의 변동성은 매우 높다. 인플레이션율과 인플레이션 변동성 간에 존재하는 정 의 관계를 감안할 때 <표 1>에 제시된 자료는 한국의 물가변동을 설명하는 데 있어서 해외요인의 영향이 매우 중요한 요소임을 시사한다.

<표 1> 임금, 물가, 생산성의 변동성

기간: 1972: I ~ 1997: IV

추세 제거	BP 필터	HP 필터
명목임금	0.021	0.033
실질임금	0.021	0.040
명목단위노동비용	0.023	0.043
실질단위노동비용	0.015	0.038
소비자물가지수	0.022	0.038
수입물가지수	0.047	0.084
생산성	0.011	0.025

주: 변동성은 해당 변수의 표준편차를 나타낸다.

(3) 지속성

다음으로는 임금, 물가 및 생산성의 변동에서 나타나는 지속성을 비교하고 이것의 의미를 분석하고자 한다. 지속성을 나타내는 척도로는 Cochrane(1988)이 제안한 분산비율(variance ratio)이며 다음 식을 이용하여 구한다.²⁷⁾

27) 이 식에서 $\sigma_k^2 = \text{Var}(X_t - X_{t-k})$, $\sigma_1^2 = \text{Var}(X_t - X_{t-1})$ 로서 각각 시계열 X_t 의 k 시차 차분 및 1차 차분의 분산을 나타낸다. 시계열 X_t 가 임의보행(random walk)을 하는 불안정 시계열이라면 $\sigma_k^2 = k\sigma_1^2$ 이므로 $V^k = 1$ 이 된다. 반면에 안정적 시계열이라면 V^k 는 0에 수렴한다. 그리고 일반적인 불안정 시계열의 경우 V^k 는 0과 1 사이의 값을 갖는다.

$$V^k = \frac{1}{k} \frac{\sigma_k^2}{\sigma_1^2}$$

시계열이 단위근을 갖고서 임의보행 과정에 따라 변할 때 외적 충격은 이 시계열의 변화에 지속적이고 항구적인 영향을 미친다. 반면에 안정적인 시계열의 경우는 충격의 영향이 시간의 경과에 따라 소멸하므로 일시적 영향으로 그친다. 그런데 V^k 를 이용하여 시계열의 불안정성 특히 임의보행 과정 여부를 파악할 수 있기 때문에 이 분산비율을 이용하여 특정 시계열의 변화가 일시적인가 아니면 항구적 과정을 따르는가를 판단할 수 있다.

〈표 2〉는 표본분산을 이용하여 구한 관련 시계열들의 분산비율을 보여주고 있다. 이로부터 우리는 명목임금, 명목단위노동비용 및 물가지수의 변화는 매우 지속적이고 항구적인 특징을 지니고 있음을 알 수 있다. 특히 물가지수의 지속성은 매우 강하게 나타나고 있어 물가변동에 강한 관성(inertia)이 내재해 있음을 시사해 준다. 반면에 실질임금과 실질단위노동비용의 변화에는 항구적 요소보다 일시적 요소가 강하게 작용하고 있다. 특히 생산성의 변화에는 지속적 현상이 거의 나타나지 않고 있다. 예를 들어 생산성은 $k=3$ 을 지나면서 분산비율이 .50 이하로 낮아지다가

〈표 2〉 지속성의 척도: V^k

기간: 1972: I ~ 1997: IV

변수 \ 시차 k	1	2	4	10	20	30	40	50
명목임금	1.00 (.11)	1.31 (.21)	2.14 (.49)	4.88 (1.76)	8.77 (4.46)	9.77 (6.09)	8.62 (6.20)	7.82 (6.23)
실질임금	1.00 (.11)	.98 (.16)	1.16 (.26)	1.68 (.60)	1.52 (.77)	.97 (.61)	.58 (.41)	.30 (.24)
명목단위노동비용	1.00 (.11)	.99 (.16)	1.31 (.30)	2.71 (.97)	4.69 (2.39)	5.45 (3.40)	4.65 (3.35)	4.06 (3.27)
실질단위노동비용	1.00 (.11)	.75 (.12)	.51 (.12)	.60 (.21)	.75 (.38)	.60 (.37)	.35 (.25)	.16 (.13)
소비자물가지수	1.00 (.11)	1.70 (.26)	2.88 (.63)	5.73 (1.99)	9.21 (4.52)	12.39 (7.44)	15.03 (10.42)	14.09 (10.92)
수입물가지수	1.00 (.11)	1.48 (.24)	2.35 (.53)	3.73 (1.34)	4.10 (2.09)	6.07 (3.78)	7.00 (5.03)	7.25 (5.83)
생산성	1.00 (.11)	.68 (.11)	.44 (.10)	.40 (.14)	.28 (.14)	.29 (.18)	.23 (.17)	.18 (.14)

주: ()는 $(4k/3N)^{-5}((\sigma_k^2/k)/\sigma_1^2)$ 에 의해 구한 Bartlett 표준편차를 나타낸다.

$k = 18$ 이후에는 .30 이하로 급감한다. 이것은 생산성의 변화과정에는 일시적 요인의 영향이 압도적으로 작용하기 때문에 생산성에 변화를 초래하는 충격의 영향이 오래 지속되지 못함을 의미한다. 따라서 생산성 향상을 위해서는 지속적인 충격이 필요함을 알 수 있다.

(4) 공동변화

〈표 3〉은 시계열들간에 존재하는 상관관계의 내용을 보여주고 있다. 명목임금과 실질임금 및 실질단위노동비용은 경기순응적(procyclical)이지만, 명목단위노동비용은 경기역행적(countercyclical)이다. 생산성이 경기순응적이고, 소비자물가지수가 경기역행적이기 때문이다. 이 표에서 중요한 점은 생산성과 실질임금 및 실질단위노동비용 간에는 정의 관계가 존재하는 반면에 물가와 생산성 간에는 부의 관계가 존재한다는 것이다. 이 점 또한 물가안정을 추구하는 데 있어서 생산성의 역할과 생산성 향상을 위한 방안과 관련하여 시사하는 바가 크다.

〈표 3〉 임금, 물가, 생산성 및 GDP 간의 상관관계

기간: 1972: I ~ 1997: IV

변 수	ρ_1		ρ_2	
	BP 필터	HP 필터	BP 필터	HP 필터
명목임금	0.001	-0.07	-0.14	-0.12
실질임금	0.74	0.56	0.69	0.42
명목단위노동비용	-0.42	-0.50	-0.58	-0.66
실질단위노동비용	0.38	0.08	0.26	-0.24
소비자물가지수	-0.71	-0.64	-0.77	-0.54
수입물가지수	-0.64	-0.56	-0.60	-0.48
생산성	0.92	0.79	1.00	1.00

주: ρ_1 은 해당 변수와 GDP 간의 상관계수, ρ_2 는 생산성과 해당 변수 간의 상관계수를 나타낸다.

4. 인과관계 분석

(1) 단위근 검정

본 논문에서는 단위근 검정시 통상 사용되는 ADF 방법이 안고 있는 문제점을 감안하여 다음과 같은 방법을 사용하였다. 첫째, ADF 검정이 상수항과 추세항의 포함 여부에 따라 결과가 민감하게 달라지기 때문에 이 점을 다양한 관점에서 고려하였다. 또한 ADF 방식은 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하는 데 있어서 검정력(power)이 낮다는 문제가 있기 때문에 단위근이 없는 안정적 시계열이라는 것을 귀무가설로 설정하는 Kwiatkowski 등(1992)의 KPSS 방식을 동시에 사용하였다. ADF 방식에 따라서 귀무가설이 기각되지 못하고 KPSS 방식에 따라서 귀무가설이 기각된다면 두 방식의 검정결과에 일관성이 있는 것이므로 이 경우 해당 시계열은 단위근을 갖는 것으로 판정하였다. 둘째, 양 방식간의 결과가 모순되는 경우에는 해당 시계열의 자기상관(autocorrelation)과 편자기상관(partial autocorrelation) 계수에서 나타나는 정보를 활용하였다.²⁸⁾ 셋째, 위의 두 과정을 통해서도 명확한 판단이 어려운 경우 경제이론에 따라 판단하거나 혹은 공적분 검정을 통해 역으로 판단하였다. 예를 들어 세 변수 x, y, v 간에 $v = x - y$ 의 관계가 이론적으로 성립되며 단위근 검정결과 $x \sim I(1), y \sim I(1)$ 로 나타나는데 v 는 명확한 판단이 어렵다 하자. 이론적인 관점에서 x, y 두 변수간에 장기적인 관계가 존재하고 공적분 검정결과 두 변수간에 하나의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타난다면 x, y 의 선형결합인 v 는 당연히 안정적인 시계열 즉 $v \sim I(0)$ 이 돼야 하므로 이에 근거하여 v 는 단위근이 없는 것으로 판단한다.²⁹⁾

단위근 검정은 물론이며 공적분 검정과 오차수정 모형의 설정에서도 결과에 민감한 영향을 미치는 대표적인 요인이 시차 수 문제이다. 본 논문에서 채택한 시차 선정방식은 기본적으로 general-to-simple 방식이다. 즉 최대 시차에서 출발하여 시

28) 시계열이 단위근을 갖는다면 자기상관은 모든 시차에서 1이 되며 편자기상관은 시차 1에서만 유의한 값을 갖는다. 또한 단위근을 갖는 시계열의 일차차분은 안정적이므로 자기상관과 편자기상관은 안정적 시계열의 특징을 나타내야 한다.

29) 물론 이러한 판단은 세 변수간의 이론적 관계가 현실에서도 그대로 나타나며 세 변수의 실제 관측치가 이 관계를 정확히 반영하고 있다는 것을 전제로 할 때만 성립된다. 따라서 현실과 이론 간에 괴리가 발생하거나 자료 측정에 문제가 있는 경우 이러한 판단은 잘못된 결론으로 이끌 위험이 있다.

〈표 4〉 단위근 검정 결과

$$\begin{aligned} \text{ADF 검정식 } (1) \quad \Delta \log x_t &= a_0 + a_1 t + \rho \log x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \log x_{t-i} + e_t \\ (2) \quad \Delta \log x_t &= a_0 + \rho \log x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \log x_{t-i} + e_t \\ (3) \quad \Delta \log x_t &= \rho \log x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \log x_{t-i} + e_t \end{aligned}$$

기간: 1972: I ~ 1997: IV

변 수		ADF							KPSS		
		추정식 (1)		추정식 (2)			추정식 (3)				
가설		H_1	H_2	H_3	H_4	H_5	H_6	H_7	$\hat{\eta}_\mu(l=8)$		
10%	기준값	-3.12	5.34	-2.57	3.78	1.28	1.28	-1.62	1%	기준값	0.739
<hr/>											
수준변수		k									
WGE	7	-4.08*	-	-	-	-	-	-	1.22**		
ULC	4	-2.08	5.85*	-	-	-	-	-	1.17**		
PDT	6	-3.04	4.73	0.18	4.65*	3.06*	0.18	-	1.26**		
CPI	8	-1.41	2.79	-2.27	5.57*	2.42*	-2.27*	-	1.18**		
URN	8	-2.01	2.03	-0.88	0.76	-	-	-1.04	0.98**		
PIM	8	-1.38	1.35	-1.49	3.58	-	-	2.01*	1.07**		
OPR	3	-3.21*	-	-	-	-	-	-	0.96**		
LON	4	-1.67	6.23*	-	-	-	-	-	1.25**		
UON	8	-2.32	3.70	-1.88	1.85	-	-	-0.44	0.09		
<hr/>											
차분변수		k									
WGE	2	-3.67*								0.64	
ULC	1	-6.47*								0.55	
PDT	1	-10.02*								0.06	
CPI	7	-3.86*								0.55	
URN	10	-3.96*								0.08	
PIM	7	-3.96*								0.41	
OPR	3	-4.62*								0.14	
LON	3	-3.93*								0.82**	
UON	7	-3.36*								0.07	

- 주: 1) ADF 검정에서 각 가설의 의미는 다음과 같다. $H_1: \rho=0$, $H_2: a_1=0$, $\rho=0$, $H_3: \rho=0$, $H_4: a_0=0$, $\rho=0$, $H_5: \rho=0$ 전제하에서 $a_0=0$, $H_6: \rho=0$ (정규분포에 의한 t 검정), $H_7: \rho=0$. 각 가설의 필요성 및 판정기준에 관해서는 Enders(1995, pp. 254~258) 참고.
- 2) KPSS 검정에서 η_μ 는 시차 8에서 평균안정성(mean stationarity)이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.
- 3) KPSS 검정에서는 1% 유의수준을 사용하였으나 ADF 검정의 경우 검정력(power)이 낮다는 문제를 고려하여 10% 유의수준을 이용하였다. **, *은 각각 1%, 10% 유의수준에서 해당 가설이 기각됨을 의미한다.
- 4) ADF 검정에서 시차 k 는 최대 10에서 출발하여 general-to-simple 방법에 의해 선정하였다.

차 수를 하나씩 줄여가면서 모형의 적합성에 대한 LR 검정을 통해 적정 시차 수를 찾는 방식을 택하였다.

〈표 4〉는 ADF 검정과 KPSS 검정에 의한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 먼저 수준변수의 경우를 보면 두 검정방식에서 일치된 결론을 내리고 있는 것은 생산성(*PDT*)과 실업률(*URN*) 뿐이며 나머지 시계열은 상반된 내용을 나타내고 있다. 따라서 우리는 두번째 기준에 따라서 임금(*WGE*), 명목단위노동비용(*ULC*), 소비자물가지수(*CPI*), 수입물가지수(*PIM*), 제조업가동률(*OPR*), 민간대출(*LON*), 노조조직률(*UON*)의 자기상관과 편자기상관계수를 분석하였다. 그 결과 *UON*과 *OPR*을 제외한 *WGE*, *ULC*, *CPI*, *PIM*, *LON*은 안정적이라고 보기 어려웠다. 차분변수의 경우는 민간대출을 제외하고는 두 검정방법 모두 모든 시계열이 안정적이라는 일치된 결론을 내리고 있다. 민간대출의 경우 자기상관계수의 분석을 통해 단위근이 없는 것으로 파악하였다.

결론적으로 분석에 사용된 시계열 중에서 *UON*과 *OPR*은 $I(0)$ 으로 그리고 나머지 시계열은 모두 $I(1)$ 로 판정하였다.

(2) 공적분 검정

이상의 단위근 검정결과에 근거하여 우리는 물가와 단위노동비용 간에 장기균형 관계 즉 공적분 관계가 있는지의 여부를 Johansen의 방법에 의해 판단하였다. 이 방법에 의한 공적분 관계의 존재 여부는 VAR 모형의 시차 수 및 확정항의 처리에 민감한 영향을 받는다. 확정항은 단위근 검정결과 물가와 단위노동비용에 선형추세가 없는 것으로 나타났기 때문에 상수항만을 가정하였다. VAR 모형의 시차 결정은 최대 시차 10에서 시작하여 LR 검정에 따라 결정하였으며 이 결과 8과 6이 선정되었으나 절약(parsimony)의 원칙에 따라 시차를 6으로 하였다. 검정결과 〈표 5〉에서 보듯이 두 변수간에는 하나의 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 물가와 단위노동비용 간의 공적분 검정결과

검정통계량	귀무가설	대립가설	검정통계량	95% 기준값
λ_{\max}	$r = 0$	$r = 1$	26.67*	14.90
	$r = 1$	$r = 2$	6.70	8.18
λ_{trace}	$r = 0$	$r > 0$	33.37*	17.95
	$r \leq 1$	$r > 1$	6.70	8.18

두 변수간의 장기균형관계 즉 공적분 방정식은 Stock and Watson(1993)의 동태적 최소자승법에 의해 추정하여 $LCPI = 1.012 + 0.79 * LULC$ 의 관계를 얻었다.³⁰⁾ 이 식에서 도출되는 잔차항 EC_t 는 다음의 오차수정모형에서 두 변수간의 장기관계로부터의 이탈을 나타내는 변수로 사용된다.

(3) 오차수정 모형

이상의 분석에 기초하여 우리는 다음과 같은 오차수정모형을 설정하였다.³¹⁾

$$\Delta CPI_t = \text{상수항} + \lambda_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i} \Delta ULC_{t-i} + \delta_1 Z_t + u_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta ULC_t = \text{상수항} + \lambda_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta ULC_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta CPI_{t-i} + \delta_2 Z_t + u_{2t} \quad (10)$$

두 식에서 Z_t 는 제어변수 벡터를 의미하며, 구체적으로는 앞에서 설명한 *URN*, *PIM*, *LON*, *GAP*, *OPR*, *UON* 등이다. 단위근 검정결과에 의하면 *OPR*과 *UON*은 안정적 시계열이고 *GAP* 또한 순환요인이어서 안정적 시계열이기 때문에 세 변수는 수준변수를 사용하고 나머지 세 변수는 일차차분을 사용하였다.³²⁾ 이 경우 오차수정모형 내의 모든 변수가 I(0)인 안정적 시계열이므로 OLS로 추정할 수 있으며 그 결과가 <표 6>에 나타나 있다.³³⁾

30) 추정시에 요구되는 선행·후행 시차 수는 LR 검정을 통해 1로 하였다.

31) 공적분 검정에서 사용한 시차 수와 동일하게 $k=6$ 으로 하였다.

32) *GAP*을 제외한 모든 변수는 로그를 취했다.

33) 단위노동비용 계산시 이론적으로는 한계생산성을 사용하는데 실제로는 평균생산성을 이용하였다. 또한 노조조직률은 연간 자료를 분기자료로 연장하였다. 또한 수입자본재가격의 대용변수로서 수입물가지수를 사용하였다. 이러한 이유들로 인하여 측정오류의 문제(errors in variable)가 발생한다. 통상 이 경우 일치추정량을 얻기 위해 수단변수 추정법을 사용하는데 수단변수의 선정에 따라 결과가 민감하게 달라지는 문제가 발생한다. 본 논문에서도 이 방법을 시도해 보았으나 수단변수 선정의 자의성 문제를 피할 수가 없어 통상 최소자승법을 사용하였다.

(4) 물가와 노동비용 간의 장·단기 인과관계

다음으로는 (9)와 (10)으로 구성된 오차수정모형을 이용하여 물가와 노동비용 간의 장·단기 인과관계를 검정하고자 한다. 두 변수간에 공적분 관계가 있다면 오차수정 모형에서 λ_1, λ_2 중 최소한 하나는 통계적으로 유의해야 한다. 만일 λ_1, λ_2 모두가 유의하고 올바른 부호³⁴⁾를 나타낸다면 이는 두 변수간에 장기적인 쌍방향관계(feedback relationship)가 있음을 의미한다. 그러나 둘 중에 하나만 유의하면 한 변수만이 다른 변수의 Granger 인과변수가 되므로 둘간에는 일방적인 인과관계가 존재함을 의미한다.

<표 6>에 나타난 결과를 보면 λ_1, λ_2 모두 부호는 올바르지만 λ_1 은 통계적 유의성이 없음을 알 수 있다. 이것은 장기적으로 물가와 명목단위노동비용 간에 존재하는 균형관계가 깨질 때 균형상태의 회복이 노동비용의 조정만을 통해서 이루어지고 있으며, 균형으로부터의 이탈현상은 물가충격에 의해서 발생한다는 것을 의미한다. 물가와 노동비용 간의 장기관계는 물가충격에 대응하여 노동비용이 조정(catching up)해 가면서 다시 균형을 회복하기 때문에 나타나는 현상이며, 장기적으로 물가에서 노동비용으로 가는 일방적 인과관계가 존재한다. 그리고 이것은 장기적인 관점에서 물가변화를 예측하는 데 노동비용은 유용한 추가적 정보가 되지 못함을 의미한다.

그러면 단기변동에서는 두 변수간에 어떤 관계가 존재하는가? Wald 검정에 관한 $\chi^2_1(6)$ 통계량을 보면 과거의 물가변동이 노동비용에 아무런 영향을 주지 못한다는 가설과 과거의 노동비용이 물가변동에 아무런 영향을 주지 못한다는 두 귀무가설을 모두 기각할 수 없음을 알 수 있다. 이것은 단기적으로 물가와 노동비용 변동 간에 아무런 인과관계가 없음을 의미한다.

이상의 분석결과는 장·단기에 걸쳐 물가와 노동비용 간에는 이른바 악순환 관계가 존재하지 않음을 보여주고 있다. 이것은 장기적으로 나타나는 두 변수간의 동일 방향의 변화는 물가변동이 임금변동에 미치는 일방적 인과관계의 영향을 반영한 것이지 악순환의 결과가 아니라는 것을 의미한다.

그렇다면 물가와 노동비용의 변화를 초래하는 원인은 무엇인가? <표 6>에서 보듯이 노동비용에 단기적 영향을 미치는 중요한 변수는 노동시장 상황을 나타내는

34) $\lambda_1 < 0, \lambda_2 > 0$ 를 의미한다.

실업률, 해외요인의 영향을 나타내는 수입물가지수 그리고 기업의 지불능력의 대응 변수로 사용된 금융기관 대출금이다. 특히 실업률의 영향이 유의하다는 것은 과거 한국경제에서 단기 필립스 곡선이 유의하게 존재함을 나타내고 있다. 장기적인 노동비용의 변화는 앞서 말한 바와 같이 물가수준의 변화에 의해 발생한다.

〈표 6〉 물가와 단위노동비용 간 오차수정 모형의 추정결과

기간: 1973:Ⅳ~1997:Ⅳ

설명변수	종속변수	ΔULC : 식(10)		ΔCPI : 식(9)	
		계수	t값	계수	t값
EC_{t-1}		0.23**	2.11	-0.06	-1.34
상수항		-0.32	-0.85	0.22	1.90
ΔCPI_{t-1}		0.13	0.38	0.40**	3.81
ΔCPI_{t-2}		0.08	0.27	-0.03	-0.28
ΔCPI_{t-3}		0.59**	2.25	0.21**	2.03
ΔCPI_{t-4}		-0.68	-1.63	-0.39***	-3.69
ΔCPI_{t-5}		0.37	1.09	0.13	1.23
ΔCPI_{t-6}		-0.12	-0.34	0.06	0.61
ΔULC_{t-1}		-0.15	-1.01	0.06	1.28
ΔULC_{t-2}		0.11	0.68	0.07	1.38
ΔULC_{t-3}		0.17	1.23	0.03	0.56
ΔULC_{t-4}		0.16	1.12	0.02	0.44
ΔULC_{t-5}		0.19	1.53	-0.04	-0.98
ΔULC_{t-6}		0.13	1.23	-0.02	-0.65
ΔURN		-0.11**	-2.11	-0.03	-1.65
ΔPIM		0.19*	1.73	0.16***	4.47
ΔLON		0.66**	2.22	-0.07	-0.74
OPR		0.05	0.61	-0.05**	-2.09
GAP		0.45	1.19	0.07	0.54
UON		0.02	0.48	0.01	0.76
\bar{R}^2		0.32		0.73	
$D.W.$		2.00		2.22	
$\chi^2_1(6)/P$ 값		8.15/0.23		5.76/0.45	
$\chi^2_2(6)/P$ 값		7.06/0.32		31.72/0.00***	

주: 1) $\chi^2(6)/P$ 값은 Wald 검정의 χ^2 통계량과 유의수준을 나타내며 $\chi^2_1(6)$ 에서 귀무가설은 식(9)와 식(10)에서 각각 H_0 : 모든 $a_{2i} = 0$, H_0 : 모든 $b_{2i} = 0$ 이며, $\chi^2_2(6)$ 에서 귀무가설은 각각 H_0 : 모든 $a_{1i} = 0$, H_0 : 모든 $b_{1i} = 0$ 이다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

물가변동의 경우 단기적으로 수입물가와 가동률이 유의한 영향을 미치고 있다. 특히 우리는 과거의 물가변동이 현재의 물가변동에 미치는 영향이 통계적으로 유의하다는 점에 주목할 필요가 있다. <표 6>의 맨 밑줄에 나타난 Wald 점정의 $\chi^2_2(6)$ 통계량은 과거의 물가변동이 현재의 물가에 영향을 주지 못한다는 귀무가설이 1% 이하의 유의수준에서 기각됨을 보여주고 있다.³⁵⁾ 이것은 물가변동에 강한 관성현상(inertia)이 내재해 있음을 의미하며 물가변동이 매우 강한 지속성을 보이고 있다는 <표 2>의 내용과도 일치한다.³⁶⁾ 물가의 단기변동은 수입물가 등에 강한 영향을 받지만 일단 시작된 물가수준의 변화는 강한 관성을 가지고서 미래에도 그 영향이 장기에 걸쳐 지속적으로 파급되고 있다. 한편 실업률이 물가에 미치는 영향은 10% 수준에서 유의성이 없어 인플레이션으로 측정한 필립스 곡선의 존재는 통계적 유의성이 없는 것으로 보인다. 이것은 물가와 임금 간에 마크업 관계를 가정하고서 필립스 곡선을 도출하는 것이 현실적 타당성이 없음을 의미하는 동시에, 임금이 물가에 영향을 미치지 못한다는 인과점정의 결과와도 일치하는 내용이라고 볼 수 있다.

한편 노동조합이 물가나 임금에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이것은 분석기간 동안에 임금이 노조의 영향보다는 시장상황을 더 크게 반영하여 결정되었기 때문에 나타난 것으로 해석할 수 있다.³⁷⁾

물가와 임금 간의 관계에 관한 이상의 분석은 인플레이션의 원인 및 각 요인들이 미치는 영향의 파급경로를 분석한 이종건(1999)의 결론과 일맥상통한다. 이종건에 의하면 노동비용이 물가에 미치는 영향은 다른 요인들에 비해 가장 낮으며, 특히 1990년대 이후에는 극히 미미한 영향밖에 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 또한 노동비용이 물가 및 인플레이션에 미치는 영향은 단기적이며 장기적으로는 주요 요인 등이 중요하다는 점을 강조하고 있다.³⁸⁾

35) 반면에 과거의 노동비용이 현재의 노동비용 변화에 영향을 주지 못한다는 귀무가설은 기각할 수 없었다.

36) 이종건(1999)의 분석에서도 물가변동에는 강한 관성현상이 나타나고 있다.

37) 분석기간을 노동운동이 활발하게 일어난 1987년 이후로 한정하면 다른 결과가 나올 수도 있을 것이다. Spinelli(1980)는 이탈리아에서 노동운동이 활발했던 1970년 이후 기간을 포함한 분석에서도 노조의 활동(예: 파업과 파업으로 인한 시간손실 등)이 임금과 물가상승에 유의한 영향을 미치지 못했다는 결과를 제시하고 있다.

38) 구체적으로 이종건(1999)의 <표 4>에 의하면 1971~1998년 기간의 소비자물가상승률 9.9%에서 노동비용이 미치는 영향은 0.9%에 불과하며, <표 9>에 의하면 1990년 이후 인플레이션 압력 요인 중 노동비용의 역할은 거의 0에 가깝다. 또한 1990년 이후 들어 단위노동비용은 물가의

노동비용이 장·단기 물가변동의 원인변수가 되지 못한다는 이상의 분석결과를 이론 및 현실적인 관점에서 많은 점을 시사해주고 있다. 첫째, 노동비용이 미래의 물가변동을 설명하는 데 유용한 정보를 제공하지 못하기 때문에 물가방정식에 임금 변수를 사용하는 것은 적절치 못하다고 판단된다. 특히 當期의 임금을 설명변수로 사용하는 것은 문제가 있다. 둘째, 필립스 곡선의 추정시에 인플레이션을 사용하는 것은 적합하지 못하다. 즉 마크업 가격결정 방식에 근거하여 임금-물가의 악순환을 설명하고 물가방정식에 임금변수를 사용하는 것은 현실적 타당성이 없다. 셋째, 고비용·저효율 논쟁에 대해 다음과 같은 점을 시사하고 있다.

(5) 고비용 논쟁에 대한 시사점

이상의 분석결과가 고비용·저효율 논쟁에 대해 시사하는 점은 크게 보아 두 가지이다. 첫째, 노동비용이 장·단기 물가상승의 주 원인이 아니라 물가가 장기노동비용 상승을 자극하는 요인이 되고 있고, 이로 인해 물가에서 노동비용으로 가는 일방적 인과관계만이 존재하며 장·단기를 막론하고 악순환 현상은 존재하지 않는다. 따라서 노동비용 상승이 고비용과 저효율을 초래하는 주 원인이라는 주장은 현실적 설득력이 없으며, 노동비용 절감을 통해 물가안정을 추구하는 정책은 효과를 발휘하기 어려울 것이다.

둘째, 수입물가의 영향과 물가변동에 내재하는 강한 관성이 물가변동의 주 원인 이기 때문에 물가안정의 핵심은 생산성 향상에서 찾아야 한다. 생산성 향상이 물가 하락에 미치는 효과는 두 가지이다. 하나는 직접효과이며 또 하나는 수입의존도 축소를 통한 간접효과이다. 직접효과는 단위노동비용과 물가 간에 정 방향의 장기균형관계가 존재한다는 것으로부터 확인할 수 있다.³⁹⁾ 생산성 향상은 타 요인에 의해 발생하는 물가상승 압력을 상쇄시키는 작용도 한다.

그런데 <표 2>에서 보았듯이 생산성의 변동은 지속성이 매우 낮고 일시적 특성이 강해서 생산성 향상의 효과가 오래 지속되지 못한다. 따라서 생산성 향상을 통해

그랜저 인과변수가 아닌 것으로 나타나고 있으며 장기물가수준에 미치는 영향의 탄력성도 0.07로서 통화요인의 0.20, 수입물가의 0.15에 비해 매우 낮은 수준이다(<식 4-2>).

39) Johansen 검정에 의하면(시차 = 4) 소비자물가지수(CPI), 명목임금(WGE), 노동생산성(PDT)의 로그값 간에는 다음과 같은 1개의 공적분 벡터가 존재한다. $LCPI = 3.898 + 0.552 * LWGE - 0.348 * LPDT$. 생산성 증가가 지속적인 물가하락효과를 가져온다는 것은 이종건(1997)의 분석에서도 확인되고 있다.

비용상승 압력을 낮추기 위해서는 연구개발에 대한 지속적인 투자가 무엇보다도 중요함을 알 수 있다. 특히 서비스산업, 정보산업이 시장을 주도해 가는 현 상황에서 기업수익과 국제경쟁력은 지속적인 신상품 개발과 서비스 개선에 의해 결정되며, 이것은 연구개발에 대한 지속적인 투자가 없이는 불가능하다. 연구개발에 대한 투자란 결국은 노동과 인적자본에 대한 투자를 의미하기 때문에 노동비용의 절감을 피하면서 동시에 연구개발에 의한 생산성 향상의 성과를 기대할 수는 없다. 생산성 향상은 노동자의 근로의욕 고취를 위한 유인책과 연구개발에 대한 투자 없이는 기대하기 어려우며, 수입의존도 축소도 연구개발투자가 있을 때 기대할 수 있다. 기업과 정책당국은 이 점을 명심할 필요가 있다.⁴⁰⁾

V. 결론 및 연구과제

본 논문에서 우리는 임금-물가의 악순환 현상 및 고비용 논쟁을 실증적 관점에서 평가하고자 하였다. 이를 위해 효율적 임금가설의 관점에서 임금, 물가, 생산성 및 관련 제어변수들 간의 관계에 대한 검정가설을 설정한 뒤 공적분과 오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 1972~1997년 기간의 분기자료를 이용한 분석을 통해 나타난 주요 결론은 세 가지이다. 첫째, 노동비용과 물가 간의 악순환 현상은 단기장은 물론 장기에도 존재하지 않는다. 둘째, 두 변수간에 존재하는 장기적 관계는 물가 충격이 노동비용에 미치는 일방적 인과관계를 반영한 것이다. 반면에 노동비용은 장·단기 물가변동의 인과변수가 되지 못한다. 셋째, 수입물가는 국내물가에 강한 영향을 미치고 있으며 물가의 변동에는 강한 지속성과 관성현상이 내재해 있다.

이러한 분석결과는 노동비용 상승이 생산비용 상승과 이윤하락을 유발하고 물가 상승을 가속시켜 국제경쟁력을 약화시키는 고비용, 저효율의 주 원인이라는 일단의 주장에 대한 현실적 근거가 없음을 의미하며, 동시에 물가안정의 핵심은 생산성 향상에 있음을 시사하고 있다. 생산성 향상은 연구개발에 대한 투자를 통해 나타나며 연구개발에 대한 투자란 결국은 노동서비스 및 인적자본에 대한 투자를 의미한다. 생산비용에서 연구개발 투자와 관련한 인건비가 큰 비중을 차지하는 서비스산업,

40) 물가안정 속의 고성장을 지속하고 있는 미국경제에서 임금증가가 물가상승을 자극하지 못하는 것에 대한 한 근거로서 생산성 향상이 지적되고 있음에 주목할 필요가 있다.

정보산업의 비중이 확대되고 있는 현실에 비추어 볼 때 노동비용 절감을 통해 물가 안정을 달성하려는 시도는 자칫 생산성 하락과 이로 인한 효율저하 및 비용증가라는 정반대의 결과를 초래할 수 있음을 깊이 인식할 필요가 있다.

추가적인 연구가 필요한 과제로는 다음과 같은 점을 들 수 있다. 첫째, 산업별 자료분석을 이용한 임금과 물가 간 인과관계 분석이 필요하다. 이러한 분석이 필요한 이유의 하나는 산업별 분석을 통해 집계오류(aggregation bias)에 따른 문제를 피할 수 있다는 점이다.⁴¹⁾ 이보다 중요한 이유는 서비스산업의 비중이 높아지고 이 부문의 인건비 비중이 높은 점을 고려할 때, 산업별 분석을 통한 비교는 물가변동의 원인을 규명하고 정책방향을 결정하는 데 중요하기 때문이다. 이영훈(1992, 1995), 김배근(1995) 및 Brauer(1997) 등에 의하면 서비스산업의 생산비는 인건비에 큰 영향을 받으며 노동비용의 상승이 가격에 미치는 영향도 제조업보다 서비스업에서 더 크게 나타나고 있다. 서비스업의 비중이 증가하는 추세를 고려할 때 산업별 임금-물가간 관계에 관한 분석은 매우 중요하다.⁴²⁾ 또한 해외요인(충격)이 생산, 고용 및 가격에 미치는 영향이 산업별로 동일하지 않기 때문에 한국과 같은 소규모 개방 경제에서 물가변동을 설명하기 위해서는 산업별 자료를 이용한 분석이 필요하다.⁴³⁾ 둘째, 임금-물가간 관계에 구조변화가 나타났는지의 여부를 포착하여 기간별로 별도의 분석을 하여 원인규명을 하는 작업이 필요하다. 셋째, <그림 3>에서 알 수 있듯이 단위노동비용과 생산성의 추이가 기간별로 차이가 나는 점을 감안하여 표본기간을 달리하여 분석하고 차이가 있는지 여부를 확인할 필요가 있다.

41) 저임금 근로자의 고용이 경기에 더 민감하다면 인플레이션율이 하락하는 불황기에 이들의 해고가 증가하므로 단위노동비용은 오히려 증가한다. 따라서 집계자료를 사용하게 되면 물가와 단위노동비용 간에 負의 관계가 나타날 수 있다.

42) 1985년 산업연관표를 이용한 한국은행(1988)의 연구에 따르면 임금상승은 도매물가보다 인건비 비중이 높은 서비스부문의 상품을 더 많이 포함하는 소비자물가에 더 큰 영향을 미치고 있으며 그 강도도 1980년에 비해 증가하는 것으로 나타났다.

43) 예를 들면 외국과의 경쟁이 심한 부문일수록 생산비용의 증가를 제품가격 증가에 반영하기가 더 어려워지는 반면에 생산성 향상은 더 빠르게 일어난다. Aukrust(1977)의 스칸디나비아 모형에서는 이 점을 특히 강조하고 있다.

■ 참고 문헌

1. 강석훈·한진수, “거시노동변수의 관계: 한국의 생산성, 실업률, 임금,” 『경제학연구』, 제 46집 제 2호, 1998. 6, pp. 123~141.
2. 김배근, “우리나라 인플레이션 요인의 파급과정,” 『조사통계월보』, 한국은행, 1995. 9, pp. 3~30.
3. 김양우·장동구·이금희, “우리나라의 거시계량모형 —BOK97,” 『경제분석』, 제 3권 제 2호, 1997. 5, pp. 1~70.
4. 남상우, “비용 및 수요측면의 인플레 진행과정,” 『한국개발연구』, 제 3권 제 4호, 1981 겨울, pp. 20~43.
5. 박우규, “단위노동비용과 물가,” 『한국개발연구』, 제 11권 제 4호, 1989 겨울, pp. 23~38.
6. 박우규·김세중, “한국의 물가모형,” 『한국개발연구』, 제 14권 제 4호, 1992 겨울, pp. 3~26.
7. 박준경·이호창, “물가·임금의 시계열 분석,” 『한국개발연구』, 제 6권 제 3호, 1984 가을, pp. 25~62.
8. 백웅기, “인플레이션과 단위노동비용 간의 동태적 구조,” 박우규 편, 『한국물가변동구조의 분석과 정책대응』, 한국개발연구원, 1996, pp. 25~62.
9. 양준모, “우리나라 경기변동의 양태에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제 47집 제 1호, 1999. 3, pp. 3~23.
10. 이계식, “인플레이션기의 경제적 효과분석,” 『한국개발연구』, 제 6권 제 3호, 1984 가을, pp. 20~54.
11. 이금희, “한국의 물가모형,” 『경제분석』, 제 5권 제 1호, 1999: I, pp. 53~114.
12. 이명숙, “한국, 일본 그리고 대만에서의 생산, 고용 및 임금,” 『경제학연구』, 제 40집 제 1호, 1992. 3, pp. 243~267
13. 이영훈, “서비스부문 확대가 통화·물가관계에 미치는 영향,” 『연구조사자료』 84-92-15, 한국경제연구원, 1992. 11.
14. ———, “산업별 물가원인 분석: 통화적 요인을 중심으로,” 한국경제연구원, 1995. 8.
15. 이종건, “인플레이션과 생산성 간의 관계,” 『조사통계월보』, 한국은행, 1997. 6, pp. 10~35.
16. ———, “인플레이션의 변동요인과 파급경로 분석,” 『경제분석』, 제 5권 제 2호, 1999: II, pp. 29~77.
17. 장현준·김재원, “한국의 적정임금,” 한국개발연구원, 1990. 11.
18. 전성인, “명목임금의 추정과 관련된 체모형의 비교연구,” 『KDI 분기별 경제전망』, 제 10권 제 1호, 1991, pp. 95~117.
19. ———, “통화·물가·명목임금의 장단기 동학에 관한 연구,” 『한국개발연구』, 제 14권 제 1호, 1992 봄, 37~60.
20. 정기준, “물가와 임금과의 상관관계, 과연 임금이 물가를 선도하는가?” 『조사월보』, 130호, 국민은행, 1981. 10, pp. 3~13.
21. 정용균, “명목임금, 물가, 생산성의 오차수정모형에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제 43집 제 2호, 1995. 9, pp. 23~35.
22. 정희택, “한국물가의 요인별·기간별 분석,” 한국경제연구원, 1996. 6.
23. 조영철, “태만관리와 임금형태에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제 43집 제 2호, 1995. 9, pp.

- 85~102.
24. 최돈길, "한국의 제조업 임금이 물가에 미치는 요인분석," 『노동경제논집』, 제12집, 1989. 12, pp. 23~42.
 25. 최영섭, "기업패널자료를 이용한 효율임금가설의 실증분석: 감독모형과 선물교환모형을 중심으로," 『노동경제논집』, 제20권 제1호, 1997. 6, pp. 37~58.
 26. 한국은행, "임금변동의 물가파급효과," 『주간내외경제』, 1372호, 한국은행, 1988. 5, pp. 3~9.
 27. 홍갑수, "우리나라의 물가변동과 임금·통화·성장의 관계분석," 『조사통계월보』, 한국은행, 1990. 5, pp. 41~64.
 28. Akerlof, G., "Relative Wages and the Rate of Inflation," *Quarterly Journal of Economics*, 83, August 1969, pp. 353~374.
 29. Alexander, C., "The Changing Relationship between Productivity, Wages and Unemployment in the UK," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, No. 1, 1993, pp. 87~102.
 30. Arora, H. and P. Blackley, "An Empirical Analysis of the Unit Labor Cost-Product Price Relation in the U. S. Economy," *Atlantic Economic Journal*, 24, December 1996, pp. 321~335.
 31. Aukrust, O., "Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model," in L. Krause and W. Salant(eds.), *Worldwide Inflation: Theory and Recent Experience*, Brookings Institution, 1977, pp. 107~153.
 32. Ball, L., "The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, August 1991, Part 2, pp. 439~452.
 33. Baxter, M. and R. King, "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series," *NBER Working Paper*, 5022, February 1995.
 34. Blanchard, O., "The Wage Price Spiral," *Quarterly Journal of Economics*, 101, August 1986, pp. 543~565.
 35. Brauer, D., "Do Rising Labor Costs Trigger Higher Inflation?" FRB of New York *Current Issues in Economics and Finance*, 3, No. 11, September 1997.
 36. Campbell, J. and E. Rissman, "Long-Run Labor Market Dynamics and Short-Run Inflation," FRB of Chicago *Economic Perspectives*, 18, March/April 1994, pp. 15~27.
 37. Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 96, October 1988, pp. 893~920.
 38. Darby, J. and S. Waren-Lewis, "Is There a Cointegrating Vector for UK Wages?" *Journal of Economic Studies*, 20, No. 1/2, 1993, pp. 87~115.
 39. Downes, A., C. Holder, and H. Hyginus, "The Wage-Price Nexus in a Small Developing Country: An Application of Cointegration Theory," in T. Fomby and G. Rhodes (eds.), *Advances in Econometrics*, Vol. 8: *Cointegration, Spurious Regression, and Unit Roots*, JAI Press, 1990, pp. 307~322.
 40. Eckstein, O. and G. Fromm, "The Price Equation," *American Economic Review*, 58, December 1968, Part 1, pp. 1159~1183.
 41. Emery, K. and C. Chang, "Do Wages Help Predict Inflation?" FRB of Dallas *Economic*

- Review*, First Quarter 1996, pp. 2~9.
42. Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, 1995.
 43. Finn, M., "Is High Capacity Utilization Inflationary?" FRB of Richmond *Economic Quarterly*, 81, Winter 1995, pp. 1~16.
 44. ———, "A Theory of Capacity Utilization/Inflation Relationship," FRB of Richmond *Economic Quarterly*, 82, Summer 1996, pp. 67~86.
 45. Franz, W. and R. Gordon, "German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes," *European Economic Review*, 37, May 1993, pp. 719~762.
 46. Fosu, A. and M. Huq, "Price Inflation and Wage Inflation: A Cause-Effect Relationship?" *Economics Letters*, 27, 1988, pp. 35~40.
 47. Ghali, K., "Wage Growth and Inflation Process: A Multivariate Cointegration Analysis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, August 1999, Part 1, pp. 417~431.
 48. Gordon, R., "The Role of Wages in the Inflation Process," *American Economic Review*, 78, May 1988, pp. 276~283.
 49. Hall, S., "An Application of the Granger and Engle Two-step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, No. 3, 1986, pp. 229~239.
 50. Helpman, E. and L. Leiderman, "Real Wages, Monetary Accommodation, and Inflation," *European Economic Review*, 34, July 1990, pp. 897~911.
 51. Huh, C. and B. Trehan, "Modeling the Time-series Behavior of the Aggregate Wage Rate," FRB of San Francisco *Economic Review*, No. 1, 1995, pp. 3~13.
 52. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54, October/December 1992, pp. 159~178.
 53. Mehra, Y., "Money Wages, Prices, and Causality," *Journal of Political Economy*, 85, December 1977, pp. 1227~1244.
 54. ———, "Real Output and Unit Labor Costs as Predictors of Inflation," FRB of Richmond *Economic Review*, 76, July/August 1990, pp. 31~39.
 55. ———, "Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note," *American Economic Review*, 81, September 1991, pp. 931~937.
 56. ———, "Unit Labor Costs and the Price Level," FRB of Richmond *Economic Quarterly*, No. 4, Fall 1993, pp. 35~52.
 57. Nymoen, R., "Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-correction Model of Norwegian Manufacturing Wages," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, No. 3, 1989, pp. 239~258.
 58. Rees, A. and M. Hamilton, "The Wage-Price-Productivity Perplex," *Journal of Political Economy*, 75, February 1967, pp. 63~70.
 59. Rissman, E., "Sectoral Wage Growth and Inflation," FRB of Chicago *Economic Perspectives*, July/August 1995, pp. 16~28.

60. Spinelli, F., "The Wage-Push Hypothesis: The Italian Case," *Journal of Monetary Economics*, 6, October 1980, pp. 493~508.
61. Stock, J. and M. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, July 1993, pp. 783~820.
62. Zeira, J., "Inflationary Inertia in a Wage-Price Spiral Model," *European Economic Review*, 33, 1989, pp. 1665~1683.