

名目賃金, 物價, 生産性の誤差修正模型에 관한 研究*

鄭 容 均**

〈 目 次 〉

- I. 머리 말
- II. 單位根 檢證과 資料의 性格
- III. 共積分과 誤差修正模型
- IV. 構造的 誤差修正模型
- V. 맺 음 말

I. 머리 말

우리나라를 비롯한 동아시아 신흥공업국들은 80년대 이후 높은 임금상승률을 경험하고 있으며, 이러한 현상은 과거 유럽에서도 있어 왔다. 임금은 가계에는 소득의 주요 원천인 동시에, 기업에는 생산비의 구성원으로서, 임금의 수준 및 변동에 관한 결정요인분석은 우리나라 국민경제의 성장경로 예측과 거시경제정책 운용에 있어 전제가 된다고 하겠다. 또한 유럽의 예에서 보듯이¹⁾, 임금의 전반적인 상승은 경제구조의 커다란 전환기와 맞물려 있음을 볼 때, 우리나라의 임금에 대한 研究의 중요성은 점차 커지고 있다. 명목임금에 대한 기존의 研究는 대체적으로, 이계식(1984), 전성인(1991)의 예에서 보듯이, 필립스곡선모형을 사용한 경우와 VAR모형의 분산분해방법을 채택한 경우로 나누

* 본 논문의 완성에 밑받침이 되어주신 Jo Anna Gray, Mark Thoma, 민병균, 서재명, 김병주 제교수님들과 심사위원께 감사사를 드립니다.

** 韓國外國語大學校 經濟學科

1) Cassiers-Solar(1990)에 의하면 벨기에 명목임금은 1940년대 말 이후 크게 상승하였다.

볼 수 있다. 본 研究는 최근 들어 활발히 적용되고 있는 共積分-오차수정모형을 사용하여 우리나라 명목임금, 物價, 생산성간의 관계를 규명하고자 한다²⁾. 본논문은 구체적으로 첫째, 명목임금과 관련된 제변수들의 共積分벡터를 식별하고, 둘째, Engle-Granger(1987)의 2단계 추정법에 의하여 오차수정모형을 추정하며, 셋째, Sargan(1964)의 임금협상모형에 기초한 구조적 오차모형을 사용하여 명목임금을 분석한다.

임금의 결정요인으로서는 첫째, 物價변수를 들 수 있다. 정기준(1983)의 研究에 의하면, 소비재의 도매물가지수는 명목임금에 0.44정도의 탄력성을 보이고 있다. 즉, 소비재가격이 10% 상승하면 1기 후에 임금은 4.4% 상승한다는 의미이다. 이는 원자재가격이나 자본재가격이 임금상승에 기여하는 바보다 훨씬 그 반응도가 크다. 이계식(1984)의 研究結果도 임금함수의 消費者物價에 대한 반응도가 0.49로서 위와 비슷한 結果를 보고하고 있다. 그러나, 함정호-최운규(1991)는 명목임금에 대한 금기의 소비자물가의 탄력성이 0.83임을 보고하고 있고, 전성인(1991)의 研究에 의하면 임금함수의 물가변수 계수들의 합은 거의 1.0에 가까운 結果를 제시하고 있다. 이와는 대조적으로, 박유규, 김세종(1992)은 1기시차 후의 消費者物價 탄력성이 0.21이고 2기 후의 반응도까지 고려하면 계수의 합이 0.63에 이르고 있어 이를 장기탄력성으로 간주할 때, 전성인(1991)의 研究結果와 차이가 있다. 이처럼 분석에 사용된 기간과 사용된 모형과 추정방법, 대리변수의 선정에 따라 연구결과는 다양한 차이를 보이고 있다.

임금의 두번째 결정요인으로서는 1960년대 이후 풍미한 필립스곡선모형 이후, 명목임금상승률의 주요 변수로 나타난 실업률을 들 수 있는데, 이 역시 유의성이 있는 結果와 유의성이 떨어지는 경우로 나누어지고 있다. 임금의 세번째 결정요인으로서는 생산성(productivity)을 들 수 있다. 이계식(1984)은 연립방정식체계 내에 생산성변수를 포함시켰으나, 임금함수모형에 직접 포함시키지는 않았다. 김치호(1991)는 Layard-Nickell(1985)의 예에 따라, 실질임금 함수의 추정에 자본-노동비율을 생산성의 대리변수로 포함시켜 추정한 結果 노동생산

2) 우리나라의 경우 전성인(1991, 1992)이 VAR모형의 분산분해 방법을 명목임금분석에 적용한 사례를 보이고 박동순(1990)은 오차수정모형을 사용하여 화폐수요함수를 추정하였다. 외국의 경우 Engle-Granger(1987) 이후 Nymoen(1989)이 노르웨이 임금함수추정에 오차수정모형을 사용하였으며, 그 외에도 다수의 논문이 이 모형을 적용하고 있다.

성의 실질임금에 대한 장기탄력치가 0.45임을 보고하고 있다. 본 研究는 Sargan(1964), S. G. Hall(1986)에 따라서 物價, 실업율, 노동생산성을 임금함수의 방정식에 포함시킨다.

II. 單位根檢證과 資料의 性格

최근 서구의 계량경제학계는 계량경제학 研究방법론에 있어 커다란 변화를 보이고 있다. 이전까지는 계량모형의 오차항이 정상성(stationarity)를 갖는다는 가정 하에 추정을 해 왔으나, 최근 들어 Nelson-Plosser(1982)의 研究 이후 대부분의 거시경제총량변수들이 단위근을 갖고 있음이 밝혀지고 있어, 기존 研究의 정당성에 의문이 제기되었다. 우리나라의 경우도 전성인(1992), Choi-In(1993), 김치호(1994), 조하현(1994) 등의 研究에 의하면, 대부분의 거시경제변수 시계열이 단위근을 가지고 있음이 보고되고 있다. 본 研究의 단위근검증에 사용되는 변수로는 消費者物價指數(CPI), 실업율, 노동생산성이 그 대상이다. 물가지수들 중 消費者物價指數를 사용한 것은 서구의 대부분의 研究나, 정기준(1983)의 경우에서 보듯이, 명목임금의 상승에 消費者物價의 기여도가 제일 크기 때문이다. 노동생산성의 대리변수로는 S. G. Hall(1986)의 예에 따라, 평균노동생산성(Q/L)을 사용한다. 분석에 사용된 자료는 1970년 1사분기부터 1991년 4사분기까지의 로그변환된 분기별 자료이다³⁾.

기존의 대부분의 研究들은 함수의 추정에 앞서서 사용된 변수들을 ARIMA X-11방법으로 계절조정하고 있으나, Wallis(1972)에 의하면, 계절조정하는 경우 변수들간의 관계가 왜곡될 가능성이 있고, 또한 Ghysels-Perron(1993)에 따르면 계절조정을 거친 자료의 단위근검증은 단위근가설을 받아들이는 방향의 편기현상이 있다. 이계식(1984)은 계절차분(seasonal differencing)을 행한 바 있으나, 이 역시 또 하나의 1차차분을 통한 자료의 가공이어서, 본 研究는 자료가 가지는 정보를 최대한 포함시킨다는 관점에서, 계절조정하지 않은 원 자료를 분석에 사용하고자 한다⁴⁾.

3) 본 연구에 사용된 대부분의 자료는 박명수 박사를 중심으로 한국노동연구원이 개발한 KLIDB 3.51판에서 추출하였다.

4) Alexander(1993)는 임금, 생산성, 실업율의 분석에 있어서 계절변동하지 않은 자료를 사용하고 있다.

단위근검증은 검증에 사용되는 방법과 추정기간 등에 따라 그 결과에 차이가 커서 주의를 요하므로 본 研究는 Augmented Dickey-Fuller(ADF), Stock-Watson, Phillips-Perron의 세 방법을 사용하기로 한다. 檢證에 사용되는 시차는 4이다. <표 1>에 나타나는 변수는 W는 월평균 명목임금, CPI는 소비자물가지수, PDS는 국내총생산(GDP)을 총취업자수로 나눈 평균노동생산성이다⁵⁾. UR은 실업율이다. <표 1>의 상단부는 각 변수들의 수준변수들의 檢證結果를 보고하고 있고, 하단부는 각 변수의 1차차분 변수들의 단위근檢證 結果와 유의수준을 보고하고 있다. 세 방법에 의한 檢證에 의하면, 실업율을 제외하고는 명목임금, 消費者物價, 노동생산성에 적어도 하나의 단위근이 있음을 알 수 있다. 실업율의 경우에는 ADF 통계량은 I(1)임을 보이고 있으나, Stock-Watson과 Phillips-Perron통계량은 단위근존재 귀무가설을 기각하고 있다. 본 고에서는 4, 6기의 시차에서 큰 차이가 없는 ADF의 結果에 따라, 실업율도 I(1)으로 간주한다.

<표 1> 단위근검증결과 (분석기간: 1970:1-1991:4분기)*

검증절차 변수명	ADF		Stock-Watson		Phillips-Perron	
	상수항	추세첨가	상수항	추세첨가	상수항	추세첨가
W	-1.32	-1.92	-0.95	-3.91	-0.56	-1.81
CPI	-1.67	-1.51	-1.50	-3.53	-1.02	-1.04
PDS	-0.29	-3.62	-0.16	-6.26	-0.23	-6.31
UR	-1.12	-2.12	-40.8	-43.6	-59.1	-73.6
dW	-1.53	-1.73	-89.3	-89.2	-77.3	-75.9
dCPI	-2.28	-2.66	-40.7	-44.9	-43.0	-48.7
dPDS	-2.81	-2.79	-43.1	-43.8	-61.4	-63.2
dUR	-4.14	-4.17	-95.4	-95.7	-76.7	-76.5
유의수준						
5 %	-2.86	-3.41	-14.1	-21.7	-13.7	-21.7
1 %	-3.43	-3.96	-20.6	-29.2	-19.8	-29.2

* 실업율을 제외한 모든 자료가 로그변환된 자료이며 노동생산성은 1971년 4분기부터 1991년 4분기까지의 자료를 분석하였다.

명목임금함수 추정과 관련된 단위근검증의 절차에서 다른 하나의 유의사항은 S. G. Hall(1986)과 전성인(1992)이 지적한 바 있듯이, 자료의 I(2) 가능성

5) 본 연구는 S. G. Hall(1986)에 따라, 노동생산성의 경기변동요인을 제거하기 위해 과거 7분기까지의 노동생산성을 평균한 시계열을 사용한다.

이다. Hendry (1986)도 이를 언급하였지만, S. G. Hall은 영국의 자료를 분석하였을 때, 명목임금과 消費者物價指數가 각기 $I(2)$ 일 가능성을 제시하고, 비록 두 변수가 각기 $I(2)$ 이나, 상호 共積分되어 있으면 $I(1)$ 인 경우와 같은 통계적 의미를 지니고 있음을 보였다. 본 研究의 ADF 검증결과는 명목임금과 消費者物價指數가 $I(2)$ 여서 두 개의 단위근을 갖을 가능성을 내포하고 있으나, Stock-Watson, Phillips-Perron 검증결과는 이를 부정하고 있어, 상반된 결과를 보이고 있다. 본고는 명목임금과 消費者物價指數간의 共積分을 檢證한 결과 $DF = -9.07$, $ADF(4) = -21.9$ 여서 비록 명목임금과 消費者物價指數가 $I(2)$ 일 가능성이 있으나 두 변수의 共積分이 존재하므로 두 변수의 선형결합은 $I(1)$ 임을 보고한다⁶⁾. 지금까지의 분석결과에 의하면 임금함수 추정에 사용되는 시계열은 모두 같은 차수의 단위근을 갖거나, 설령 $I(2)$ 여도, 분석자체에 큰 무리가 없다고 하겠다.

Ⅲ. 共積分과 誤差修正模型

시계열자료가 단위근을 갖는 경우, 오차항의 불안정성(non-stationarity)을 초래할 가능성이 커지고, 이른바 spurious regression의 위험이 상존한다. 이 경우의 위험을 피하기 위해 기존의 방법은 추정에 사용되는 모든 변수를 1차차분(first-differencing)의 형태로 추정하는 것이다. 그러나 추정모형을 1차차분하는 경우 위험성으로서, 1차차분하는 과정에서 시계열 변수들간의 모든 장기적 특성이 배제된다는 단점을 지적할 수 있다. 共積分(co-integration)의 개념은 분석에 사용된 변수들이 각각 단위근을 갖는 $I(1)$ 인 경우에도 두 변수의 선형결합인 $Z_t = \{Y_t - \lambda X_t\}$ 가 $I(0)$ 이면, 변수들을 1차차분하지 않고서도 모형 추정의 적합성을 보장할 수 있어, 변수들간의 장기적 특성의 손실없이 추정의 정당성이 확보된다. 이 결과 실증연구에 공적분검증이 행해지고 있다. 한편 Sargan (1964)은 모형에 1차차분된 변수와 수준변수를 모두 포함하는 오차수정모형(ECM)을 개발하였으며, 1차차분한 변수와 수준변수를 동시에 포함시키는 예는 필립스곡선모형에서도 볼 수 있다. Engle-Granger(1987)에 의하면 변수들간의 共積分벡터가 존재하면 오차수정모형을 갖는다는 점을 증명하고

6) 그러나 CRDW의 경우는 0.26이어서 주의를 요한다.

있다. 최근의 研究들은 Engle-Granger(1987)의 2단계 추정방법을 사용한 실증研究들이 나오고 있다.

기존의 研究들이 대부분 임금과 物價와의 관계 규명에 주력한 데 비하여, 본 研究는 생산성을 포함시키고 있는 바, 이는 신성장이론(New Growth Theory)이 제시하는 바와 같이 경제성장의 동인이 기술진보 및 생산성의 향상이고, 실제임금협상에 있어서도 物價와 함께 생산성의 성장추세가 임금수준 결정에 근거가 될 것이기 때문이다. Sargan(1964), S. G. Hall(1986), Layard-Nickell(1985)의 임금모형은 생산성을 포함시키고 있다. 본 研究는 Sargan-Hall(1964, 1986) 모형에 따라서 공적분회귀식(cointegrating regression)을 추정하면 (1)식과 같다⁷⁾.

$$\ln W = 6.85 + 1.22 \ln CPI + 0.94 \ln PDS \quad (1)$$

$$CRDW = 0.59 \quad DF = -23.5 \quad ADF(4) = -25.2 \quad R^2 = 0.995$$

표본구간: 1971년 4사분기 - 1991년 4사분기

共積分 존재의 檢證에는 세 가지 통계량을 사용하였다. 가장 쉽게 이용할 수 있는 통계량이 Sargan-Bhargava(1983)가 제안한 (1)식의 CRDW이고, 두번째 통계량이 (1)식의 잔차의 단위근을 檢證하는 Dickey-Fuller 및 Augmented Dickey-Fuller 통계량이다. 공적분검증이 처음 제안되었을 때는 두 변수간의 관계에 대한 유의수준의 임계치가 제시되었으나, Engle-Yoo(1987)는 세 변수 이상의 共積分 檢證에 사용할 수 있는 임계치를 제시하고 있어, 이를 사용한다. Engle-Yoo(1987) <표 2>는 DF통계량 5% 유의수준의 경우 임계치가 3.93(N=3), ADF(4)의 경우는 5%의 유의수준의 임계치가 3.62여서, 모두 物價, 임금, 생산성의 세 변수가 共積分되지 않았다는 귀무가설을 기각하고 있고, S. G. Hall(1986)이 제시한 3변수 경우의 CRDW의 5% 유의수준 임계치도 0.367로서, 이 역시 共積分의 존재를 기각하지 못하고 共積分벡터의 가능성을 확인시켜주고 있다.

분석결과 S. G. Hall(1986)의 영국자료에 대한 분석에서는 物價, 임금, 생산성간의 共積分 관계가 부정되었으나, 우리나라의 경우는 이 세 변수간의 共積分벡터가 존재함을 알 수 있다. 한편 Engle-Granger(1987)는 미국자료의 경

7) 공적분 회귀식의 추정에는 CRDW의 낮은 값에서 알 수 있듯이 이 경우 표준오차의 신뢰성이 문제가 되어 t값은 제시하지 않았다.

우, 임금-物價간의 共積分 관계가 없음을 보여주고 있다. 실업율은 거시경제이론의 노동시장 모형과 필립스곡선모형, 공히 임금수준이나 임금상승율과 밀접한 관계에 있다. 실업율이 위의 세 변수와 함께 共積分 관계에 있는지 규명하기 위해, (1)식에 실업율을 추가한 4변수의 공적분회귀식을 추정한다.

$$\ln W = 6.79 + 1.26 \ln CPI + 0.82 \ln PDS - 0.02 UR \quad (2)$$

$$CRDW = 0.62 \quad DF = -24.8 \quad ADF(4) = -23.1 \quad R^2 = 0.995$$

표본구간: 1971년 4사분기 - 1991년 4사분기

실업율을 추가한 (2)식의 경우, CRDW와 DF 통계량은 값이 커져서, 共積分벡터의 존재 가능성이 높아짐을 보여주고 있다. 또한 각 변수의 예측한 부호가 얻어졌다⁸⁾. (1)식과 (2)식에서 하나의 특징은 消費者物價指數의 탄력성이 1.22 내지 1.26으로서, 이는 기존의 어느 研究 결과보다 높게 나타난 점이다. 거시경제이론에서는 정보비대칭현상으로 인하여 대부분 物價의 상승율이 임금상승율을 단기적으로 상회하고, 장기에 가면 근로자들이 이를 뒤늦게 알아서 장기탄력성이 1.0에 가깝게 수렴하는 것으로 상정하는 데 비해 본 고의 結果는 1.22 내지 1.26으로서, 物價가 상승하면 오히려 임금이 장기적으로는 더 크게 상승한다는 함축성을 나타내고 있다. 생산성의 경우는 김치호(1991)와는 달리 0.82 또는 0.94의 값이 보고되어, 외국의 추정치와 유사함을 나타낸다.

본 고에서는 (2)식을 우리나라의 共積分회귀식으로 결정하여, (2)식의 오차항을 오차수정항(error correction term)으로 오차수정모형에 사용하기로 한다. Engle-Granger(1987)의 이단계 오차수정모형 추정법에 따라서, 먼저 VAR모형을 시차를 4기로 하여 추정하여 본 結果, 消費者物價는 통계적 유의성의 기준에 의거하여 시차를 1기 두고, 실업율은 1기의 시차를 두기로 한다. 명목임금은 통계적 유의성이 가장 큰 4기의 시차를 포함시켜서 IV 추정을 하면 그 結果는 다음과 같다.

$$\Delta \ln W_t = 0.002 + 0.37 \Delta \ln CPI_{t-1} - 0.003 \Delta UR_{t-1} - 0.72 \Delta \ln W_{t-1} - 0.13 ECM_{t-1} \quad (3)$$

$$(0.45) \quad (2.57) \quad (1.02) \quad (9.89) \quad (2.83)$$

$$DW = 2.09 \quad SEE = 0.028 \quad CHOW(12) = 1.60 \quad \text{표본구간: 1972:1 - 1990:3}$$

8) S. G. Hall(1986)은 평균노동시간수를 추가한 5변수체계에서 공적분벡터를 검증하였으나, 우리나라의 경우 평균노동시간수를 추가하여도 결과의 큰 차이가 없었다.

IV = 각 변수의 1기 시차와 수입물가지수

(3)식의 추정결과는 예측한 부호를 보이고 있고, 실업율을 제외하고는 변수들의 통계적 유의성이 있다. 이 모형의 표본외예측(out of sample forecast)을 나타내는 12분기 전후의 CHOW 통계량 역시 1.60이어서 1% 유의수준에서 파라미터 안정성을 보이고 있다⁹⁾.

(3)식으로 추정한 오차수정모형의 적합성을 관찰하기 위하여 오차수정형(ECM)의 제약조건없이 수입물가지수와 각 시차변수를 사용한 IV 추정방법으로 임금함수를 추정하였다. 그 결과는 (4)식과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln W_t = & 1.04 + 0.39 \Delta \ln CPI_{t-1} - 0.0008 \Delta UR_{t-1} + 0.73 \Delta \ln W_{t-1} - 0.14 \ln W_{t-1} \\ & (3.21) \quad (2.54) \quad (0.19) \quad (10.0) \quad (2.99) \\ & + 0.17 \ln CPI_{t-1} + 0.13 \ln PDS_{t-1} - 0.01 UR_{t-1} \quad (4) \\ & (2.58) \quad (2.60) \quad (1.81) \end{aligned}$$

DW = 2.22 SEE = 0.028 CHOW(12) = 7.61 표본구간 : 1972:1 - 1990:3

(4)식의 경우 표본외예측력을 나타내는 CHOW 검증결과는 F값이 7.61로서, 이는 (3)식의 오차수정모형의 CHOW 통계량인 1.60을 크게 상회하여, 파라미터의 불안정성을 보여주고 있다. 이는 계량경제모형의 예측력을 강조하는 Christ(1993)의 관점에서, 오차수정모형이 상대적으로 우수함을 보여준다.

IV. 構造的 誤差修正模型

전 절에서 분석한 Engle-Granger(1987)의 2단계 오차수정모형의 추정은, 그 방법론에 있어서, 시계열 및 계량경제학적 분석 방법에 기초한 결과이다. 이 경우, 지적될 수 있는 취약점은 모형의 추정에 선행되어야 할 이론적 배경이 명확하지 않다는 점일 것이다¹⁰⁾. Sargan(1964)은 임금협상에 기반을 둔 모형을 정립하고, 이 모형에서 실증분석모형으로서의 오차수정모형(ECM)을 도

9) 명목임금의 시차변수를 1기부터 4기까지 모두 포함시키는 경우, 물가의 탄력성은 0.39에 이르렀다. 독립변수에 명목임금의 1기시차만을 포함시키는 경우 소비자물가 탄력성은 1.0에 가깝게 도출되었으나, 자기상관의 정도가 (3)식보다 더 높았다.

10) 최근의 계량경제 방법론에 관한 연구들은 이론의 전제없이 R²와 t값이 높은 결과만을 보고하는 데 따르는 위험을 경고하고 있다.

출하고 있다. 본 研究는 Sargan(1964)의 방법론에 따라 구조적 오차수정모형을 도출하고, 이를 추정하고자 한다.

명목임금은 전기의 실제의 실질임금과 전기에 목표한 실질임금간의 격차를 해소시키기 위해 부분 조정한다고 상정한다.

$$\Delta W_t = r[(W-P)^*_{t-1} - (W-P)_{t-1}] \quad (5)$$

윗 식에서 ΔW_t 는 명목임금의 변화분이고 $(W-P)^*$ 는 자료 자체가 로그값을 취하였으므로, 목표실질임금을 나타낸다. $(W-P)$ 는 실제의 실질임금이며, r 은 조정속도를 측정하는 계수이다. 균형실질임금은 Sargan(1964)을 따라, 생산성, 인플레이션, 실업율의 함수이다.

$$(W-P)^*_t = PDS_t + \theta \Delta P_t - \eta UR_t \quad (6)$$

윗 식에서 θ 는 인플레이션에 대한 균형실질임금의 탄력도이고, η 은 실업율에 대한 균형임금의 준탄력성이다. ΔP_t 는 인플레이션이다. (6)식을 (5)식에 대입하여 추정하면, (7)식의 결과를 보인다¹¹⁾.

$$\Delta \ln W_t = 0.80 + 0.97 \Delta \ln CPI_{t-1} - 0.014 UR_{t-1} - 0.09 ECM_{t-1} \quad (7)$$

(2.42) (4.28) (2.68) (2.25)

$$DW = 2.06 \quad SEE = 0.046 \quad CHOW(12) = 2.96 \quad \text{표본구간: 1972:1 - 1990:3}$$

Sargan(1964)의 “구조적” 오차수정모형에 따라 추정한 결과, 物價의 임금탄력성이 1.0에 수렴하고, 消費者物價指數, 실업율, 오차수정항 모두 통계적으로 유의함을 보이고 있다.

Sargan(1964)의 구조적 오차수정 모형 추정결과인 (7)식의 결과를 Engle-Granger(1987)에 의한 (3)식의 추정결과와 비교하여 보면, 모형의 안정성이나 예측력의 지표인 CHOW통계량이 (7)식의 경우 2.96으로서, (3)식의 1.60을 능가하였고 SEE 역시 (7)식이 (3)식보다 크게 보고되어서, Christ(1993)의 주장과 같이 계량모형의 예측력을 모형선택(model selection)의 기준으로 간주한다면 (3)식의 결과가 (7)식보다 더 선호된다고 보여진다. 그러나 (7)식의 결과는 이론(theory)이 전제가 된 모형이란 관점에서 경제학적 의미가 있

11) Sargan(1964) 모형의 ECM은 Engle-Granger(1987)와는 달리 모형에서 도출된 $(\ln W - \ln CPI - \ln PDS)$ 항이다.

다고 평가된다. 이 경우가 예시하듯이 경제분석에는 항상 이론과 방법론간의 갈등이 있다고 보여진다.

V. 맺음말

본 研究는 우리나라 명목임금과 物價, 생산성간의 함수관계를 共積分 및 오차수정모형을 통하여 추정하였다. 그 結果 物價는 임금에 대하여 탄력성이 1.0에 가까운 경우와 0.37로서, 각각 모형의 형태에 따라서 結果가 상이함을 보여주고 있다. Engle-Granger(1987)의 방법을 채택한 경우는 0.37의 물가탄력성을 보여서, 정기준(1983)의 結果에 근접함을 보이고, Sargan(1964)의 구조모형을 채택한 경우는 1.0을 보여서, 물가와 명목임금의 동차성을 나타낸다. 앞으로 미래의 研究방향은 모형선택의 문제를 중점적으로 研究할 필요가 있다고 보여진다. 생산성은 그 추정치가 0.82 및 0.94여서 서구의 結果에 근접하고 있어 이는 생산성이 명목임금결정에도 영향이 크고, 이는 결국 미래의 경제성장에도 큰 함축성을 지닌다고 보여진다. 실업율의 경우에는 Engle-Granger(1987)에 기반을 둔 모형이나 Sargan(1964)의 임금모형의 경우, 통계적 유의성이 작거나 그 탄성치가 미미하여, 실업이 임금에 주는 효과가 작게 나타나고 있다. Alexander(1993)의 예에서 보듯이, 본 研究의 추정결과도 4기 전의 명목임금이 현재의 명목임금과 높은 관성효과(inertia effect)를 보이는 반면, 노동시장 초과수요를 나타내는 지표인 실업율의 효과는 작다. 본 研究의 한계점으로는 모형에 따라 임금의 물가 탄력성 변동이 크다는 점이며, 둘째, 변수의 수가 많은 경우 共積分벡터의 존재를 정확히 식별치 못하는 제약이 있고, 셋째, 임금결정요인들간의 상대적 중요성에 대한 규명이 미흡하여 계속적인 研究가 요망된다.¹²⁾

12) 본 연구는 분석기간을 확장하고, Johansen(1988)의 공적분식별기법을 사용하여 분석의 정확성을 개선시킬 여지가 있으며, 이를 지적해 주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

參 考 文 獻

1. 전성인, “명목임금의 추정과 관련된 제모형의 비교연구”, KDI분기별경제전망, 1991년 1사분기, pp. 95-117.
2. 전성인, “통화, 물가, 명목임금의 장단기동학에 관한 연구”, 한국개발연구, 1992년 봄호, pp. 37-60.
3. 김치호, “우리나라의 노동시장모형”, 조사통계월보, 한국은행, 1991년 11월호, pp. 19-47.
4. 김치호, “소규모개방경제의 거시경제적 충격과 경기변동”, 경제학연구, 제 42집 제 2호, 1994년 12월호, pp. 25-62.
5. 박동순, “오차수정모형에 의한 통화수요함수”, 금융경제연구, 1990년 no 1-2, pp. 1-27.
6. 박우규, 김세종, “한국의 물가모형”, 한국개발연구, 1992년 겨울호, pp. 3-26.
7. 이계식, “인플레이기대의 경제적 효과분석”, 한국개발연구, 1984년 가을호, pp. 20-54.
8. 정기준, “임금의 국민경제적 효과분석”, 한국임금의 정책과제와 제도개선연구, 서울대학교 경제연구소, 1983년 pp. 1-70.
9. 조하현, “경제구조변화를 고려한 단위근검증과 장기추세제거 방식에 관한 연구”, 경제학연구, 제42집 1호, 1994년 7월호, pp. 71-94.
10. 함정호, 최운규, “한국경제의 연간거시계량모형, -BOKAM90”, 조사통계월보 한국은행, 1990년 9월, pp. 18-78.
11. Alexander. C. O., “The Changing Relationship Between Productivity, Wages and Unemployment in the UK”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 55, 1993. pp. 87-102.
12. Cassiers, Isabelle, and Solar, Peter, “Wages and Productivity in Belgium”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 52, 1990년, pp. 437-449.
13. Choi, In, “Univariate Properties of the Korean Economic Time Series”, *Korean Economic Review*, Winter 1993, pp. 201-232.

14. Christ, Carl, "Assessing Applied Econometric Results", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March / April 1993. vol 75, pp. 71-94.
15. Davidson J., Hendry. D. Srba. F. and Yeo. S., "Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal*, December 1978, pp. 661-692.
16. Dawson, Alistair, "Sargan's Wage Equation : a theoretical and empirical reconstruction", *Applied Economics*, 1981, pp. 351-363.
17. Engle, Robert and ByungSam Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated System", *Journal of Econometrics*, 1987, pp. 143-159.
18. Engle, Robert and Granger W., "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, March 1987, pp. 251-276
19. Ghysels, Eric and Perron P., "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 1993. pp. 57-98.
20. S. G. Hall, "An Application of the Granger & Engle Two-Step Estimation Procedure To United Kingdom Aggregate Wage Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 48, 1986, pp. 229-239.
21. S. G. Hall and S. G. B. Henry, "Wage Models", *National Institute Economic Review*, February 1987, pp. 70-75.
22. Hendry, David, "Econometric Modelling with Cointegrated Variables : An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 48, 1986, pp. 201-212.
23. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231-254.
24. Layard R. and Nickell, S., "The Causes of British Unemployment", *National Institute Economic Review*, February 1985, pp. 62-85.
25. Nelson, C. R. and Plosser, Charles, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 1982, pp. 139-162.

26. Nymoen, Ragnar, "Modelling Wages in the Small Open Economy : An Error Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 51, 1989, pp. 239-258.
27. Phillips, P. C. B. and Perron Pierre, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol 75, 1988, pp. 335-346.
28. Sargan, J. D, "Wages and Prices in the United Kingdom : A Study in Econometric Methodology", in *Econometric Analysis for National Economic Planning*. (eds), P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whittaker, Butterworth, London, 1964.
29. Sargan, J and Bhargava, A., "Testing Residuals from Least Squares Regression for being generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, 1983. vol 51. pp. 153-174.
30. Wallis, Kenneth, "Seasonal Adjustment and Relations Between Variables", *Journal of the American Statistical Association*, March 1974, pp. 18-31.