

임금 유연성과 실업

허재준 · 신동균

2001

한국노동연구원

책머리에 부쳐

1997년 말의 외환위기는 성장률과 실업률 등 실물부문에 막대한 과급 효과를 미쳤다. 경제에 부정적인 충격이 가해질 때 그 충격의 강도를 줄이기 위한 가장 중요한 조건 중의 하나가 노동시장의 유연성이라고 많은 연구자와 정책담당자들이 강조해 왔다. 임금의 경직성 등 경제 내에 경직적인 요인이 존재할 때 충격에 따른 실업의 반응 정도는 상대적으로 더 클 수밖에 없기 때문이다.

그러나 “노동시장의 유연성이 제고되지 않으면 경쟁력의 회복 내지 강화를 기대할 수 없다”는 당위론적 주장만 무성할 뿐 우리 나라 노동시장의 유연성에 관한 엄밀한 실증분석 성과는 아직 미미한 실정이다. 본 연구는 그동안 상대적으로 미흡했던 우리 나라의 임금 유연성에 대한 연구로서 임금과 실업 간의 관계에 대한 기존 이론들을 체계적으로 정리하고 임금 유연성과 실업 간의 관계를 실증적으로 분석하고 있다. 본 연구서가 우리 나라 거시노동시장 연구와 노동시장 유연성 연구의 초석이 되기를 기대해 마지 않는다.

본 연구서는 크게 네 부분으로 이루어져 있다. 제2장은 실업률에 대한 실질임금의 준탄력성이 무한대임을 가정하는 전통적 필립스곡선의 정의와 해석방법을 정리하고, 실질임금의 실업률 준탄력성이 장기적으로 유한할 때 임금식의 오차수정모형이 임금증가율식으로 나타나는 데에 착안하여 그에 대한 새로운 해석 방식을 제시한다. 제3장은 장단기 동학

(動學)을 고려하는 우리 나라의 임금식의 오차수정모형을 추정하고 임금식의 오차수정모형에서 실업률의 차분이 유의하게 개입하는 것은 단기적으로는 임금이 실업률에 의존함을 의미하므로 실업률 차분의 계수를 실질 유연성으로 해석해야 함을 밝히며 그 유연성의 크기를 제시한다. 제4장에서는 미시자료에 기초하여 구성효과를 제어한 상태에서 실질임금이 총실업률과 지역실업률의 변화에 얼마나 유연하게 반응하는가를 분석한다. 제5장은 요약 및 결론으로서 본문의 내용을 요약하고 향후의 과제에 대해서 언급한다.

본 연구서는 본원의 허재준 박사와 더불어 한양대학교의 신동균 교수께서 성심 어린 기여를 해주셨다. 본원의 전병유 박사는 제4장의 미시자료 천착 과정에서 많은 도움을 주셨다. 그리고 익명의 논평자들은 본 연구서를 읽고 오류와 미진한 부분에 대해 매우 유익한 평가를 해주셨다. 본고의 마지막 편집 과정에서 노고를 아끼지 않은 김현심 연구조원, 꼼꼼한 편집과 교정으로 많은 오류를 바로잡아 준 출판실의 박찬영 전문위원과 정철 책임연구원이 없었다면 독자들이 본 연구서를 읽는 과정에서 훨씬 더 많은 인내력이 필요했을 것이다. 모든 분들의 노고에 감사드린다.

끝으로 본 연구서에 수록된 내용은 저자의 의견이며 본 연구원의 공식적 견해가 아님을 밝혀두고자 한다.

2001년 12월

한국노동연구원

원장 이 원 덕

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제 1 절 연구의 내용	1
1. 실업-인플레이션의 동학과 임금증가율식의 해석	3
2. 임금 유연성과 유연성 지표	4
3. 실업률 감소를 위한 인플레이션 비용	5
제 2 절 선행연구와 본 연구의 의의	7
1. 임금의 경직성	7
2. 균형실업률과 정책적 함의	8
3. 미시자료를 이용한 임금식 추정	10
제 3 절 연구의 구성	14
제2장 실업과 인플레이션	16
제 1 절 전통적 필립스곡선	16
1. 임금과 물가	16
2. 실업률 - 물가상승률의 동학	18
3. 실업률-물가상승률의 장기적 관계와 균형실업률	19
제 2 절 실질임금-실업률 사이의 장기탄력성이 유한한 임금식	26
1. 전통적 필립스곡선에 대한 실증연구 차원의 비판	26
2. 실질임금-실업률의 장기 탄력성이 유한할 때의 균형실업률	31
제 3 절 필립스곡선과 임금식의 오차수정모형 비교	38

제3장 임금식의 오차수정모형과 임금 유연성	43
제 1 절 필립스곡선식 추정	44
1. OECD 주요국의 필립스곡선식	44
2. 우리 나라의 필립스곡선식 추정	47
제 2 절 노동시장의 구조모형과 오차수정모형	49
제 3 절 임금식의 오차수정모형과 임금유연성	53
제 4 절 시사점	62
제4장 미시데이터로 추정한 임금 유연성	65
제 1 절 분석방법	66
1. 임금의 경기의존성	66
2. 임금곡선	68
3. 경기의존성과 임금곡선의 동시추정: 시간지연효과의 고려	71
4. 데이터	72
제 2 절 실증분석	73
1. 실업률과 임금의 추이	73
2. 실질임금의 경기의존성 추정치	77
3. 임금곡선	85
4. 실질임금의 시간-공간상의 실업률 변화에 대한 조정 과정	88
제 3 절 분석결과의 요약	90
제5장 요약 및 결론	92
참 고 문 헌	99

표 목 차

<표 3-1> 주요국의 필립스곡선 추정식	46
<표 3-2> 우리 나라의 필립스곡선식(1970~99), 종속변수 $\Delta(w - p_c)$...	48
<표 3-3> 디키풀러(Dickey-Fuller) 검정에 의한 단위근 검정	55
<표 3-4> 실질임금, 상대물가, 생산성으로 이루어진 장기식, 종속변수는 $(w - p_c)$	56
<표 3-5> 실질임금, 상대물가, 생산성, 실업률로 이루어진 장기식, 종속변수는 $(w - p_c)$	57
<표 3-6> 오차수정모형 추정결과, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$	58
<표 3-7> 오차수정항 없이 생산성변수만 개입하는 임금증가율식, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$	59
<표 3-8> 생산성증가율을 제거한 오차수정모형 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$	59
<표 3-9> 오차수정항과 생산성변수가 모두 개입하지 않는 임금증가율식, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$	59
<표 4-1> 지역별 평균임금: 1989~2000년	74
<표 4-2> 지역별 실업률: 1989~2000년	75
<표 4-3> 실질임금의 경기 의존성	77
<표 4-4> 실질임금 경기의존성의 집단별 특성	84
<표 4-5> 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성	86
<표 4-6> 실질임금 경기의존성의 시간-공간 차이	89

그림 목차

[그림 2-1] 실업-물가상승률의 동학과 자본-노동의 분배 변화	18
[그림 2-2] 임금이 물가에 부분 연동되어 있을 때의 장기 필립스곡선	20
[그림 2-3] 장기 필립스곡선 주변의 안정화기제	21
[그림 2-4] 임금이 물가에 완전 연동되어 있을 때의 장기필립스곡선	22
[그림 2-5] 한국의 실업률과 물가상승률: 1970~99년	27
[그림 2-6] EU의 실업률과 물가상승률: 1969~96년	28
[그림 2-7] 임금식과 가격식에 의한 균형실업률 결정	32
[그림 3-1] 실질임금 증가율, 실질임금 증가율 차분, 실업률 차분의 추이	49
[그림 3-2] 실질임금, 상대가격, 노동생산성, 실업률의 로그값 추이	55
[그림 3-3] 실질임금 증가율, 노동생산성 증가율, 실업률 차분의 추이	61
[그림 4-1] 총 실업률과 실질임금률	73
[그림 4-2] 지역-연도별 실업률	75
[그림 4-3] 지역-연도별 평균임금	76
[그림 4-4] 지역별 실업률과 실질임금	76

글상자 목차

<글상자 2-1> 전통적 필립스곡선과 균형실업률	23
<글상자 2-2> 실질임금-실업률의 장기 탄력성이 일정할 때의 균형실업률	33
<글상자 2-3> 오차수정모형과 장기와 단기	40

요 약

우리 나라의 임금과 실업률 간에는 장기적 상관관계가 확인되지 않고 실업률은 단기적으로만 임금에 영향을 미친다. 이는 실업률이 우리 나라 임금 추이의 장기적 움직임을 규정하는 요인이라고 보기 어려움을 의미한다.

임금식의 오차수정모형 추정식을 보면 단기적으로는 실업률이 임금 증가율에 영향을 미친다. 그리고 임금의 단기 실업률 준탄력성은 0.011 수준으로 나타난다. 이는 그 노동시장이 유연하다고 평가되는 미국보다도 큰 수준이다. 경제에 충격이 가해질 때 실질임금이 실업률이나 생산성에 반응하는 정도를 보아도 우리 나라의 단기 임금 유연성은 높다고 판단된다.

임금이 장기적으로는 실업률에 영향을 받지 않고 단기적으로만 영향을 받는다는 사실을 다음과 같이 설명될 수 있다. 실업률이 하락하면 단기에 근로자들의 요구임금 수준이 높아져서 임금이 상승하고 물가상승을 압박한다. 이때 우리 나라 기업은 임금상승을 물가상승에 그대로 반영하지 않고 마크업을 감소시킨다. 그 결과 인플레이 압력이 크지 않은 상태로 실업률 감소를 위해 정부정책을 펼 수 있는 여지가 존재한다.

노동생산성 추이로부터 임금 추이가 괴리되면 그 괴리에 비례해서 실질임금이 조정되는 특성을 보인다는 면에서 우리 나라에서는 노동생산성이 실질임금의 장기적 추이를 규정하는 균형화 인자이다. 실질임금의 노동생산성 연동 정도는 장기에서는 0.93에 이르고 단기에서는 0.72에 이른다. 이처럼 임금추이는 장기적으로 노동생산성과 공통된 추세를 가지므로 임금 증가율을 예측할 때에는 임금과 생산성 간의 공통 추세를 고려해야 한다. 임금과 생산성 간에 공통

추세가 확인되는 점은 정부가 생산성임금제 등의 임금정책을 실시하는 여부와는 독립적으로 경제 내에 생산성에 의존해서 실질임금이 변화하는 기제가 꾸준히 작용하고 있음을 의미한다.

임금에 관한 미시자료를 이용하여 실질임금과 실업률 두 변수간의 (준)탄력성을 측정하여 보더라도 총량적인 면에서 실질임금은 노동시장의 경기변동상에서 미국보다 유연하게 변화하는 것을 확인할 수 있다.

또한 장기적인 면에서나 단기적인 면에서 실질임금과 지역실업률 사이에는 역의 상관관계가 존재하고 실질임금은 지역실업률보다는 총실업률에 더 민감하게 반응하는 것을 확인할 수 있다.

생산성 변수를 고려한 임금식 추정에서나 생산성 변수를 고려하지 않은 미시자료를 이용한 임금식 추정에서 실질임금은 실업률 변화가 있으면 1년 이내에 적응하는 것으로 나타나, 실질임금은 실업률 변화에 신속히 적응하는 것을 알 수 있다.

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 내용

1997년 말 금융부문에서 발생한 위기는 성장률과 실업률 등 실물부문에 막대한 파급효과를 미쳤다. 경제에 부정적 충격이 가해질 때 그 충격의 강도를 줄이기 위한 가장 중요한 조건 중의 하나가 노동시장의 유연성임은 많은 연구자와 정책담당자들에 의해 강조되어 왔다. 임금의 경직성 등 경제 내에 경직적인 요인들이 있을 때 충격에 따른 경제 변수들(예컨대 실업)의 반응 정도는 그렇지 않을 경우에 비해 클 수밖에 없기 때문이다.

노동시장의 유연성에 대한 통합적인 측정방법에 아직 일치된 견해는 없다. 그럼에도 불구하고 노동시장 외부의 충격이 있을 때 임금이 얼마나 유연하게 조정되는가가 가장 중요한 척도 중의 하나라는 데에는 많은 연구자들이 동의한다. 특히 실업에 대한 충격을 감안할 때 더욱 그러하다. 다른 조건이 같다면 실질임금이 하방으로 탄력적일 때 실업률이 작게 증가하기 때문이다.

본 연구는 필립스곡선식 혹은 임금식을 중심으로 유연성을 측정하는 논의들의 이론적 배경을 정리하고 임금의 유연성이라는 기준에서 본 한

2 임금 유연성과 실업

국 노동시장의 유연성을 거시자료와 미시자료를 이용하여 측정하는 것을 목적으로 한다.¹⁾

케인즈 이후의 거시경제이론 논쟁의 중심에는 물가와 임금의 동학(動學)을 고려하여 인플레이션과 실업 사이에 존재하는 동태적 관계를 탐구하는 노력들이 자리잡고 있다. 물가와 임금이 고정되어 있는 단기에는 재화시장과 노동시장에서 가격기능에 의해 수요와 공급이 일치하지 못하고 양자가 괴리되는 상황이 발생할 수 있다. 그리하여 노동시장이 초과공급 상태를 보임으로써 실업이 나타날 수 있다.

실업은 그 성격에 따라 고전파적 실업과 케인지안적 실업으로 나누어 볼 수 있다. 고전파적 실업 상황은 재화시장은 초과수요 상태인 반면 노동시장이 초과공급인 상태이다. 케인지안적 실업 상황은 재화시장과 노동시장에 모두 초과공급이 존재하는 상태이다. 물가가 상방으로는 유연하게 움직이는 반면 임금은 고정되어 있으면 고전파적 실업과 케인지안적 실업의 중간적 상황이 나타난다. 이는 바로 케인즈가 ‘일반이론’에서 묘파(描破)하고 있는 상황이기도 하다.

Kniesner and Goldsmith(1987)도 지적하였듯이 신고전파 경제학 연구 접근법의 핵심인 가격과 수량에 대한 ‘경매시장(auction market)’ 분석이 그다지 유용하지 않다고 여겨지는 분야가 바로 거시노동시장이다. 그 이면에는 임금의 변동이 고용의 변동과 함께 수요-공급 이론에 의해 설명될 수 없는 경우가 많다는 ‘사실’이 놓여 있다. 다시 말해, 고용은 경기변동 과정에서 유연하게 조정되는 데 반해 임금의 변화는 경기변동과는 무관하거나 그 상관성이 매우 약하다는 것이다.

Lilien and Hall(1986)도 고용과 임금의 거시적 시계열 데이터를 분석해 보면 많은 나라에서 고용은 상당히 경기순행적(procyclical)으로 움직이는 반면 실질임금은 변화가 거의 없는 것으로 나타나므로 단순한 수요-공급 모델은 임금과 고용의 동시적인 움직임을 설명할 수 없다고 한다.

그러나 최근 패널데이터에 근거한 다수의 실증분석 논문들은 실질임금에 경기순행성이 거의 없다는 사실 확인은 데이터를 잘못 해석한 데

1) 경직성 지표는 유연성 지표의 역수로 정의되기 때문에 문맥에 따라서는 편의상 경직성이라는 용어를 자주 사용할 것이다.

서 오는 통계적 환상임을 밝히고 있다. 거시적 시계열 데이터를 통해서 는 노동력 구성의 변화효과(composition effects)로 인해 실질임금의 경기 변동상의 움직임을 제대로 읽어낼 수 없다는 것이다.

Bils(1985), Solon, Barsky, and Parker(1994) 등은 패널데이터를 이용하여 이러한 노동력 구성의 변화효과를 제거하면 실질임금은 상당히 경기순행적으로 움직임을 밝히고 있다. 이러한 발견은 다시 거시노동시장의 경기변동이 수요-공급 이론에 의해 설명될 수 있음을 시사한다. 이처럼 실질임금의 유연성에 대한 실증분석 결과는 고용의 경기순행성과 관련하여 거시노동시장의 경기변동을 설명함에 있어서 전통적인 수요-공급 이론이 유용한지에 대한 판단을 내리는 데에 도움을 준다.

또한 실질임금의 유연성 측정은 경기변동에 대한 적응수단으로서 임금과 고용 중 어느 변수가 더 중요한가에 대한 단서를 제공한다.

1. 실업-인플레이션의 동학과 임금증가율식의 해석

부분 균형시장으로서의 노동시장에 한정했을 때뿐만 아니라 총수요와 총공급을 고려하는 전체 거시경제적 시각에서 노동시장의 경직성이나 유연성 논의를 제대로 이해하기 위해서는 실업과 인플레이션의 관계에 관한 이해가 필수적이다. 본 연구의 첫 번째 목적은 거시경제의 일부로서 의 노동시장에서 임금식과 물가식이 정의되는 방식을 살펴보고 전통적 필립스곡선과는 다른 노동시장 해석방식을 제시하는 것이다. 실업률이 감소(증가)하면 실질임금이 무한정 증가(감소)함을 암묵적으로 가정하고 있는 전통적 필립스곡선식에서 임금 증가율은 실업률 수준의 함수이며 실업률 차분은 이력현상이 존재할 때 개입한다. 이와 대조적으로 실업률과 실질임금 혹은 임금률과 실업률 사이에 존재하는 장기적 관계를 도입하여 실업률에 대한 실질임금의 장기탄력성이 유한함을 가정하고 있는 임금식으로부터 도출되는 오차수정모형에서는 이력현상과는 무관하게 실업률 차분이 주요한 변수로서 개입할 수 있으며 이 경우 실업률 차분의 계수는 실질임금 상승률과 실업률 간의 단기 동학을 설명한다.

4 임금 유연성과 실업

전통적 필립스곡선식 해석 시각에서는 실업률의 차분만이 설명변수로 등장하는 경우 NAIRU는 현실 실업률과 같다는 함의를 지니지만 실질 임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한하다는 시각에서 도출되는 임금식의 오차수정모형에서는 실업률 차분의 계수가 단기적 임금 유연성의 지표로 해석되고 이력현상이 있을 경우에는 실업률 차분이 장기식에 개입한다.

2. 임금 유연성과 유연성 지표

본 연구의 두 번째 목적은 실업률 변화에 따른 우리 나라의 임금 유연성을 측정하는 것이다. 실질임금이 경기변동 과정에서 얼마나 유연하게 조정되는가는 실업의 발생 원인 혹은 한 경제가 부정적 쇼크를 경험할 때 실업을 얼마나 완화할 수 있는가와 직결되는 주제이다. 경기 하강기에 실질임금이 하방으로 탄력적일 경우 다른 조건이 동일하다면 실업의 증가가 완화되리라고 일반적으로 예상할 수 있다.

다른 각도에서 보면 실질임금의 실업률 탄력성은 고용의 경기탄력성과 관련하여 거시노동시장의 경기변동을 설명함에 있어서 전통적인 수요-공급 이론이 유용한지에 대한 판단을 내리는 데에도 도움을 준다. 만약 노동의 단기 수요곡선이 안정적인 우상향하는 형태의 노동공급곡선을 따라 이동한다면 실질임금과 고용 모두 경기순행적으로 움직일 것이다.

또 한 가지 실질임금의 경기순행성이 갖는 경제학적인 그리고 정책적인 시사점은 경기변동에 대한 적응수단으로서 임금과 고용 중 어느 변수가 더 중요한가에 대한 단서를 제공한다는 점이다. 예를 들어 경기 하강기에 대한 조절수단으로 고용 감축과 임금 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장에서 지배적이었는가에 대한 연구는 정책적으로 그리고 학문적으로 시사하는 바가 크다.

거시자료를 이용하여 임금식의 오차수정모형을 추정한 결과에 의하면 실업률 수준은 유의하지 않지만 그 차분은 유의한 것으로 나타난다. 우리나라 노동시장의 임금 유연성이 낮지 않다면 이는 전통적인 필립스

곡선식보다는 실질임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한하다는 시각에서 새롭게 임금증가율식을 해석할 필요성을 제기한다. 또한 한국, 일본, 미국, 유럽의 노동시장을 비교해 보면 유럽 노동시장의 경직성을 전통적 필립스곡선 해석에서 정의되었던 명목경직성이나 실질경직성으로 측정하면 부적절하다는 사실을 알 수 있다.

실업률 수준이 유의하지 않고 그 차분항만이 등장하는 임금증가율식을 전통적 필립스곡선식 해석의 견지에서 보면 우리 나라 경제의 실질경직성이 매우 높고 이력현상을 특징으로 하는 것으로 해석된다. 그러나 실질임금의 실업률 탄력성이 유한하다는 견지의 임금식 시각에서 보면 비록 실질임금과 실업률 사이에 장기적 관계가 확인되지는 않지만 단기적으로는 실업률이 실질임금에 영향을 미치는 것으로 해석된다. 이때 임금증가율식에 나타난 실업률 차분의 계수를 단기 실질 유연성지표로 삼을 수 있다.

1인당 피용자 보수로 정의한 우리 나라 임금의 실업률 준탄력성은 임금과 생산성 간의 장기적 관계를 추정식에 개입시키는 경우 단기적으로는 0.011 정도로 추정되어 탄력성이 높게 나타나지만 장기적으로는 임금이 영향을 미치지 않는다. 임금과 생산성 간의 장기적 관계를 추정식에 고려하지 않으면 임금의 실업률 탄력성은 더 확대되어 우리 나라 임금의 실업률 준탄력성은 0.018~0.019 정도로 추정된다.

상용근로자 임금에 관한 미시자료를 이용하여 임금식이 실업률과 추세항만에 의존한다는 전제하에 실질임금의 실업률 준탄력성을 추정하면 구성효과를 제어하지 않는 경우 0.024, 구성효과를 제어하는 경우 0.0325 정도로 추정됨으로써 역시 우리 나라 임금의 실업률 준탄력성이 미국에 비해 높은 것으로 나타난다. 이러한 사실 확인은 우리 나라에서는 고용조정이 어려워 고용의 경기 탄력성이 제약되어 왔다는 점에 비추어 보면 일관성 있는 사실 확인이라고 생각된다.

3. 실업률 감소를 위한 인플레이션 비용

본 연구의 세 번째 목적은 우리 나라 임금식으로부터 실업을 낮추기

위한 정부정책을 펴려고 할 때 감수해야 할 인플레이션 비용에 관한 합의를 얻고자 하는 것이다. 단기적으로나마 실업과 인플레이션이 배향 관계에 있고 실업을 낮추기 위해 지불해야 할 인플레이션 비용이 크지 않다면 적절한 수요관리정책은 큰 경제적 비용을 초래하지 않고서도 외환위기 이후 침체된 노동시장 활성화에 크나큰 자극제가 될 수 있다. 바로 이 점에 관한 우리 나라 경제의 시사점을 확보하는 것이 본 연구의 또 다른 목적이다.

장기적 균형식으로서의 임금식이 정의되는가, 우리 나라에서 균형실업률은 인플레이션 관리를 위한 준거점으로서 적절한가, 실업률을 감소시키려고 할 때 그 인플레이션 비용은 얼마나 되는가, 실업률을 줄이기 위한 정부정책은 가격체계가 신속히 완전고용 균형상태로 적응하게 하는 데 집중되어야 하는가, 아니면 구조적 차원의 다른 정책이 필요한가, 외환위기 이후 현실실업률을 낮추려는 정부정책은 우리 나라 임금-물가 동학의 특성을 고려할 때 타당성을 갖는가, 우리 나라의 임금과 물가의 적응패턴은 어떤 형태를 띠고 있는가?

이러한 물음에 답하기 위해서는 먼저 임금식의 구체적 형태를 확인해 보아야 한다. 즉 실업률과 임금의 동태적 관계에 대한 분석이 이루어져야 한다. 본 연구는 장단기 동학을 고려하는 임금식의 오차수정모형 추정을 통해 임금의 동태적 특성을 살펴보면서 이러한 의문들에 대한 시사점을 제공한다.

추정결과에 의하면 우리 나라 명목임금이 물가에 연동된 정도는 완전하고 그 반응 속도도 빠르다. 실업률을 감소시키는 과정에서 증가하는 인플레이션은 낮은 실업률과 인플레이션 둔화를 달성하기 위해 감수해야 할 비용인데 우리 나라 기업은 임금상승을 물가상승에 그대로 반영하지 않고 마크업을 감소시킴으로써 인플레 압력이 둔화된다. 그 결과 인플레 압력이 크지 않은 상태로 실업률 감소를 위해 정부정책을 펼 수 있는 여지가 존재한다.

제2절 선행연구와 본 연구의 의의

1. 임금의 경직성

오일쇼크에 의한 각국 실업의 불균등한 발전(특히 유럽과 미국 간의 실업 차이)을 설명하기 위해 1980년대에 실질경직성과 명목경직성이라는 개념이 흔히 사용되었다. 그러나 임금 유연성은 매우 포괄적인 개념이며 상이한 유연성 개념들이 존재한다.

Sachs(1979), Branson and Rotenberg(1980)은 명목임금 결정과정에서 발견되는 명목관성의 크기에 초점을 맞추어 경직성을 정의하고 있다. 임금증가율식에 등장하는 물가상승률의 장기[단기] 지체항이 존재하면 명목임금이 경직적이므로[유연하므로], 인플레이션 쇼크가 왔을 때 실질임금이 유연하게 움직일 것이다[경직적일 것이다]. 이러한 정의에 의하면 실질임금 경직성은 단지 명목임금 경직성의 역수이다.

Grubb et al.(1983)과 Gordon(1984)은 임금증가율식의 명목관성의 크기로는 실질 혹은 명목 경직성의 존재를 보여주기에 충분하지 않다고 주장한다. 실질 혹은 명목 경직성이 실업의 전개 과정을 설명할 수 있어야 하는데 위와 같은 척도로는 얼마만큼의 실업이 주어진 쇼크로부터 초래될지에 대해서는 말해 주는 바가 없기 때문이다. 그리하여 Grubb et al.(1983)은 보다 적절한 실질경직성 척도를 제안한다. 그 척도는 실질 쇼크가 도래하여 장기적으로 물가상승률이 증가하는 결과가 초래될 때 이러한 결과를 상쇄하기 위해 필요한 실업률 증분으로 정의된다. 실질경직성은 실질임금의 경직성과는 구별되는 개념으로서 임금이 실질 변수인 실업률에 의존하는 정도를 의미한다. 이러한 척도에 의하면 임금이 실업률에 반응하는 정도가 작을수록 실질경직성은 크다.

OECD(1983)는 “명목임금의 물가에 대한 단기 탄력성-명목임금의 실

업률에 대한 단기 준탄력성”으로 실질 경직성을 정의하고 있는데 이는 양 접근법을 절충한 정의이다. 명목임금이 물가에 신속하게 반응할수록, 그리고 실업률에 작게 반응할수록 실질 경직성이 크다고 해석할 수 있기 때문이다.

이와 같이 1970년대 말 이래 이루어진 선행연구들에서 노동시장의 유연성이나 경직성은 일차적으로 필립스곡선식을 통해 정의되었다. 그리고 필립스곡선식의 특성으로부터 확인되는 경직성이나 유연성을 설명하는 배후 요인으로서 노동이동, 해고관련 규제, 교섭방식, 노조의 조직력 등이 원용되었다.²⁾ 노동시장이 유연하다고 평가되는 북미국가들의 임금 유연성은 큰 것으로 평가된 반면, 고실업이 고착화된 유럽국가들의 임금 유연성은 큰 것으로 평가되었다.

그러나 제3장에서 살펴볼 수 있는 바와 같이 전통적 필립스곡선식을 비교해 보면 거기서 추정된 유연성 혹은 경직성 개념들은 국가별 경직성을 제대로 드러내 보이지 못한다. 본 연구는 노동시장 구조모형으로부터 도출되는 Layard et al.(1991), Turner et al.(1993)류의 임금식에서 정의되는 임금의 실질경직성 개념을 살펴보고 우리 나라 오차수정모형에서 그 정도를 측정한다.

2. 균형실업률과 정책적 함의

물가상승률과 실업 사이에 역의 상관관계가 존재하면 축약임금식이나 임금식과 물가식 추정을 통해 균형실업률(NAIRU)을 도출할 수 있다. 우리 나라에서 인플레이션을 가속하지 않는다는 의미의 균형실업률 수준이 측정되고 그에 기초하여 정책 비판이 이루어지거나 정책 방향이 논의된 것은 비교적 최근의 일이다.

유경준(2000)은 임금식과 물가식의 구체적 추정 없이 균형실업률(NAIRU)을 결정하는 변수들을 방정식의 형태로 설정하여 도출한 균형실업률과 현실실업률의 상대적 크기에 의거해서 정부 실업대책의 적절

2) 대표적인 연구로 Bruno and Sachs(1985) 참조.

성에 의문을 제기하고 있다. 특히 2000년의 실업률이 균형실업률에 근접함을 주장하면서 수요팽창적 실업대책이 물가 상승을 초래할 것이라고 경고하고 있다.

그러나 전통적 필립스곡선 해석 시각과 실질임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한하다는 시각에서의 해석이 큰 차이를 보일 수 있는 데에서 알 수 있다시피, 위와 같이 도출된 균형실업률의 정책적 함의를 제대로 해석하기 위해서는 적어도 임금식의 구체적 형태와 그 특성에 대한 검증이 필수적이라고 판단된다.

실질임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한하다는 시각에서 NAIRU를 정의하려면 실질임금과 실업률 간의 장기 관계가 확인되어야 한다. 만일 실질임금과 실업률 간의 장기 관계가 확인되지 않는 경우 유경준(2000)과 같은 NAIRU 도출방법은 해(解)가 존재하지 않는 방정식의 해를 인위적으로 도출하는 것과 같은 결과가 되어 도출된 NAIRU나 그 정책적 함의의 타당성이 상실될 것이다. 물가상승률 기대가 일정해지는 실업률이라는 견지에서 NAIRU를 정의하더라도 물가식이 실업률에 의존하지 않음을 감안할 때 임금식에 실업률 수준이 개입하지 않는 한 NAIRU는 도출될 수 없기 때문이다.

신관호(1999), 안주엽·전재식(2000)은 경제변수를 경기순환적(cyclical) 성분과 추세적(trend) 성분으로 분해하는 통계적 방법을 이용하여 균형실업률을 추정하고 있다. 이러한 방법론은 노동시장의 구조적 움직임을 고려하기보다는 단순히 현실실업률이 NAIRU의 근처에서 변동할 것이라는 데 착안한 것이다. 그러나 이러한 경기순환적 성분과 추세적 성분으로의 분해는 매우 기계적이어서 임금 및 물가의 동학에 관한 이론적 배려가 개입하지 않고 있다. 이로 인해 균형실업률 도출의 근거를 이루는 노동시장 특성 파라미터들에 대한 검토를 할 수 없다.

NAIRU는 정책 판단 참고지표들 중의 하나일 뿐이고 그것을 결정하는 변수들의 특성이나 그 상호작용 특성이 오히려 정책 판단에 중요한 정보를 제공한다고 볼 때 2000년에 이루어진 우리 나라 균형실업률에 관한 이들 선행연구들은 정책 판단을 위한 다른 풍부한 정보를 제공하지 못한 채 단순히 균형실업률 격차(현실실업률과 균형실업률 간의 격

차) 수준만을 제시하게 된다. 그러므로 정책 판단에 대한 다른 정보를 제공하지 못함으로써 그 풍부성이 제약되고 정책 방향을 강력하게 주장할 수 있는 장점은 있겠지만 그만큼 정책 판단을 그르치게 할 가능성도 크다.

본 연구는 임금식의 오차수정모형을 추정하는 과정에서 실업률과 임금의 장기적 관계가 확인되지 않고 임금과 생산성 간에만 장기적 관계가 확인됨을 보이고 그것이 우리나라 균형실업률의 특성에 관해 시사하는 바를 해석할 것이다.

3. 미시자료를 이용한 임금식 추정

미시자료를 이용한 임금과 실업률 간의 상관관계에 대한 연구는 외국에서 상당히 오래 전부터 다양한 각도에서 진행되어 왔다. 이러한 기존 연구를 ① 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 탄력적으로 조정되는가와 ② Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)에 대한 연구로 나누어 볼 수 있다.³⁾

장기간의 과거 시계열 데이터에 근거하여 거시경제학자들은 실질임금이 경기와는 무관하거나(acyclical) 약하게 경기순행적(procyclical)이라고 주장해 왔다(Lilien and Hall 1986; Blanchard and Fischer 1989).⁴⁾

3) 여기서 임금곡선이라 함은 필립스곡선(Phillips Curve)에 대비되는 광의에서의 임금곡선이 아니라 Blanchflower and Oswald가 명명한 대로의 임금곡선 즉, 임금수준과 지역실업률 수준과의 관계를 말한다. 광의에서는 실질임금의 경기순행성(wage procyclicality)을 추정하는 과정에서 흔히 사용되는 임금의 변동분과 실업률의 변동분과의 관계도 임금곡선으로 본다.

4) 각 주체가 불러일으킨 다양한 쟁점들의 기원은 고전파 경제학자와 케인즈로까지 거슬러 올라간다. 적어도 이론적으로는 케인즈나 고전파 경제학자들은 실질임금이 경기역행적(countercyclical)이라고 주장해 왔다. 그 논리는 간단하다. 단기에서 자본소득은 불변이고 시장이 경쟁적이라면 경기상승에 따른 고용 확대는 자본의 이용강도를 심화시켜 한계생산체감의 법칙에 의해 실질임금이 낮아진다는 것이다. 케인즈의 일반이론(General Theory, p.17)은 다음과 같이 적고 있다.

“.....일반적으로 고용의 증대는 실질임금의 감소를 동반해야만 이루어질 수 있다. 나는 고전 경제학자들이 반박할 수 없는 사실이라고 주장한 이 명백한 사실을 반박하고자 하는 것이 아니다.....”

이러한 실증분석 결과들은 거시경제학 이론의 발전에 상당한 영향을 미쳤다. 일반적으로 고용은 경기변동 과정에서 상당히 경기순행적으로 움직이는 데에 반해 실질임금은 그렇지 못하다는 발견은 거시경제학자들로 하여금 실질임금과 고용이 경기변동 과정 속에서 움직이는 형태를 설명함에 있어서 수요와 공급이 일치한다는 명제에 근거한 이론들을 포기하는 방향으로 작용하였다.⁵⁾

물론 실증분석 결과들은 실질임금이 경기역행적이라는 주장도 반박하고 있다. 이에 따라 Keynes(1936)나 Friedman(1968)과 Phelps(1970) 등의 이론에서 보여지는 바와 같이 안정적인 노동수요곡선과 이동하는 유효노동공급곡선(effective labor supply curve)에 근거한 설명들도 데이터에 의해서는 뒷받침되지 않는다고 할 수 있다.

왜 실질임금이 경기순행적이지 못한가에 대한 하나의 대안적 설명으로는 Hall(1988)처럼 안정적이면서도 상당히 탄력적인 노동공급곡선과 이동하는 노동수요곡선을 그 기본 분석도구로 제시할 수도 있다. 그러나 최근의 많은 패널데이터에 근거한 연구들은 거시적 시계열 데이터에 나타난 실질임금의 탄력성은 구성효과(composition effects)에 의해 실제 추정하고자 하는 탄력성을 과소 평가하고 있음을 밝히고 있다.

그 이유는 다음과 같이 설명된다. 경기상승기에는 많은 한계노동자들이 추가적으로 고용되며 이들은 기존의 노동자들과 비교하여 인적자본 수준이 낮다. 그러나 우리 나라의 통계청과 미국의 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)을 비롯하여 각국에서 만들어 내는 통계자료는 매년 변화하는 노동력 구성효과를 전혀 고려함이 없이 특정 연도의 임금을 그 연도에 지불된 임금총액을 총근로시간수로 나누어 계산한다. 따라서 경기상승기에 추가적으로 고용되는 한계노동자들을 포함하여 계산한 평균임금은 실제의 임금상승분을 과소 평가하게 되며, 역으로 경기하강기

5) 당시 이러한 견해를 표명한 대표적 연구인 Lilien and Hall(1986)의 말을 인용하면 다음과 같다.

“.....미국과 많은 다른 나라들에서 데이터를 간략히 검토만 해봐도 고용의 변화는 심한 반면 실질임금의 변화는 거의 없고.....단순한 수요-공급 모델은 임금과 고용의 동시적인 움직임을 설명할 수 없다.....”

에는 한계노동자들이 우선적으로 퇴출됨으로써 이들을 제외하고 평균임금을 계산하면 실제의 임금 하락분을 과소 평가하게 된다.

실질임금의 경기탄력성을 추정함에 있어서 구성효과가 심각하다는 사실은 Stockman(1983)에 의해 지적되었다. 그 후 이 주제에서는 성서적(聖書的)인 연구를 수행한 Bils(1985)를 필두로 하여 최근의 Solon et al.(1994)의 연구에 이르기까지 패널데이터에 근거한 수십 편의 실증분석 연구들은 실질임금이 구성효과를 제거할 경우 경기변동상에서 상당히 경기순행적(procyclical)이라고 결론내리고 있다. Solon et al. (1994)의 연구에 잘 요약되어 있듯이 이 연구들은 대체로 일관성 있게 실질임금은 실업률이 1%포인트 증가할 때 약 1.4~1.5% 감소한다고 보고하고 있다.

임금과 실업률 간의 관계는 경기변동상에서만 아니라 특정 시점에서 지역간 혹은 산업간 실업률이 달라지는 경우에 대해서도 생각해 볼 수 있다. 이에 관해서는 1990년대 초부터 많은 논란을 불러일으켜 왔던 Blanchflower and Oswald의 임금곡선(wage curve)에 관한 논의가 중요하다. 임금곡선이란 임금과 지역실업률 사이에 존재하는 음(-)의 상관관계를 말하는 것으로서 Blanchflower and Oswald(1990, 1994, 1995)에 의해 경험적으로(empirically) 발견된 사실이다.

임금과 지역실업률 간의 상관관계는 일차적으로 지역노동시장에서의 직업 사정이 임금에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다는 맥락에서 연구되어 왔다. 임금과 지역실업률 간의 상관관계에 대해서는 두 가지 대립되는 이론이 존재한다. 하나는 Abowd and Ashenfelter(1981) 등의 보상임금가설인데 이에 따라 Harris and Todaro(1970), Hall(1970, 1972) 등은 지역실업률과 임금은 정(+)의 상관관계를 가진다고 하였다. 이에 반해 Shapiro and Stiglitz(1984) 등의 효율임금가설에 따르면 실업률이 높을 때는 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커지며 이에 따라 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 된다. 반대로 실업률이 낮을 때는 실직 혹은 이직 시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율

임금을 주게 된다. 물론 어느 가설이 더 타당한지의 여부는 실증분석을 통해 결정되어야 할 성질이다.

Blanchflower and Oswald 외에도 Card(1995), Groot, Mekkelholt, and Oosterbeek(1992), 그리고 Wagner(1994) 등은 임금곡선이 존재한다고 결론 내렸다. 추정치의 크기 면에서 기존의 실증분석 연구들은 대체로 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성이 -0.1 에 가깝다고 결론 내리고 있다. 이 수치는 실질임금의 총실업률에 대한 준탄력성 추정치 $-0.014 \sim -0.015$ 와 비슷하다고 할 수 있다.⁶⁾ 왜냐하면 실질임금의 총실업률 탄력성은 0.08 을 약간 상회하는 것으로 나타나 실질임금의 지역실업률 탄력성과 상당히 유사하기 때문이다. 그러나 이론적으로 볼 때 실질임금의 지역실업률 탄력성은 지역간 노동이동을 고려하면 총실업률 탄력성보다 더 작으리라고 예상된다. 기타 조건이 동일하다면 지역노동시장의 노동공급곡선은 지역간 노동이동으로 인해 임금에 보다 탄력적일 것이기 때문이다. 그러나 다음의 두 가지 요인들은 이러한 추론을 어렵게 한다.

첫째, Blanchflower and Oswald는 임금식의 종속변수로 임금을 대신 근로소득(earnings)을 사용하였다. 따라서 이들의 추정치는 실업률과 근로시간 사이의 역의 상관관계에 의해 음(-)의 방향으로 편의(bias)를 갖게 된다. 즉 그들이 추정해 음의 상관관계의 적어도 일부분은 임금을 지역실업률의 역의 상관관계가 아니라 근로시간과 실업률의 상관관계를 나타낸다. 기타 조건이 동일하다면 이 요인은 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성을 기존의 추정치보다 작게 만들 것이다.

둘째, 실질임금의 경기순행성 여부를 연구하는 최근의 연구들은 패널 데이터를 사용하여 개개인의 관찰할 수 없는 변수들과 관련된 구성효과

6) 임금식에서 설명변수에 실업률의 로그값이 개입하면 그 추정계수는 실업률이 1% 증가할 때 감소하는 임금 비율의 의미를 띠므로 실질임금의 실업률 탄력성(elasticity)이 된다. 그러나 추정식에 실업률 수준이 그 자체로 개입하면 그 추정계수는 실업률이 1%포인트 증가할 때 감소하는 임금 비율의 의미를 띠므로 전형적인 '탄력성' 개념과는 다르다. 이를 구분하기 위해 이하에서는 이를 실질임금의 실업률 준탄력성(quasi-elasticity)이라고 부르기로 한다. 실업률이 4%에서 5%로 증가했다면 25% 증가한 것이지만 달리 표현하면 1%포인트 증가한 것이다. 따라서 일반적으로 실업률 탄력성은 실업률 준탄력성보다 훨씬 큰 값으로 추정될 것이다.

까지 모두 제어한 데 비해 임금곡선 연구에서는 개개인의 관찰할 수 있는 특성들만을 제어하였다. 과연 임금곡선의 추정에 있어서도 개개인의 관찰할 수 없는 특성들을 제어했을 경우 추정치의 절대값이 얼마나 변할지 역시 실증분석을 통해 결정될 성질의 것이다. 미국 노동시장의 경우 Solon et al.(1994)의 연구를 인용하면 개개인의 관찰할 수 없는 특성들을 제어하지 않을 경우 실질임금의 총실업률 탄력성 추정치의 절대값이 약 50% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 첫째 요인과는 달리 이 사실을 고려하면 실질임금의 지역실업률 탄력성은 0.1보다 절대값 면에서 더 커질 것이다.

본 연구의 제4장에서는 우리 나라의 실업률이 경기변동에 따라 변화할 때, 그리고 지역간에 차이를 보일 때 임금이 얼마나 조정되는가를 분석한다. 이 분야에 관한 연구는 아직 우리 나라에서 이루어진 바가 없다. 이상적으로는 임금데이터가 개인 단위에서 장기간에 걸쳐 패널 형태로 관찰되어야 하지만 장기간에 걸쳐 개인 단위의 데이터를 제공하고 있는 임금구조기본통계조사 자료를 이용하여 분석한다.

외국의 기존연구들은 대부분 실질임금의 경기의존성 추정에서와 같이 임금과 총실업률 간의 상관관계를 다루거나 임금과 지역실업률 간의 상관관계를 다루고 있지만, 본 연구에서는 실업의 충격에 대한 임금의 조정 정도를 측정하는 데에 총실업률과 지역실업률을 모두 사용한다. 이처럼 실업률 변동의 측정 단위를 시간과 지역 두 방향으로 확대함으로써 좁게는 임금조정 과정에 대한 정보를 풍부하게 획득할 수 있을 뿐만 아니라 보다 중요하게는 임금 유연성을 측정함에 있어서 노동시장 전반에 걸친 총실업률 변동에 대한 총임금의 조정만이 아니라 지역실업률 변동에 따른 지역임금의 조정 효과를 동시에 고려할 수 있다.

제3절 연구의 구성

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행된다. 제2장은 우선 실업률에 대한

실질임금의 탄력성이 무한대임을 가정하는 전통적 필립스곡선의 정의와 해석 그리고 한계점을 정리한다. 그리고 실질임금의 실업률 탄력성이 장기적으로 유한할 때 임금식의 오차수정모형이 도출되는 방식을 제시하고 그에 대한 해석방식을 제시한다.

제3장은 우리 나라의 임금식과 물가식의 오차수정모형을 추정하고 OECD 주요국(영국, 독일, 프랑스, 이탈리아, 미국, 일본)의 필립스곡선식에 관한 선행연구들에서 드러나는 모순점과 한계점을 지적한다. 또한 우리 나라 임금식의 오차수정모형을 추정하고 임금과 실업률 간에는 장기적 관계가 유의하게 확인되지 않지만 단기적으로는 실업률이 유의하게 개입하는 것을 확인한다. 그리고 단기 탄력성의 크기가 오차수정항의 개입 여부에 따라 크게 달라짐을 보이고 그것이 임금 유연성 측정에 시사하는 바를 해석한다.

제4장에서는 임금식을 추세항과 실업률만에 의존하는 함수로 상정하고, 미시자료를 이용하여 실질임금이 실업률 변화에 얼마나 유연하게 반응하는가를 분석한다. 임금의 실업률 준탄력성을 구성효과를 제어하지 않은 상태에서와 제어한 상태에서 측정하고, 임금이 총실업률과 지역실업률 간의 변화에 반응하는 정도를 측정한다.

마지막으로 제5장은 요약 및 결론이다.

제2장 실업과 인플레이션

고전적 필립스곡선으로부터 Friedman(1968)이 필립스곡선을 재해석하고 다시 합리적 기대가설이 제시되기까지, 그리고 다시 필립스곡선의 정체성이 도전받기까지, 인플레이션과 실업 사이에 존재하는 관계는 거시경제이론 논쟁의 중심에 자리잡고 있다.

이 장에서는 전통적 필립스곡선이 정의되는 방식을 정리하고 실질임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한할 때 도출되는 임금식의 오차수정모형이 전통적 필립스곡선식과 어떠한 차이점을 지니는지 살펴본다. 그리고 임금식으로부터 도출되는 필립스곡선은 어떤 해석 위에서 정의되고 이때 정의되는 균형실업률(NAIRU), 명목경직성, 그리고 실질경직성이 전통적 필립스곡선 해석에서 정의되었던 바와는 어떻게 다르고 또한 다르게 해석되어야 하는지를 설명한다.

제1절 전통적 필립스곡선

1. 임금과 물가

Phillips(1958)가 임금변화율과 실업률 사이에 배향관계(trade-off)가

존재함을 경험적으로 확인한 이래 임금 결정요인에 관해 많은 계량적 연구가 이루어졌다. 필립스곡선 관계는 근본적으로 노동시장의 불균형이 임금 결정에 미치는 영향을 반영한다. 물가상승률과 노동생산성 증가율이 일정한 정상상태(stationary state)에서는 노동시장이 균형상태일 때 명목임금 증가율은 일정하다. 실업률이 노동시장 균형에 대응하는 수준보다 높으면 명목임금 증가율은 감소한다. 반면 실업률이 균형실업률보다 낮으면 명목임금 증가율은 증가한다. 따라서 필립스곡선은 임금 증가율과 실업률 사이의 감소 함수적 관계로 표현된다. 임금이 하방으로 움직일 때보다 상방으로 움직일 때 훨씬 유연하다면 필립스곡선은 원점에 대해 볼록한 모양을 띤다.

명목임금 증가율은 흔히 과거 수기(數期)의 물가상승률에 연계되어 있다. 이 경우 필립스곡선은 명목임금 증가율, 실업률, 그리고 과거 물가상승률 간의 관계식으로 나타난다. w, p 를 각각 명목임금과 물가의 로그값, u 를 실업률이라고 하면 필립스곡선은 다음과 같다.

$$\Delta w = \Phi(u) + \lambda_0 \Delta p + \dots + \lambda_t \Delta p_{-t} \quad (1)$$

$$\lambda = \sum_{i=0}^t \lambda_i \leq 1, \quad \Phi' < 0$$

함수 Φ 의 형태로는 흔히 선형함수 외에 쌍곡선함수, 로그함수 등을 이용하기도 한다. 이처럼 비선형관계를 설정하는 이유는 실업률이 높을수록 동일한 크기의 실업률 변화가 임금증가율에 미치는 영향이 작다는 점을 반영하기 위해서이다.

완전경쟁상태에서 생산물가는 한계비용과 일치한다. 수요의 가격탄력성이 일정하다면 불완전경쟁시장의 생산물가는 한계비용에 비례한다. 기업의 생산함수가 규모에 따른 불변보수(constant returns to scale) 특성을 지니면 한계비용은 평균비용의 상수배로 표현된다. q 는 노동생산성의 로그값, ρ 는 실질자본비용, s 는 총비용에서 노동비용이 차지하는 비중이라고 하자. 그러면 생산물가를 결정하는 관계식은 다음과 같다.

$$p = s(w - q) + (1 - s)(p + \rho) + \text{상수}$$

실질자본비용이 일정하면 이 관계식은 물가와 단위노동비용 간의 비례관계로 표현된다.

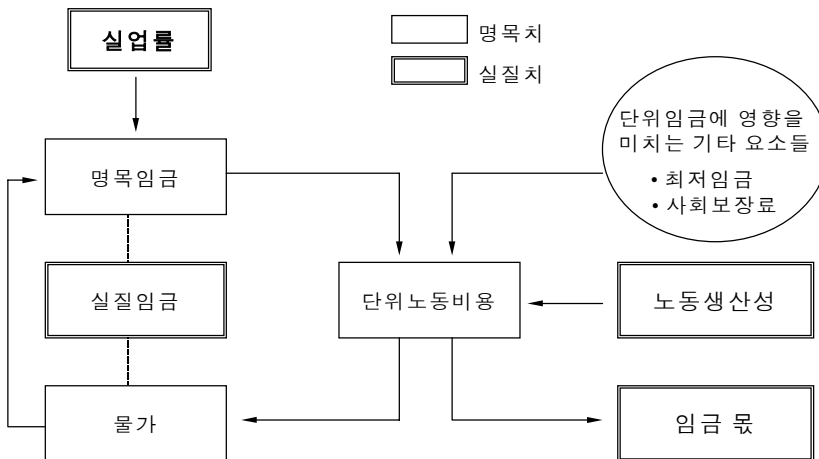
$$p = (w - q) + k \tag{2}$$

여기서 k 는 $k = \frac{(1-s)\rho + \text{상수}}{s}$ 로서 단위노동비용에 대한 물가의 마크업률을 가리킨다. 임금과 마찬가지로 물가도 단위노동비용 변화에 즉각적으로 적응하지 못한다. 따라서 임금과 물가의 동학은 임금이 물가에 적응하는 데 소요되는 시차와 물가가 생산비용에 적응하는 데 걸리는 시차에 의존한다.

2. 실업률 - 물가상승률의 동학

[그림 2-1]은 앞에서 살펴본 두 관계식이 만들어내는 동태적 과정을 요약해서 보여주고 있다. 논의를 간명하게 하기 위해 해외부문은 고려하지 않은 상태에서 실업률 증가가 물가 및 임금에 미치는 효과를 검토해보기로 하자. 실업률이 증가하면 명목임금 증가율이 둔화되고 그에 따라 단위노동비용 증가율이 감소한다. 노동생산성 증가율이 외생적으로 결정

[그림 2-1] 실업-물가상승률의 동학과 자본-노동의 분배 변화



되는 상태에서 생산물가는 생산비용에 점진적으로 적응한다. 그 결과 물가상승률이 감소하고 적응과정에서 임금뭉이 감소한다. 물가상승률 감소는 명목임금에 반영되고 물가-임금 연동기제를 통해 다시 물가상승률이 감소한다.

실업률이 증가하면 단기에서는 이처럼 물가상승률과 임금뭉이 감소한다. 이러한 두 가지 효과는 근본적으로 노동비용 감소에서 초래된다. 즉 생산성 증가율에 비해 상대적으로 실질임금 증가율이 둔화하면 물가상승률은 감소하고 기업의 이윤뭉은 증가한다.

3. 실업률-물가상승률의 장기적 관계와 균형실업률

가. 임금이 물가에 부분 연동되어 있을 때

필립스곡선에서 실질임금은 물가상승률과 실업률 두 가지 변수에 의존하여 변화한다. 식 (1)의 장기적 상태는 명목임금 증가율이 물가상승률에 충분히 적응한 상태로서 정의된다. 이러한 장기적 상태 $\Delta w = \Phi(u) + \lambda \Delta p$ 를 변형하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

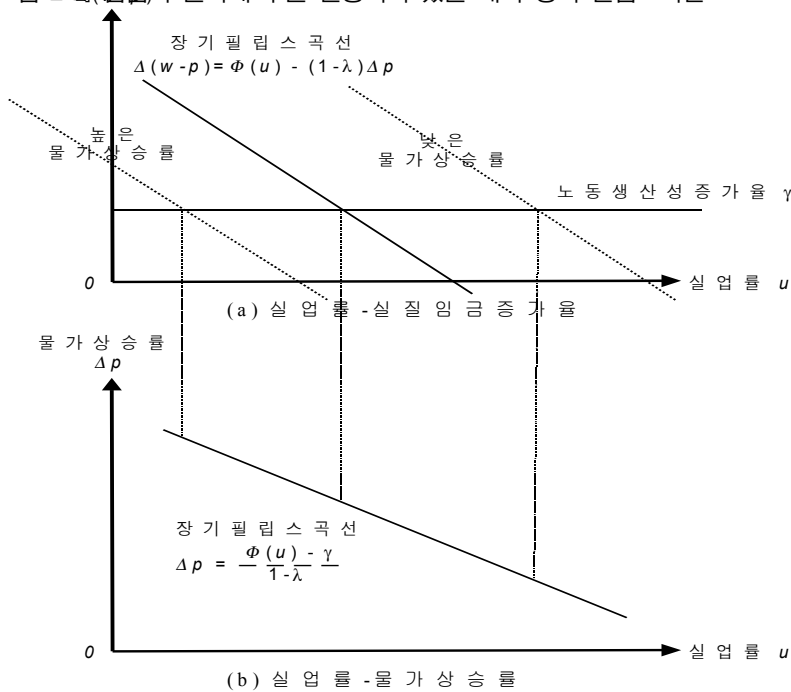
$$\Delta(w - p) = \Phi(u) - (1 - \lambda)\Delta p \quad (3)$$

임금의 물가 연동이 부분적일 때에는($\lambda < 1$) 물가상승률이 임금 증가에 완전하게는 반영되지 않으므로 물가상승률이 증가하면 실질임금 증가율은 감소한다. 따라서 일정 수준의 실업률이 주어지면, 실질임금 증가율과 노동생산성 증가율을 일치시키는 물가상승률이 존재한다. 실업률이 낮을수록(따라서 실질임금 증가율이 높을수록) 실질임금 증가율이 노동생산성 증가율과 일치하기 위해서는 물가상승률이 높아야 한다. λ 가 1에 가까울수록 실업률이 낮아질 때 실질임금 증가율과 노동생산성 증가율을 일치되게 하는 물가상승률의 증분이 커서 장기 필립스곡선의 기울기는 보다 가파른 형태를 띤다. 실질임금 증가율과 노동생산성 증가율이 일치하는 수준에서 물가상승률은 안정적이 된다. 그리고 이때의 실업률이 바로 전통적 필립스곡선의 견지에서 정의되는 NAIRU(Non Accel-

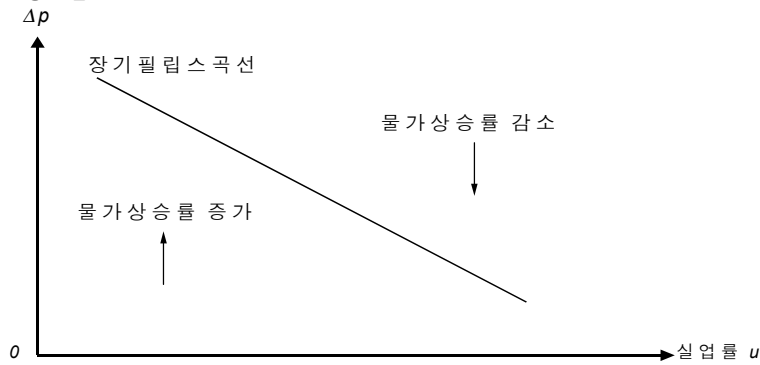
erating Inflation Rate of Unemployment)이다.

물가상승률과 실업률 사이에 존재하는 이와 같은 장기적 배향관계는 [그림 2-2]에 장기 필립스곡선으로 도시되어 있다. 장기 필립스곡선 위에서는 물가상승률이 일정하고($\Delta p = \Delta p_{-1} = \text{상수}$, 그 크기는 실업률이 높을수록 작다), 실질임금이 노동생산성과 같은 리듬으로 증가한다. 곡선의 위쪽에서는 물가상승률에 비해 실업률이 상대적으로 높아서 물가상승률은 감소한다. 곡선의 아래쪽에서는 실업률이 상대적으로 낮아 물가상승률이 증가한다. 이처럼 물가-임금의 동태적 움직임은 경제를 장기필립스곡선 위로 유인한다(그림 2-3).

[그림 2-2] (임금이 물가에 부분 연동되어 있을 때의 장기 필립스곡선)



[그림 2-3] 장기 필립스곡선 주변의 안정화기제



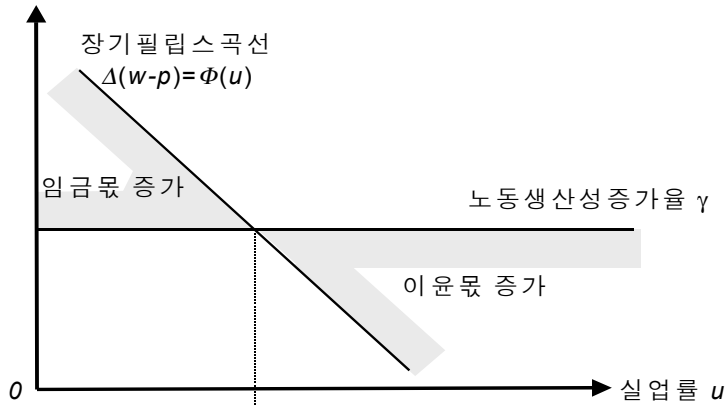
나. 임금이 물가에 완전 연동되어 있을 때

화폐환상이 없어 명목임금이 물가에 완전 연동되어 있으면($\lambda=1$) 물가 상승률과 실업률 사이에 존재하는 장기적 관계는 전혀 다른 모습을 띤다. 우리는 [그림 2-2]로부터 실업률이 증가하면 물가상승률이 지속적으로 둔화됨을 직관적으로 확인할 수 있다. 실업률이 증가하여 명목임금 증가율이 감소하면 다소간의 시차를 두고 물가에 완전히 반영된다. 둔화된 물가상승률은 다시 임금에 전적으로 반영된다.

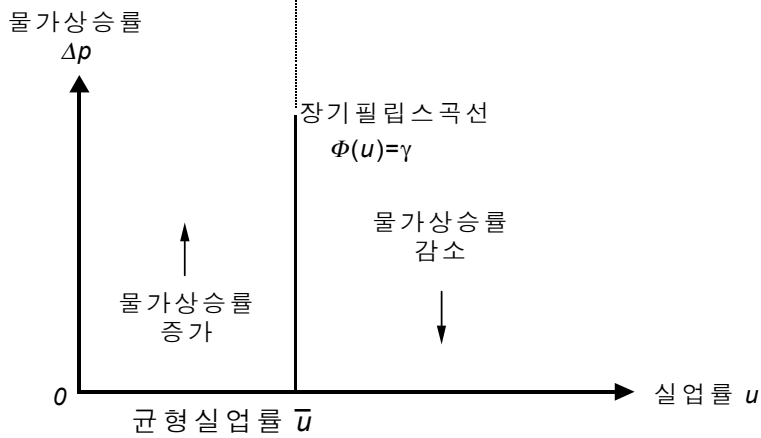
실질임금 증가율과 실업률 사이의 관계를 묘사하는 필립스곡선은 감소함수의 형태를 띤다(그림 2-4 (a)). 그리고 실질임금 증가율과 노동생산성 증가율이 일치하는 실업률 수준이 존재한다. 이 실업률 수준에서 물가상승률은 안정적이고 임금-이윤 분배율도 일정하다. 이 실업률이 바로 NAIRU이다. 임금이 물가에 부분적으로 연동되어 있을 때와는 달리 물가상승률과 실업률 사이에 장기적 안정적 관계는 존재하지 않는다. 실업률-물가상승률의 관계를 도시하면, 장기 필립스곡선은 수직선으로 나타난다(그림 2-4 (b)). 실업률이 균형실업률보다 높으면 물가상승률은 감소하고 이윤몫은 증가한다. 실업률이 균형실업률보다 낮으면 물가상승률은 증가하고 이윤몫은 감소한다.

선형 필립스곡선을 가정하자. 그리고 명목임금이 물가에 1기의 시차를

[그림 2-4] 실질임금증가율이 물가에 완전 연동되어 있을 때의 장기필립스곡선



(a) 실업률-실질임금증가율



(b) 실업률-물가상승률

두고 완전히 적응하거나 혹은 물가가 노동비용에 1기의 시차를 두고 완전히 적응한다고 가정하자. 그러면 물가상승률과 균형실업률 격차(현실 실업률과 균형실업률 간의 격차) 사이에는 다음과 같은 관계가 존재한다 (글상자 2-1).

$$\Delta p = \Delta p_{-1} - a(u - \bar{u}), \quad \bar{u} = \frac{b - \xi}{a} \quad (4)$$

따라서 임금이 물가에 완전 연동되어 있을 때에는 물가상승률과 실업률 간에 장기적인 배향관계는 존재하지 않는다. 달리 표현하면 물가상승률이 실업률에 의존하지 않는다. 물가상승률은 단지 화폐정책에 의존해서 변할 뿐이다.

그러므로 이 경우에는 상대적으로 낮은 물가상승률에 높은 실업률이 대응하지는 않지만 물가상승률이 감소하기 위해서는 일시적으로 실업률이 높아져야 한다. 물가상승률이 감소하기 위해 필요한 일시적 실업률 상승폭은 임금이 유연하지 못할수록 더 크며 지속적이다.

이처럼 실업률이 균형실업률에 적응하는 동인은 필립스곡선의 실질경직성에 의존한다. 즉 실업률이 실질임금 증가율에 미치는 영향이 필립스곡선에서 유한한 값 a 를 갖는 데 기인한다. 그리고 그 변화의 크기는 실질경직성 $1/a$ 에 의존한다.

한편 증가한 실업률이 장기화하여 수렴메커니즘에 제동이 걸릴 수도 있는데 이러한 현상을 실업률의 이력현상(履歷現象, hysteresis)이라고 부르며, 이때에는 임금식에 실업률의 차분이 개입한다.

<글상자 2-1> 전통적 필립스곡선과 균형실업률

1. 임금과 물가

임금 변화는 물가 변화에 연동되어 있으나 시차를 가지고 반응한다고 가정하자(명목임금 경직성). 필립스곡선은 다음과 같은 형태를 띤다.

$$\Delta w = \sum_i \lambda_i \Delta p_{-i} + \Phi(u), \quad \lambda = \sum_i \lambda_i \leq 1$$

여기서 p, w 는 물가와 임금의 로그값을 나타내며, ϕ 는 감소함수이다($\phi' < 0$). q 를 노동생산성의 로그값이라고 하자. 실질자본비용이 일정하다면 생산물가는 단위노동비용 $w - q$ 에 일정한 마크업률을 더한 것과 같다. 생산물가가 임금이 시차를 가지고 반응할 때 물가와 임금 간의 관계는 다음과 같이 표현된다($\Delta q = \xi$, 즉 노동생산성 성장률은 일정하다고 가정하자).

$$\Delta p = \sum_i \mu_i \Delta w_{-i} - \xi, \quad \sum_i \mu_i = 1.$$

2. 장기 필립스곡선과 NAIRU

임금 변화가 물가 변화에 불완전하게 연동되어 있으면($\lambda < 1$) 실업률과 물가상승률이 일정해지는 장기에서 실업률과 물가상승률 간에는 배향관계(trade-off)가 존재한다.

$$\Delta p = \frac{\phi(u) - \xi}{1 - \lambda}$$

실업률과 명목임금 증가율 사이에도 장기적 배향관계가 존재한다.

$$\Delta w = \frac{\phi(u) - \lambda \xi}{1 - \lambda}$$

임금이 물가에 완전 연동되어 있으면($\lambda = 1$) 장기 필립스곡선은 물가상승률과 임금증가율에 의존하지 않는다.

$$\phi(\bar{u}) = \xi$$

여기서 \bar{u} 는 균형실업률(NAIRU)이다.

3. 전통적 필립스곡선식에서의 명목경직성과 실질경직성

선형적 필립스곡선을 가정하자. 물가는 생산비용(노동비용)에 즉

각적으로 적응하는 반면 명목임금은 1기의 시차를 가지고 물가에 적응한다고 하자. 이와 같은 시차를 전통적 필립스곡선식 분석에서는 명목경직성이라고 정의하는데 흔히 그 척도는 평균 적응시차 (mean lag)가 이용되어 왔다.

한편 이 경우 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta w = \Delta p_{-1} - au + b, \quad a > 0 \quad (1')$$

$$\Delta p = \Delta w - \xi \quad (2')$$

식 (1)', (2)'로부터 우리는 다음과 같은 인플레이션 동태식을 얻을 수 있다.

$$\Delta p = \Delta p_{-1} - a(u - \bar{u}), \quad \bar{u} = \frac{b - \xi}{a} \quad (\text{NAIRU})$$

\bar{u} 는 NAIRU(물가변화를 가속시키지 않는 실업률)이다. 현실실업률이 NAIRU보다 작으면(크면) 물가상승률은 증가(감소)한다. 임금상승률도 마찬가지로 변화한다.

$$\Delta w = \Delta w_{-1} - a(u - \bar{u})$$

그로 인해 NAIRU는 NAWRU(임금 변화를 가속시키지 않는 실업률)과 일치한다. 실업률이 균형실업률에 적응하는 동인은 필립스곡선의 실질경직성에 의존한다. 즉 실업률이 실질임금 증가율에 미치는 영향이 필립스곡선에서 유한한 값 a 를 갖는 데 기인한다. 그리고 그 변화의 크기를 결정하는 $1/a$ 를 실질경직성이라고 한다.

제2 절 실질임금-실업률 사이의 장기 탄력성이 유한한 임금식

필립스곡선은 실질임금 증가율과 실업률 사이의 관계이다. 따라서 실업률이 감소(증가)하면 실질임금이 무한정 증가(감소)함을 암묵적으로 가정하고 있다. 즉 실업률에 대한 실질임금의 탄력성이 무한대임을 가정하고 있다.

이와 대조적으로 Layard et al.(1991), Turner et al.(1993), Blanchflower and Oswald(1994), L'Horty and Sobczak (1997) 등의 1990년대에 이루어진 임금곡선 혹은 균형실업률에 관한 연구들은 실업률과 실질임금, 혹은 임금몫과 실업률 사이에 존재하는 장기적 관계를 도입하여 실업률에 대한 실질임금의 탄력성이 유한함을 가정하고 있다.⁷⁾ 이 장에서는 그 배경과 이 경우 전통적 필립스곡선식은 실업률 변수와 어떻게 관계 설정이 이루어져야 하는가에 대해 살펴보기로 하자.

1. 전통적 필립스곡선에 대한 실증연구 차원의 비판

전통적 필립스곡선 관계에 대해서 가해진 경험적 비판은 크게 두 가지로 나뉘어진다. 첫 번째 비판은 시간의 추이에 따라 불안정하고 그 해석이 어렵다는 점이다. 그러나 이는 극복 불가능한 비판은 아니다. 이 비판은 임금과 물가 형성에 내재된 가정을 명시적으로 밝히는 이론틀을 정의해야 할 필요성을 강조하고 있을 뿐이다. 두 번째 비판은 보다 근본적이다. 왜냐하면 필립스곡선이 오류적 상관관계라고 지적하기 때문이다.

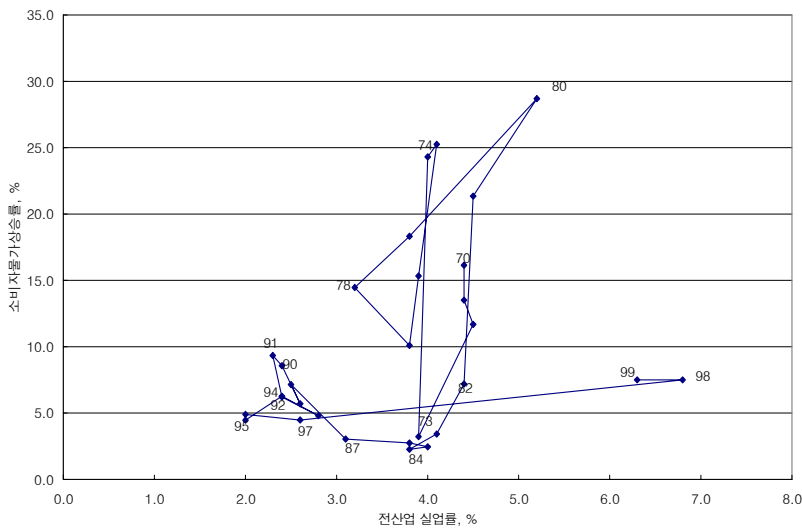
7) Sargan(1964)은 이미 1964년에 임금증가율 아닌 임금수준이 실업률과 역의 상관관계를 가지고 있음을 강조하고 있다.

가. 불안정성과 해석 불가능성

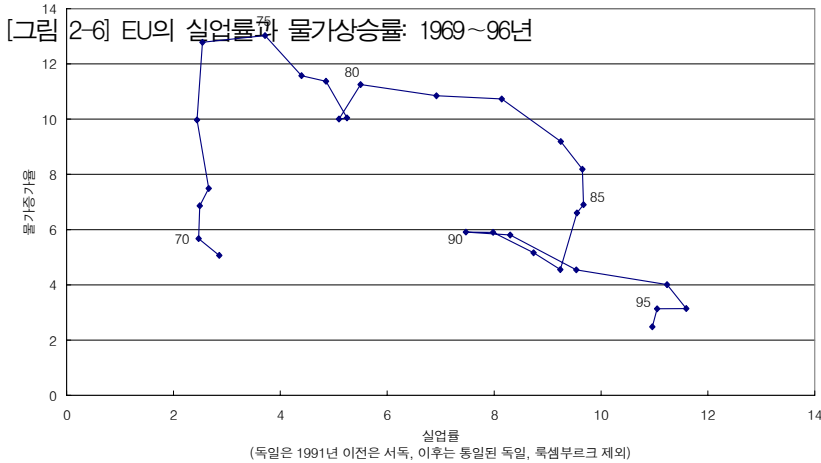
필립스곡선에 관한 가장 일반적인 비판은 장기적 안정성이 확인되지 않는다는 점이다. 사실 필립스곡선의 장기적 안정성이야말로 필립스곡선을 유명하게 만든 원인이었다. 1970년대까지만 해도 필립스곡선 관계는 경제학에서 확인되는 소수의 매우 견고한 관계들 중의 하나였다. 그때까지는 필립스곡선 관계의 안정성이 문제시되지 않았다. 그러나 1970년대 중반에 인플레이션과 실업률이 동시에 증가한 이후 필립스곡선의 안정성은 도전받기 시작했다.

[그림 2-5]와 [그림 2-6]은 한국과 EU의 물가상승률과 실업률 추이를 지난 30년간에 대해 보여주고 있다. 지난 30년간의 경험을 보면 필립스곡선 관계는 근본적으로 불안정했음을 확인할 수 있다. 선진국들 중에서는 특히 유럽에서 이러한 불안정성이 두드러진다. 1970년대 초반에는 물가상승률이 증가했지만 실업률은 낮은 수준에서 유지되었다. 1970년대

[그림 2-5] 한국의 실업률과 물가상승률: 1970~99년



자료: 통계청, KOSIS.



자료: OECD, Statistical Compendium 1998.

후반, 1980년대 전반과 1990년대 전반에는 물가상승률이 감소했지만 실업률이 증가했다. 그리고 1980년대 후반에는 1980년대 전반과는 반대로 물가상승률에는 커다란 변화 없이 실업률이 감소했다. 실업률과 물가상승률이 동시에 증가했다.

우리 나라의 필립스곡선 관계도 매우 불안정한 모습을 띤다. 1980년대 전반까지는 4% 내외의 실업률 수준에 물가상승률이 증감을 거듭했다. 1987~97년까지는 실업률은 2~3%에서 그리고 물가상승률은 4~9% 수준에서 안정적 움직임을 보였다.

만일 필립스곡선 관계가 존재함을 믿는다면 필립스곡선이 왜 이동했는지를 이해하는 것이 중요하다. 즉 동일한 물가상승률 수준에 왜 현저히 높은 실업률이 대응하는가를 규명할 수 있어야 한다.

사실 앞의 [그림 2-5]와 [그림 2-6]은 정확한 필립스곡선 관계가 아니다. 이 그림들은 필립스곡선이 아니라 단지 관찰된 (실업률, 물가상승률)의 쌍을 보여주고 있을 따름이다. 필립스곡선의 기울기가 항상 임금식의 실업률 계수로 표시되는 것은 사실이지만 그 계수는 임금식의 구체적 형태에 따라 크게 다른 모습을 띤다.

실업률이 임금결정에 미치는 진짜 영향, 즉 ‘순수한 필립스 효과’를 측정하기 위해서는 임금 혹은 물가에 영향을 미치는 다른 변수들을 모두 고려해야 한다. 그리고 이들 변수들을 선택하기 위해서는 노동시장의 작동에 대해 총체적인 해석체계를 갖추고 있어야 한다. 이들 중 실업률과 물가라는 단지 두 가지 변수만을 고려하는 것은 다른 모든 상황이 일정했음을 암묵적으로 가정하는 것이지만 사실 이러한 가정은 받아들이기 힘들다. 임금이나 물가의 변화는 실업률 변화뿐만 아니라 국내 상대 물가나 임금의 비용 등을 변화시킬 수 있고 이들은 복합적인 동태적 효과를 갖기 때문이다.

필립스곡선이 불안정하다는 비판은 다른 비판을 숨기고 있다. 즉 원래의 필립스곡선에는 이론이 결여되어 있다는 점이다. Phillips(1958)의 문제 의식은 거시경제 안정화정책에 하나의 표준을 제공하기 위해 필립스곡선 관계를 경험적으로 제공하기 위한 데에 있었다. 그 때문에 이론적 일반화는 그의 문제 의식에 들어 있지 않았다. 그 결과 필립스는 자신의 명제들을 추정하지 않았다. 필립스곡선 관계는 보다 광범한 구조적 모델의 매우 축약된 형태일 뿐이다.

따라서 필립스곡선 관계는 그 자체로서 해석 가능하지 않고 그 파라미터들을 규명할 수도 없다. 그뿐만 아니라 필립스곡선 관계의 불안정성과 그와 관련된 해석 문제는 서로 독립적인 것이 아니다. 실업률과 명목 임금 간의 관계를 나타내는 가장 간단한 형태의 필립스곡선도 매우 심한 불안정성을 보이며 매우 중요한 해석상의 난점을 제기한다.

이러한 해석상의 난점은 예컨대 Gordon(1990)이 제시한 ‘최신’ 필립스곡선에서 명확하게 드러난다. 최신 필립스곡선에서는 임금도, 실업률도, 기대도 개입하지 않는다. 물가상승률은 수요 측면의 변수들(산출격차의 수준과 그 변화율 또는 마찬가지로 실업률 수준과 실업률 격차), 공급 측면의 변수들(오일쇼크, 수입재가격, 기업의 재화가격 책정방식), 그리고 물가상승률의 지체향으로 표현되는 명목경직성에 의해 설명될 뿐이다.

실업률이 개입하지 않는 것은 명목변수들의 변화 추이를 산출격차(output gap)로 설명하는 케인지안적 전통에 의해 정당화된다. 필립스곡

선 관계에 실업률이 등장하는 이유가 이 격차를 나타내기 위한 것이라면 이는 그다지 강력하지 못한 근사방법에 불과할 뿐이다. Gordon(1990)에 의하면 사실 임금이 실업률에 민감하다면 이는 단지 물가가 수요와 경기변동에 민감하기 때문이다. 예상을 고려하지 않은 것은 임금과 물가의 명목경직성이 합리적 기대의 모형구성 방식과 다르지 않기 때문이다.

임금이 고려되지 않은 이유는 마크업률이 일정하다는 가정에 의해 정당화된다. 마크업률이 일정하면 물가로 임금을 대신할 수 있기 때문이다. 요컨대 전통적 필립스곡선에 고려된 변수들이 단지 '최신' 필립스곡선을 근사하는 데 불과하기 때문에 전통적 필립스곡선은 오류적 상관관계의 일종이다. 이러한 이의 제기는 필립스곡선이 구성하는 축약식 해석을 문제삼는다. 따라서 물가 결정에 속하는 변수들과 임금결정에 속하는 변수들을 보다 명백히 구분할 필요성을 제기한다. 하지만 이처럼 이의를 제기하는 것이 필립스곡선 그 자체를 무용화하지는 않는다. 또한 임금식과 물가식에서 임금과 물가를 변화율의 형태로 표현하는 것을 무용화하는 것도 아니다.

나. 공적분이론과 전통적 필립스곡선의 오류적 상관관계

필립스곡선의 상관관계가 오류적이라는 사실은 추정식에 등장하는 시계열 변수들의 통계적 성질을 면밀히 고찰하는 방식으로 확인할 수 있다. 필립스곡선에서 구조적 관계를 발견하고자 한다면 이들 변수들이 모두 동일 계수(階數, order)로 적분되어 있어야 한다. 시계열이 동일 계수로 적분되어 있다는 사실은 이들 시계열 변수들이 공적분되어 있는 장기적 관계를 얻기 위한 필요조건이다. 거시 변수들의 통계적 성질을 규명한 논문들에 의하면 실질임금 증가율은 $I(0)$ 인 반면 실업률은 $I(1)$ 이다.⁸⁾ 전통적 필립스곡선은 실질임금 증가율이라는 안정적 시계열과 실업률이라는 불안정적 시계열 사이의 관계를 탐구하고 있는 셈이다. 반면

8) $I(0)$ 은 안정적 계열이라는 의미이고 $I(1)$ 은 1계 적분된, 그래서 그 차분이 안정적인 계열이라는 의미이다. 우리 나라 경제 변수들의 불안정성 여부에 관해서는 Choi(1993), 정용균(1995), 김기화(2000) 등 참조.

(임금증가율식이 아닌) 임금식은 적분 계수(階數)가 동일한 변수들간에 관계를 설정하고 있다. 결국 실업률이 비안정적 시계열이라는 사실은 필립스곡선적 표현과 양립 가능하지 않은 것처럼 보인다.

비록 그 추론의 근거는 매우 다르지만 이와 동일한 생각을 Blanchflower and Oswald(1994)에서도 발견할 수 있다. 여기서의 쟁점은 변수 선택 문제가 아니라 집계효과의 문제이다. 기업 활동이나 고용의 기저를 이루는 부문을 고려하는 미시경제적 수준에서 볼 때 일반적으로 사용되는 식은 임금증가율식이 아니라 임금수준식이다.

기타 조건이 일정하다면 실업률이 높은 지역에서 일하는 노동자들은 실업률이 낮은 지역에서 일하는 노동자들보다 상대적으로 낮은 임금을 받는다. 이러한 사실은 많은 국가들에서 지역적으로 뿐만 아니라 산업별 수준에서도 확인된다. 개별적 자료의 수준에서 거시경제적 임금식의 자기상관적(autoregressive) 특성은 사라지는 경향이 있다. 필립스곡선은 집계 편의에 의존하므로 그 대신 임금식을 사용하는 것이 바람직해 보인다. 미국과 영국의 자료를 사용하여 임금식 형태를 검정해 본 결과 Blanchflower and Oswald(1994)는 필립스곡선 관계를 기각하고 임금수준과 실업률 간의 관계를 지지하고 있다.

2. 실질임금-실업률의 장기 탄력성이 유한할 때의 균형실업률

논의를 단순히 하기 위해 노동생산성이 일정하다고 가정하자. 임금교섭을 나타내는 장기적 관계는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$w - p = -\alpha u + \beta \quad (5)$$

이러한 관계는 실업률이 높으면 노동자들이 원하는 실질임금 수준이 감소함을 나타내고 있다. 기업의 생산물가 결정방식을 나타내는 식은 다음과 같다.

$$p = w + k' \quad (6)$$

식 (5), (6)을(고용률, 실질임금) 평면에 도시하면 [그림 2-7]과 같다.

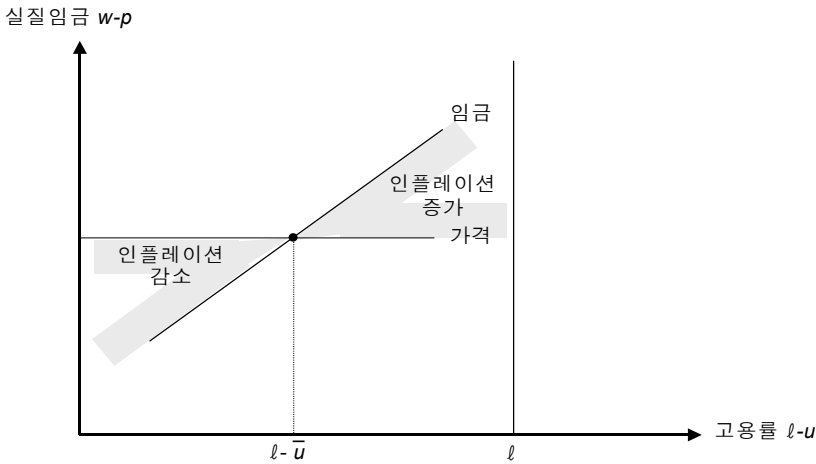
임금교섭곡선인 식 (5)는 고용률의 증가함수(실업률의 감소함수)이다. 실질임금의 실업률 탄력성이 무한대인 전통적 필립스곡선 관계에서 식 (5)는 수직선이 된다. 마크업률 k 가 고용수준에 독립적이면(생산함수가 장기적으로 규모에 따른 불변보수(constant returns to scale)의 특성을 보일 때 마크업률은 고용과 독립적이다) 가격결정을 나타내는 곡선은 수평선이다. 마크업률 k 가 고용수준 증가에 따라 감소한다면 식 (6)은 우하향하는 곡선이 된다.

균형실업률은 노동자가 원하는 임금수준 식 (5)와 기업이 원하는 가격수준 식 (6)을 일치시키는 실업률이다.

$$\bar{u} = \frac{\beta + k}{\alpha}$$

이러한 모형에 의하면 임금 형성에 영향을 미치는 변화(α, β)나 가격 관계에 영향을 미치는 장기적 관계상의 변화(k)가 있으면 균형실업률은 변화한다.

[그림 2-7] 임금식과 가격식에 의한 균형실업률 결정



<글상자 2-2> 실질임금-실업률의 장기 탄력성이 일정할 때의
균형실업률

임금결정식과 물가결정식의 장기적 관계(임금이 물가에 적응하는 과정의 지체와 물가가 임금에 적응하는 과정의 지체가 없는 상태)를 경제주체의 기대를 고려하여 보다 일반적인 형태로 쓰면 식 (5)와 식 (6)은 다음과 같다.

$$w - p^e = -\alpha_1 u - \alpha_{11} \Delta u + z_w \quad (1A)$$

$$p - w^e = -\alpha_2 u - \alpha_{21} \Delta u + z_p \quad (2A)$$

1. 이력현상이 없을 때

이력현상이 없으면 $\alpha_{11} = \alpha_{21} = 0$ 이다. 완전 예상을 가정하면 ($p = p^e$, $w = w^e$) 균형실업률과 균형실질임금은 다음과 같다.

$$\bar{u} = \frac{z_w + z_p}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (3A)$$

$$\overline{(w - p)} = \frac{\alpha_2 z_w - \alpha_1 z_p}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (4A)$$

균형실업률 격차(현실실업률과 균형실업률 간의 격차)는 다음과 같은 형태로 주어진다. 균형실업률 격차는 임금예상 격차와 물가예상 격차, 노동시장과 재화시장의 실질경직성 정도에 의존함을 알 수 있다.

$$u - \bar{u} = -\frac{(w - w^e) + (p - p^e)}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (5A)$$

쇼크가 임금과 물가에 대해 동일할 때 균형실업률 격차는 보다 단순화된 형태로 표현된다(Lucas적 공급곡선).

$$u - \bar{u} = -\frac{1}{\theta}(p - p^e), \quad \theta = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{2} = \frac{\theta_1}{2} \quad (6A)$$

물가추이가 $\Delta p = \Delta p_{-1} + \varepsilon$ (여기서 ε 은 백색잡음(whitenoise))와 같은 형태의 임의 행보(random walk)를 할 때 합리적 기대에 의한 물가 증분은 그 전기값 Δp_{-1} 과 동일하다. 따라서 물가예상 격차는 다음과 같다.

$$p - p^e = p - (p_{-1} + \Delta p_{-1}) = \Delta p - \Delta p_{-1} = \Delta^2 p \quad (7A)$$

즉 물가예상 격차는 균형실업률 격차의 상수배이다.

$$\Delta^2 p = -\theta(u - \bar{u}) \quad (8A)$$

식 (8A)는 전통적 필립스곡선 관계와 형태는 동일하나 새로운 해석에 의해 정의된 필립스곡선식이다. 이로부터 균형실업률은 물가 상승률이 일정($\Delta^2 p = 0 \Leftrightarrow \Delta p = \Delta p_{-1}$)하게 되는 균형실업률(NAIRU)로 정의된다. 그리고 실질경직성이 강할수록(α_i 가 작을수록) 균형실업률 격차가 양(음)일 때 물가상승률 하락(상승) 속도가 작음을 알 수 있다.

2. 이력현상이 존재할 때

이력현상이 존재하면 $\alpha_{11} \neq 0$, $\alpha_{21} \neq 0$ 이고 균형실업률이 전기의 실업률에 의존한다.

$$\tilde{u} = \frac{z_w + z_p}{(\alpha_1 + \alpha_2) + (\alpha_{11} + \alpha_{21})} + \frac{\alpha_{11} + \alpha_{21}}{(\alpha_1 + \alpha_2) + (\alpha_{11} + \alpha_{21})} u_{-1} \quad (3A)'$$

$$\tilde{w} = \frac{(\alpha_2 + \alpha_{21})z_w - (\alpha_1 + \alpha_{11})z_p}{(\alpha_1 + \alpha_2) + (\alpha_{11} + \alpha_{21})} + \frac{\alpha_2 \alpha_{11} - \alpha_1 \alpha_{21}}{(\alpha_1 + \alpha_2) + (\alpha_{11} + \alpha_{21})} u_{-1} \quad (4A)'$$

이때의 NAIRU를 이력현상이 없을 때의 NAIRU(장기 NAIRU)를

이용하여 다시 쓰면 장기 NAIRU와 전기 실업률 성분으로 나누어 표현할 수 있다.

$$\tilde{u} = \frac{\theta_1}{\theta_1 + \theta_{11}} \bar{u} + \frac{\theta_{11}}{\theta_1 + \theta_{11}} u_{-1},$$

$$\theta_1 = \alpha_1 + \alpha_2, \quad \theta_{11} = \alpha_{11} + \alpha_{21}$$

마찬가지로 균형실업률 격차와 물가예상 격차 사이의 관계에 실업률의 차분항이 개입한다.

$$\Delta^2 p = -\theta(u - \bar{u}) - \theta'(u - u_{-1}), \quad \theta' = \frac{\theta_{11}}{2} \quad (9A)$$

3. 완전 이력현상의 경우

$\alpha_{11} \neq 0$, $\alpha_{21} \neq 0$ 이고 $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ 이다. 균형실업률과 균형실질임금은 다음과 같은 형태로 표현된다.

$$\tilde{u} = \frac{z_w + z_p}{\alpha_{11} + \alpha_{21}} + u_{-1} \quad (3A)''$$

$$\overbrace{(w-p)} = \frac{\alpha_{21} z_w - \alpha_{11} z_p}{\alpha_{11} + \alpha_{21}} \quad (4A)''$$

4. 이력현상이 존재할 때의 물가와 실업률 격차

식 (8A)로부터 이력현상이 존재하지 않을 때 장기 균형실업률은 물가를 일정하게 하는 실업률과 일치함을 알 수 있다. 그러나 이력현상이 존재하면 장기 균형실업률은 물가상승률을 일정하게 하는 실업률(NAIRU)과 동치가 아니다. 식 (9A)를 다시 써보자.

$$\Delta^2 p = -\theta(u - \bar{u}) - \theta'(u - u_{-1}), \quad \theta = \frac{\theta_{11}}{2} \quad (9A)$$

이력현상이 존재하는 경우에 식 (9A)에서 물가상승률이 일정 ($\Delta^2 p = 0 \Leftrightarrow \Delta p = \text{상수}$)하게 되는 단기 균형실업률(단기 NAIRU)은 $\bar{u} - \frac{\theta'}{\theta} \Delta u$ 이다. 경제가 장기 균형실업률에 있더라도 물가상승률은 일정하지 않을 수 있다. 금기의 실업률이 장기 균형실업률이라도 전기보다 높다면 단기 균형실업률은 장기 균형실업률보다 낮아서 물가상승률은 감소하며 금기의 실업률이 전기보다 낮다면 물가상승률은 증가한다.

5. 명목관성, 명목경직성, 실질경직성, 희생률

쇼크가 있을 때 실업률이 변화하는 크기는 임금식과 가격식의 파라미터에 의존한다. 이를 이해하기 위해서는 경제구조의 특성에 의존하는 명목경직성(nominal rigidity)과 실질경직성(real rigidity)을 이해하는 것이 중요하다. 예컨대 임금계약이 장기적 견지에서 이루어지고 물가에 연동되어 있지 않으면 인플레이션 변화가 임금에 미치는 효과가 커지게 된다. 이러한 효과를 고려하기 위한 임금식은 다음과 같은 형태로 표현할 수 있다.

$$w - p = -\alpha_1 u - \alpha_{12} \Delta^2 p + z_w \quad (1A)'$$

마찬가지로 물가식도 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$p - w = -\alpha_2 u - \alpha_{22} \Delta^2 p + z_p \quad (2A)'$$

임금식과 물가식의 인플레이션 쇼크의 계수 α_{12} , α_{22} 는 일종의 관성을 나타내주고 있다. $(\alpha_{12} + \alpha_{22})$ 를 명목경직성(nominal rigidity) NR 이라고 정의하자.

$$NR = (a_{12} + a_{22})$$

이때 필립스곡선 관계는 다음과 같이 정의된다.

$$\Delta^2 p = -\frac{a_1 + a_2}{NR} (u - \bar{u}) \quad (8A)'$$

여기서 NAIRU \bar{u} 는 (3A)와 같다.

$$\bar{u} = \frac{z_w + z_p}{a_1 + a_2} \quad (3A)$$

NAIRU의 분모는 임금 유연성 정도 즉, 실업률이 증가할 때 목표 임금과 지불 가능한 임금 간의 격차를 줄이는 정도를 반영한다. 따라서 그 역수는 실질경직성으로 정의할 수 있다.

$$RR = \frac{1}{a_1 + a_2}$$

이렇게 정의되는 실질경직성을 이용하면 균형실업률은 다음과 같이 표현된다.

$$\bar{u} = RR \cdot (z_w + z_p)$$

실질경직성 RR 은 공급 측면의 쇼크로 실질임금 압박요인이 있을 때 NAIRU가 어떻게 반응하는지를 규정한다. 임금 압박요인이 동일하다면 실질경직성이 클수록 실업률은 크게 증가한다.

실질경직성을 사용하여 필립스곡선 관계를 다시 쓰면 다음과 같다. 따라서 실질경직성은 명목인플레이션이 실업에 반응하는 정도를 설명하는 데에도 도움이 된다.

$$\Delta^2 p = -\frac{1}{RR \cdot NR} (u - \bar{u}) \quad (8A)'$$

인플레이션은 실질경직성 RR 및 명목관성 NR 과 역의 상관관계

를 가지고 균형실업률 격차에 반응한다.

식 (8A)'로부터 인플레이션을 연간 1% 줄이기 위해서는 $RR \cdot NR$ %포인트만큼 추가적으로 실업률이 증가해야 함을 알 수 있다. 이러한 의미에서 $RR \cdot NR$ 을 희생률(sacrifice ratio)이라고도 부른다.⁹⁾

$$-\frac{du}{d\Delta^2 p} = RR \cdot NR = \text{희생률}$$

제3절 필립스곡선과 임금식의 오차수정모형 비교

장기적으로 실질임금의 실업률 탄력성이 유한하면 앞에서 행한 분석의 내용이 어떻게 변화하는지 살펴보자. 실질임금과 실업률 간의 장기적 관계가 식 (5)와 같을 때 이력현상이 없는 상태에서 차분항이 하나만 개입하는 단순한 형태의 오차수정모형은 다음과 같은 형태로 주어진다.¹⁰⁾

$$\Delta(w - p) = \beta' + \alpha' \Delta u - \gamma(w - p - \beta + \alpha u)_{-1} \quad (7)$$

여기서 계수 γ 는 실질임금이 그 장기 균형값에 적응하는 속도를 나타낸다. 식 (7)과 제1절의 식 (1)을 비교하면 실질임금의 실업률 준탄력성을 나타내는 계수 α 는 실질임금의 실업률 준탄력성에 기인하는 유연성 성분 α 와 실질임금이 그 장기 균형값으로 적응하는 속도에 기인하는 유연성 성분 γ 로 분해된다고 간주될 수 있다.

9) 본고의 명목경직성 정의는 Turner et al.(1993)에 의한 것이다. Layard et al.(1991)은 본고에서 명목경직성이라고 정의한 용어를 명목관성(nominal inertia)라고 부르고 희생률과 명목경직성을 동일하게 정의한다. Layard et al.(1991)가 정의한 명목경직성은 실질경직성에도 의존하여 오해의 여지가 있기 때문에 본고는 Turner et al.(1993) 정의를 채택한다.

10) 장기식과 장단기 동학을 고려하는 오차수정모형과의 관계에 대해서는 Gilbert (1986), Engel and Granger(1987), Maurel(1989), 허재준(1992) 등 참조.

식 (7)에서 실업률의 차분항이 개입하지 않는다고 가정하자. 오차수정 식에서 명목임금 변화율이 물가상승률에 서서히 적응하고 제1절에서와 마찬가지로 평균 적응기간이 1기라고 가정하자. 그러면 모형은 다음과 같다.

$$\Delta w = \beta + \Delta p_{-1} - \gamma(w - p - \beta + au)_{-1} \quad (8)$$

이러한 동태식을 물가식과 결합하면 물가상승률의 변화와 균형실업률 격차 사이의 전통적 관계를 도출할 수 있다.

$$\Delta p = \Delta p_{-1} - a(u - \bar{u})_{-1}, \quad a = \gamma\alpha, \quad \bar{u} = \frac{\gamma k' + \beta}{\gamma\alpha} \quad (9)$$

따라서 물가가 지체없이 노동비용에 적응하면(식 (6)이 즉각적 물가관계식) 실증적 차원에서 볼 때 식 (5)는 전통적 필립스곡선과 동등한 것처럼 보인다. 그러나 실업률의 차분항이 개입하지 않아야 한다는 전제 아래에서 이러한 결과가 도출되었음에 유의하자. 즉 실업률에 대한 실질임금의 탄력성이 유한하다는 가정하에서 도출한 모형의 동태적 특성이 전통적 필립스곡선으로부터 도출한 바와 일치하기 위해서는 실업률의 차분이 실질임금 증가율에 영향을 미치지 못한다는 가정에 입각해야 한다. 그러나 이것은 실질임금의 실업률 장기 탄력성이 유한함에도 불구하고 실업률 차분은 실질임금 증가율에 영향을 미치지 않아야 한다고 가정해야 함을 의미하여 정당화될 수 없는 제약하에서 임금과 실업률 간의 관계를 설정하는 셈이 된다.

또한 전통적 필립스곡선에서는 ‘장기’의 개념이 단순히 임금증가율식과 물가식에서 적응 지체효과가 나타나지 않아 임금-물가 연동이 1이 되는 충분히 긴 기간 혹은 각 변수들의 성장률이 일정한 상태라는 방식으로만 정의되는 반면, 식 (7)에서는 장기의 개념이 그에 더하여 실업률과 실질임금이 유사한 추이를 따라 움직이는 상태까지를 포함한다. 따라서 전통적 필립스곡선과 식 (7)이 동등한 것처럼 보이지만 실증적인 작업에서는 전혀 상이한 모형 설정을 요구하고 변수들간의 동학에 관해서도 상이한 해석을 낳는다.

<글상자 2-3> 오차수정모형과 장기와 단기

고전적 통계 모형들은 단기의 동태적 측면을 간과하고 경제이론이 피력하는 경제 변수들간의 장기적 균형관계의 추정에 주력했다. 반면 Davidson et al.(1978), Hendry and Richard(1982), Currie (1981) 등은 경제이론의 통계모형에 오차수정모형(error correction model)의 형태로 균형관계를 도입하여 단기와 장기 관계를 적절히 구성하는 방법을 제공하고 있다. 여기서는 두 개의 변수로 이루어진 통계모형의 오차수정식이 일반적으로 어떤 형태를 띠는지와 동태식에서 장기와 단기가 어떻게 해석되는가를 살펴보기로 하자. 다변수의 경우에는 벡터와 행렬 표현이 사용될 뿐 그 근본원리는 동일하다.

로그값으로 표현된 두 변수 x 와 y 사이에 다음과 같은 장기적 관계가 있다고 하자. 여기서 α, β 는 상수이다.

$$y_t = -\alpha x_t + \beta \quad (1B)$$

이와 같은 장기적 관계는 궁극적으로 정태적 모형이다. 장기적 관계에 기반해서 동태성이 고려된 일반적 모형을 구성하고 데이터 작업을 통해 구체적 형태를 선택하는 것이 y 가 x 에 적응하는 과정을 표현하는 동태적 통계모형의 요체이다. 동태모형은 변수들간의 관계를 현실에서 관측한 변수값들의 자기회귀(autoregressive) 형태로 표현한다.

$$P(L)y_t = \mu + Q(L)x_t + \varepsilon_t \quad (2B)$$

여기서, $P(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i L^i$, $Q(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i L^i$ 은 각각 시차작용자 L 의 다항함수로서 그 차수는 ε_t 가 백색잡음(white noise)일 만큼 충분

분히 크게 취한다.¹¹⁾

식 (2B)는 이론적 모형 식 (1B)와 동일한 장기적 행태를 묘사하고 있다. 일반적으로 식 (2B)를 변수들의 수준과 차분치를 분리하여 표현하기도 한다.

$$P(1)y_t + P(L)\Delta y_t = \mu + Q(1)x_t + Q(L)\Delta x_t + \varepsilon_t$$

여기서 $P(L)$, $Q(L)$ 은 각각 $P(L)$, $Q(L)$ 을 $(1-L)$ 로 나눈 몫이다. 변수들이 일정한 증가율로 성장하는 상태를 장기적 상태라고 하고, x_t 와 y_t 의 장기 성장률이 각각 g_x , g_y 라고 하자. 식 (1B)의 장기적 관계는 $\Delta x_t = g_x$, $\Delta y_t = g_y$, $L=1$ 을 대입하여 함으로써 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} P(1)y_t &= \mu + Q(1)x_t - P(1)\Delta y_t + Q(1)\Delta x_t + \varepsilon_t \\ &= \mu + Q(1)x_t - P(1)g_y + Q(1)g_x + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3B)$$

식 (3B)는 식 (2B)의 장기적 관계를 표현하고 있다. y_t 의 x_t 에 관한 장기 탄력성은 $Q(1)/P(1)$ 이다. 장기적으로 y_t 의 x_t 에 대한 탄력성이 α 라면 $Q(1)/P(1) = \alpha$ 의 관계를 만족할 것이다.

식 (2B)는 식 (3B)가 정의하는 바 장기 목표치와의 차이 z_t 를 개입시켜 다음과 같이 표현할 수도 있다. 아래에서, z_t 는 $y_t - \frac{Q(1)}{P(1)}x_t$ 로서 장기 목표치와의 차이이다. $P(L)$, $Q(L)$ 은 각각 $P(L)$, $Q(L)$ 을 $(1-L)$ 로 나눈 몫이고, $\bar{P}(L)$, $\bar{Q}(L)$ 은 각각 $P(L)$, $Q(L)$ 을 L 로 나눈 몫이며, $\bar{P}(L)$ 과 $\bar{Q}(L)$ 은 각각 $P(L)$, $Q(L)$ 을 $L(1-L)$ 로 나눈 몫이다.

11) 백색잡음이란 평균이 0이고 각기에 공히 동일한 유한 분산을 가지며 기간 간에 상관되어 있지 않은 확률변수를 가리킨다. 꼭 정규분포에 따를 필요는 없다. 흔히 ε_t 가 백색잡음이라는 사실을 간명하게 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 와 같이 표기한다.

$$\begin{aligned}
 (a) \quad \Delta y_t &= \mu - \overline{P}(L)\Delta y_{t-1} + Q(0)\Delta x_t \\
 &\quad + \overline{Q}(L)\Delta x_{t-1} - P(1)z_{t-1} + \varepsilon_t \\
 (b) \quad P(1)z_t &= \mu - P(L)\Delta y_t + Q(L)\Delta x_t + \varepsilon_t \\
 (c) \quad P(L)z_t &= \mu - \left(\frac{Q(1)}{P(1)} P(L) - Q(L) \right) \Delta x_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{4B}$$

식(4B)의 식들은 모두 모형의 장기 상태 $P(1)y_t - Q(1)x_t$ 를 포함하고 있다. 식(4B)의 (a)식을 오차수정모형의 고전적 형태라고 한다. 이 형태는 y_t 와 그 장기 목표치 $[Q(1)/P(1)]x_t$ 사이의 불균형을 1기 지체된 형태로 포함하고 다른 항들은 모두 차분 형태로 포함하고 있다. 따라서 오차수정모형은 장기 균형성장 상태에서 어떤 두 변수간의 관계가 일정한 탄력성을 가진 형태로 표현될 때 단기를 장기적 관계와 함께 표현한다.

식(4B)의 (a),(b),(c)식들에서 장기식은 각각 다음과 같다.

$$y_t = \frac{Q(1)}{P(1)} x_t - \frac{[1 - P(1)]g_y - [Q(0) + Q(1)]g_x - \mu}{P(1)}$$

$$y_t = \frac{Q(1)}{P(1)} x_t - \frac{P(L)g_y - Q(L)g_x - \mu}{P(1)}$$

$$y_t = \frac{Q(1)}{P(1)} x_t - \frac{\left[\frac{Q(1)}{P(1)} P(L) - Q(L) \right] g_x - \mu}{P(1)}$$

위의 어느 두 식이 일치하기 위해서는 $P(1)\Delta y_t = Q(1)\Delta x_t$ 이어야 한다. 이 관계는 식(2B)에 내포된 장기식과 일치한다.

오차수정모형이 착안하고 있는 바는 전기의 불균형 중 일부가 금기(今期)에 시정된다는 점이다. 이러한 적응행태는 일정한 적응비용 (adjustment cost)이 존재한다든가 정보가 불완전할 때의 최적화 행태로 간주될 수 있다.

제 3 장 임금식의 오차수정모형과 임금 유연성

임금은 가계의 소득원임과 동시에 기업에게는 생산비용이다. 경제학자들은 임금결정 과정이 거시경제 성과를 설명하는 데 매우 중요한 역할을 한다고 믿고 있다.

1960~80년대까지의 임금결정 과정 분석이 필립스곡선 관계를 탐구하는 방식 위주였던 반면 1990년대 이래의 임금식 분석은 주로 노동시장의 균형분석 차원에서 이루어지고 있다. 이는 경제의 총공급 측면 분석이 단순히 통계적 분석에 의해 정형화된 사실을 확인하는 데에서 나아가 이론적 틀을 갖추는 과정에서 나타난 현상이기도 하며, 1980~90년대에 계량경제학 영역에서 활발히 이루어진 거시경제 시계열의 성격에 대한 규명의 성과를 반영하는 것이기도 하다.

본 장은 우리 나라의 전통적 필립스곡선식을 추정하여 선행연구들에 의해 추정된 OECD 주요국의 필립스곡선식과 비교하고 거기에서 드러난 모순점 내지 한계점을 확인한다. 그리고 실질임금의 장기 실업률 탄력성이 일정하다는 전제 아래에서 임금식의 동태적 모형을 추정하여 임금과 물가의 동태적 특성과 임금 유연성을 살펴보기로 한다.

제 1 절 필립스곡선식 추정

1. OECD 주요국의 필립스곡선식

<표 3-1>은 미국, 일본, 독일, 프랑스, 영국, 이탈리아 등 OECD 6개국에 관한 필립스곡선 추정 결과를 요약하고 있다. Coe(1985)의 연구는 1965~83년에 걸치는 기간에 대한 추정 결과이다. Chan-Lee, Coe and Prywes(1987)는 1964~84년의 기간에 대해 추정작업을 행했다. Confais and Muet(1994)의 추정은 1962~90년의 기간에 대해 이루어졌다. OECD의 반기별 데이터를 이용한 이들 연구 결과를 종합적으로 검토하면 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 각국에서 임금이 소비물가에 연동된 정도는 장기적으로 1과 크게 다르지 않다. 이는 장기적으로 임금근로자의 화폐환상이 없다는 사실을 의미한다. 단지 1962~90년 시기의 이탈리아와 영국에 관한 추정에서만 임금-물가 연동 정도가 1보다 작다.

둘째, 대부분의 국가에서 임금이 물가에 적응하는 속도는 매우 신속하다. 임금 계약이 수년간에 걸치는 미국을 제외하면 임금이 물가에 적응하는 데 걸리는 기간의 평균치(mean lag of adjustment)는 일반적으로 6개월을 넘지 않는다.

셋째, 미국, 독일, 일본의 임금협상은 생산성 증가율에 의존해서 이루어지는 반면 이탈리아, 영국, 프랑스에서는 실질임금 증가율이 생산성 증가율과 독립적이다.

넷째, 미국, 일본, 프랑스, 이탈리아의 경우 추정기간이 다르더라도 필립스곡선은 상대적으로 안정적이다. 1960~80년대에 물가상승률과 실업률이 겪었던 변화를 고려하면 이는 놀라운 사실이며, 그동안 필립스곡선적 관계를 경제학에서 확인되는 몇 안되는 견고한 관계들 중의 하나라고 간주하게 만든 배경이기도 하다.

다섯째, 필립스곡선이 안정적으로 보이는 국가들 사이의 노동시장 유연성 평가와 관련해서는 다른 연구들이 시사하는 점과는 다른 측면이 존재한다. 실업이 실질임금 증가율에 미치는 영향은 일본을 제외하면 대부분의 국가들에서 상대적으로 비슷하다. 임금이 물가에 연동된 정도가 일반적으로 1이므로 '실질임금 증가율'의 실업률 준탄력성은 필립스곡선 관계에서 실업률의 계수와 동일하다(표 3-1의 첫 번째 열.¹²⁾ [] 안에 있는 숫자는 실업률항이 로그값이나 역수의 형태로 추정식에 개입했을 때 추정기간의 실업률 평균치를 이용하여 실업률의 준탄력성을 평가한 값이다.)

미국, 이탈리아, 프랑스에서는 필립스곡선관계가 선형적이므로 실업률이 1%포인트 증가하면 실질임금 증가율이 6개월에 0.2~0.6%씩, 즉 연간 0.4~1.2%씩 감소한다. 독일과 일본에 대해 추정기간의 평균실업률을 사용하여 준탄력성을 평가하면, 독일에서는 유사한 크기의 계수값(6개월에 0.14~0.25%)을 얻을 수 있고 일본에 대해서는 훨씬 큰 계수값(0.9~1.7%)을 확인할 수 있다. 이로 미루어볼 때 실질임금 증가율이 실업률에 대해 유연하게 적응하는 정도가 일본에서는 큰 반면 유럽과 미국에서는 큰 차이가 없어, 일반적으로 유럽과 미국의 노동시장 유연성에 차이가 있다는 평가들과 거리가 있다.

여섯째, 1980년대 후반기를 추정기간에 포함할 경우 독일의 필립스곡선에서 실업률의 로그 차분값이 유의하게 나타나고 영국에서는 관찰기간이 비슷한 Coe(1985)와 Chan-Lee, Coe and Prywes(1987)의 연구에서 실업률이 개입하는 형태가 다르다.

12) 일반적으로 탄력성은 독립변수가 1% 변화할 때 종속변수가 변화하는 비율의 크기를 가리키는 개념으로 정의된다. 그러나 전통적 필립스곡선식에서 실업률의 계수는 실업률이 1%포인트 변화할 때 실질임금 증가율이 변화하는 크기를 의미한다. 실업률의 로그값이 설명변수로 사용될 때 해석되는 탄력성 개념과 구분하기 위해서 그 추정계수값을 실질임금 증가율의 실업률 준탄력성(quasi-elasticity)이라고 부르기로 한다. 참고로 아래에서 분석되는 우리 나라 필립스곡선식과 임금식 오차수정모형의 관찰기간 동안 평균실업률은 3.67%였으므로 우리 나라 실업률 준탄력성은 추정식에서 계측된 탄력성의 약 27.3%에 해당한다.

<표 3-1> 주요국의 필립스곡선 추정식

국가 및 추정기간			실업률				물가상승률		생산성 증가율 Δq	
			u	$\log u$	$1/u$	$\Delta \log u$	$u - u^*$	장기		평균적응 기간
미국	C	1965.1~1983.1	-0.33 (0.06)					1.01 (0.09)	3.5	-
	CCP	1964.2~1985.2	-0.60 (0.07)					1.00 (0.13)	2.7	0.27 (0.09)
	CM	1962.2~1990.2	-0.28 (0.05)					0.95 (0.07)	1.6	0.23 (0.07)
일본	C	1968.1~1983.1	[-3.3]		9.6 (1.2)			0.93 (0.11)	0	-
	CCP	1970.2~1985.2	[-1.7]		6.8 (2.6)			1.04 (0.15)	0.33	0.64 (0.27)
	CM	1962.2~1990.2	[-0.9]		4.5 (1.2)			0.82* (0.11)	0.6	0.59 (0.13)
독일	C	1964.1~1983.1	[-0.25]	-0.68 (0.20)				0.88 (0.20)	0.5	0.68 (0.21)
	CCP	1964.1~1985.2	[-0.14]	-0.42 (0.16)				0.99 (0.19)	0.25	0.65 (0.14)
	CM	1962.2~1990.2	[-0.17]	-0.52 (0.10)		-1.28 (0.45)		0.97* (0.12)	0	0.26 (0.10)
프랑스	C	1964.1~1983.1	-0.31 (0.08)					0.94 (0.14)	0.5	-
	CCP	1964.2~1984.2	-0.33 (0.05)					1.09 (0.09)	0.5	-
	CM	1962.2~1990.2	-0.18 (0.04)					0.89 (0.07)	0.7	-
영국	C	1965.1~1983.1	-0.17 (0.09)					0.99 (0.11)	1.0	-
	CCP	1964.1~1984.1					-0.44 (0.17)	0.98 (0.09)	0.7	-
	CM	1962.2~1990.2					-0.43 (0.20)	0.71 (0.07)	0	-
이탈리아	C	1962.2~1983.1	-0.65 (0.23)					0.96 (0.14)	0	-
	CCP	1971.2~1983.2	-0.60 (0.31)					0.96 (0.21)	0.4	-
	CM	1962.2~1990.2	-0.25 (0.07)					0.73 (0.06)	0	-

주: 1) u^* 는 과거 4년간 실업률의 이동평균치
 2) 물가상승률은 소비자물가 상승률, 단 *표시된 것은 GDP 디플레이터임.
 3) () 안은 계수의 표준오차

자료: C는 Coe(1985); CCP는 Chan-Lee, Coe and Prywes(1987); CM은 Confais and Muet(1994).

Chan-Lee, Coe and Prywes(1987)에서는 1980년대 후반을 포함하고 있는 Confais and Muet(1994)에서와 마찬가지로 임금 증가율이 현실 실업률과 과거 실업률의 이동평균치와의 격차 ($u - u^*$)에 의해서만 영향을

받는 것으로 나타나고 있는 반면 Coe(1985)에서는 실업률 수준이 임금 증가율에 영향을 미치는 것으로 추정되고 있다.

이처럼 주요국의 필립스곡선 추정식을 보면 필립스곡선에서 추정된 실질임금 증가율의 실업률 준탄력성이 유럽과 미국의 노동시장 유연성을 잘 드러내 주지 못하는 점을 확인할 수 있고, 일견 안정적으로 보이는 결과들이 1980년대 후반의 관측기간을 포함할 경우 매우 다른 함의를 지니는 식으로 바뀌고 있음을 확인할 수 있다(영국, 독일). 이는 제2장에서 전통적 필립스곡선이 오류적 상관관계일 수 있다고 한 판단을 뒷받침해 주는 징후로 판단된다.

2. 우리 나라의 필립스곡선식 추정

1970~99년의 기간에 대해 다양한 형태의 전통적 필립스곡선식을 추정한 뒤 최종적으로 확정된 식은 <표 3-2>와 같다. 명목임금을 종속변수로 하는 비제약식에서 명목임금의 소비자물가 증가율 계수는 0.87로서 그 계수가 1이라는 제약을 기각할 수 없었으며¹³⁾ 명목임금이 물가에 적용하는 기간은 1년을 넘지 않는 것으로 판명되었다. 그리하여 소비자물가로 디플레이트한 실질임금 증가율 $\Delta(w-p_c)$ 를 종속변수로 하여(즉 임금-물가 연동 정도가 1이라는 제약하에) 추정한 결과가 <표 3-2>이다.

이 표에서 w 는 피용자보수/총취업자수로 정의되는 1인당임금의 로그값, p_c 는 소비자물가지수의 로그값, u 는 전산업 실업률, $(p-p_c)$ 는 GDP 디플레이터와 소비자물가지수 상대치의 로그값, q 는 불변GDP/총취업자수로 정의되는 노동생산성을 의미하며, $D74$ 는 1974년 더미변수이고 추정을 위한 통계자료는 1970~99년의 연도별 자료를 사용하였다.

추정식에는 실업률의 로그값항은 유의하지 않고 그 차분항만이 유의한 것으로 나타난다. 실업률 수준항이 유의하지 않고 그 차분항만이 유의한 것은 Grub et al.(1983), Gordon(1984) 등의 경직성 정의에 입각할

13) 이는 전성인(1991)이 상용근로자 임금통계를 사용하여 확인하고 있는 바와도 일치한다.

때 우리 나라 임금식에 나타난 실질경직성이 매우 크며 이력현상이 존재하는 것으로 해석된다.

<표 3-2> 우리 나라의 필립스곡선식(1970~99), 종속변수 $\Delta(w - p_c)$

변수	상수	$\Delta(p - p_c)$	Δq	$\Delta \ln u_{-1}$	$DT4$
추정계수	0.0095	1.1220	0.6341	-0.0416	-0.0801
t값	(1.15)	(7.63)***	(3.83)***	(-2.15)**	(-3.42)***
$\bar{R}^2 = 0.8239$		$SEE = 0.0220$		$DW = 1.7442$	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미.

자료: 불변GDP, GDP디플레이터, 총취업자수, 소비자물가지수, 전산업 실업률은 KOSIS, 피용자보수는 한국은행.

필립스곡선식에 나타난 실업률 계수의 역수를 실질경직성의 척도로 삼는 Grub et al.(1983), Gordon(1984) 등의 기준을 채택하는 경우 필립스곡선식에서 실업률 수준항이 유의하지 않아 우리 나라 실질임금 증가율의 실업률 준탄력성은 0이므로 영국과 함께 우리 나라의 임금 유연성은 다른 OECD국가에 비해 현저하게 낮다고 해석되어야 한다.

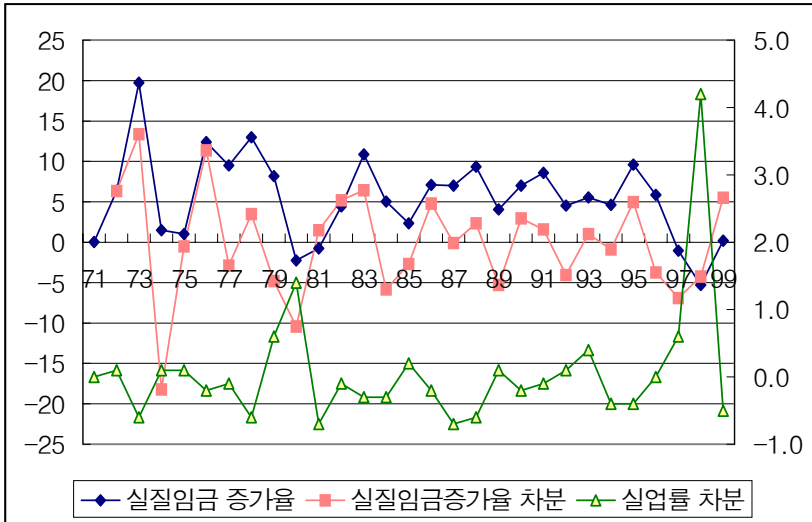
그러나 이러한 해석에는 모순점이 존재한다. 추정식에 의하면 실질임금의 실업률 탄력성이 0.042 수준이다. 관찰기간 동안 우리 나라의 평균 실업률은 약 3.7%였으므로 실업률 탄력성이 0.042라는 것은 실질임금의 실업률 준탄력성이 약 0.011임을 의미한다. 즉 실업률이 1%포인트 증가하면 우리 나라의 실질임금은 약 1.1% 감소한다.

비록 우리 나라 '실질임금 증가율'의 실업률 준탄력성은 0인 반면 '실질임금'의 실업률 준탄력성은 0.011이므로 실업률이 1%포인트 증가할 때 우리 나라 '실질임금 증가율'은 OECD 주요국보다 훨씬 크게 감소할 가능성도 배제할 수 없다. 이 경우 우리 나라의 임금 유연성은 크다고 해야 할 것이다.

지난 30년 동안의 실업률 추이를 살펴보면 실업률이 1% 넘게 증가한 시기가 1980년과 1998년 두 번 있었다. 두 시기 모두 경제성장률이 음(陰)인 시기와 일치한다. 1980년 실업률이 1.4%포인트 증가했을 때 실질임금 수준은 2.2% 감소했으며 당시의 실질임금 증가율 감소폭은 10.7%

포인트에 이르렀다. 1998년에는 실업률이 4.2%포인트 증가했으며 실질 임금 수준은 5.2% 감소했고 실질임금 증가율은 4.1%포인트 감소했다. 1980년의 경우에는 ‘실질임금 증가율’의 준탄력성은 OECD 국가보다 컸으며 1998년에는 OECD국가와 유사한 수준이었음을 확인할 수 있다.¹⁴⁾

[그림 3-1] 실질임금 증가율, 실질임금 증가율 차분, 실업률 차분의 추이 (단위: %)



주: 좌축은 실질임금 증가율 및 실질임금 증가율 차분의 눈금이며, 우축은 실업률 차분의 눈금임.

자료: KOSIS, 한국은행.

제 2 절 노동시장의 구조모형과 오차수정모형

거시노동시장 분석에서 임금식은 노동공급식의 의미를 띠며 임금식의

14) 물론 이러한 비교는 <표 3-1>에 추정된 OECD 주요국의 필립스곡선식이 오류적 상관관계가 아니라는 전제하에서만 타당하다.

기초가 되는 이론은 임금협상이론이다. 기업과 노동자와의 협상결과 도출되는 협상임금에는 생산성 변수가 그 결정 요인들 속에 등장한다. 그리하여 전형적 임금식-물가식에 의거할 때 전통적 필립스곡선식에 대응하는 오차수정모형이 어떠한 형태로 표현되는지 살펴보기로 하자.

이제 노동시장의 균형을 결정하는 구조식이 정의되는 방식에 대해서 살펴보고 이러한 임금식-물가식에 의거할 때 전통적 필립스곡선식에 대응하는 오차수정모형이 어떠한 형태로 표현되는지 살펴보기로 하자.

먼저 노동시장에서 노동자들이 요구하는 임금수준은 다음과 같은 형태로 실업률과 의중임금에 의존한다고 하자.

$$W = (1 - u)^{1/\eta} W^e \quad (1)$$

여기서 W 는 근로자 1인당 임금, u 는 실업률, W^e 는 의중임금이고, η 은 취업자 혹은 노조의 선호를 묘사하는 파라미터로서 $0 < \eta < \infty$ 의 값을 갖는다. 임금을 요구하는 협상 당사자가 노동자 전체를 대표하는 하나의 노조라면, 파라미터 $1/\eta$ 은 임금협상 과정에 반영되는 실업자 이해(利害)의 비중으로 해석할 수 있다. $1/\eta$ 가 작음은 노조가 취업자 노조원의 이해 극대화를 위주로 행동함을 의미한다. 이 경우 실업률이 높더라도 임금 요구는 쉽게 완화되지 않을 것이다. $1/\eta$ 가 큼은 노조가 실업자의 이해를 상당부분 반영하는 방식으로 극대화 행동을 함을 의미한다. 이 경우 실업률은 요구임금 수준에 강력한 영향을 미친다.

의중임금 W^e 은 최종적으로 노동시장에 진입하여 경제활동을 하는 노동자가 받고자 하는 임금수준이다. 식 (1)에서 보면 노동공급이 무한탄력적($\eta \rightarrow \infty$)이거나 경제가 완전고용상태($u=0$)에 있지 않는 한 요구임금 수준은 의중임금 수준보다 낮다.¹⁵⁾

의중임금은 소비자물가 예상과 노동생산성 수준에 연동되는 방식으로 결정되고 물가 예상은 실현된 물가 수준과 일치한다고 가정하면 다음과

15) 식 (1)에서 설정된 이러한 의중임금의 위상은 통상 미시 노동시장 분석에서 통용되는 의중임금 개념과 모순되어 보이는데 이는 의중임금이 식 (1)에서 요구임금의 하한이라기보다는 상한으로서 상정되고 있기 때문이다.

같이 표현된다.

$$W^R = P_C \left(s \frac{Y}{N} \right)^\gamma Z_w$$

여기서 s 는 노동소득분배율, Y 는 생산, N 은 취업자수, P_C 는 소비물가, γ 는 의중임금이 생산성 추이에 연동되는 정도를 나타내는 양의 상수이다. 의중임금의 구매력 (W^R/P_C)은 노동생산성에 연동되어 있다. 통상적으로 연동수준 γ 는 1보다 작으나 의중임금이 생산성을 넘는 수준으로 변화할 경우 1보다 클 수 있다. 또한 의중임금은 실업시의 기회소득(예컨대 실업급여), 노조의 협상력에도 의존한다. 여기서는 이러한 요인들을 포괄하여 Z_w 로 표현하기로 하자.

기업은 독점성 경쟁시장에서 활동하고 있고, 콥더글라스 생산함수를 갖고 있으며, 생산물수요의 가격탄력성은 일정하다고 하자. 고용수준이 N , 생산물가가 P 일 때 기업이 지불하고자 하는 임금수준을 기업의 노동수요함수로부터 도출하면 다음과 같다.¹⁶⁾

$$W = s \frac{Y}{N} \frac{P}{m} \quad (2)$$

의중임금의 결정방식을 고려하여 임금식 (1)을 구조식의 형태로 쓰면 다음과 같다.

$$\ln W = \ln P_C - \frac{1}{\eta} u + \gamma (\ln Y - \ln N + \ln s) + \ln Z_w \quad (1')$$

물가식 (2)는 다음과 같이 표현된다.

$$\ln P = \ln W - (\ln Y - \ln N) - \ln s + \ln m \quad (2')$$

16) 콥더글라스 생산함수에서 노동의 한계생산성 MPN은 $s \frac{Y}{N}$ 이고, 독점성 경쟁시장에서 기업의 생산물가격은 $P(Y) = mMC$ 이며, 한계비용 MC는 W/MPN 으로 표현되므로 식(2)가 도출된다. 한편 ε 를 기업이 생산한 재화수요의 가격탄력성이라고 하면 마크업률 m 은 $\left(1 + \frac{\partial P}{\partial Y} \frac{Y}{P}\right)^{-1} = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right)^{-1}$ 이다.

식 (1)'은 실질임금 증가율이 아닌 실질임금 수준과 실업률 수준 간의 관계로 묘사되는 점에서 전통적 필립스곡선식이 상정하고 있는 임금과 실업률 간의 관계와 구별됨을 알 수 있다.

노동시장의 전형적 구조모형 (1)'(2)'는 생산함수나 임금결정방식을 설명하는 이론적 배경에 따라 다소간 다른 모습을 띠 수 있다. 이들 다양한 노동시장 구조모형은 장단기 동학을 고려한 오차수정모형을 구성할 경우 일반적으로 다음과 같은 형태로 표현된다.¹⁷⁾

$$\Delta(w - p_c)_t = a_0 + \sum_{i=1}^{t_1} a_{1,i} \Delta(w - p_c)_{t-i} - \sum_{i=0}^{t_2} a_{2,i} \Delta u_{t-i} - a_3 ECW_{t-1} + \Delta z_w + \varepsilon_{w,t} \quad (3)$$

$$\Delta(p - w)_t = b_0 + \sum_{i=1}^{t_1} b_{1,i} \Delta(p - w)_{t-i} - \sum_{i=0}^{t_2} b_{2,i} \Delta q_{t-i} - b_3 ECP_{t-1} + \Delta z_p + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

여기서 w 는 명목임금의 로그값, p_c 는 소비물가의 로그값, p 는 생산자물가의 로그값, q 는 노동생산성의 로그값, u 는 실업률이다. z_w 는 임금격차(노동비용과 가치분임금 간의 격차), 상대물가(생산물가와 소비물가 간의 격차), 노조의 협상력, 실업급여의 소득대체율, 미스매치 변수와 같은 변수들을 포함한다. 이러한 변수들은 물가식에는 등장하지 않는다. 기업이 노동수요곡선상에서 고용량을 결정한다고 가정되기 때문이다. z_p 는 수입물가 등을 포함한다. ECW 와 ECP 는 각각 임금식과 물가식의 오차수정항(error correction term)이다.

오차수정모형에서 오차수정항 내에 개입하는 변수들의 계수는 장기적 관계에서의 탄력성을 나타내며, 차분형태 변수들의 추정계수와 오차수정항의 계수들은 단기적 동학에서의 탄력성으로 해석된다. 분석은 물가에 대한 임금 연동과 임금에 대한 물가 연동이 각각 1로 나타나고 실업률이라는 실질변수가 실질임금에 미치는 영향이 나타나는 충분한 장기를 상정한 상태에서 이루어진다.

17) 오차수정모형에 관해서는 글상자 <2-3> 참조.

임금식의 오차수정모형인 식 (3)이 전통적 필립스곡선과 다른 점은 균형임금식이 '실질임금 증가율'과 실업률 수준 간의 관계가 아니라 '실질 임금 수준'과 실업률 수준 간의 관계로 묘사됨으로써 균형식의 장단기 동학을 설명하는 오차수정모형에는 실업률의 차분이 자연스럽게 개입한다는 점이다. 따라서 임금 증가율이 실업률 차분에 의존한다고 해서 그것이 이력현상이 있음을 의미하지 않는다. 실업률 차분의 계수는 단기에 임금 증가율이 실업률의 움직임에 의존하는 정도를 나타내 줄 뿐이다.

제3절 임금식의 오차수정모형 추정과 임금유연성

임금식의 오차수정모형 추정은 현실 통계자료를 이용해서 일련의 검정작업을 수행하고 그 가운데서 적절한 변수를 선택하는 방식으로 이루어진다. 이것은 바로 식 (3)에서 z_w 의 성분들을 결정하는 작업이다.

실업률 외에 임금식의 z_w 에 고려할 변수들을 선택하기로 하자. 첫째, 생산물가와 소비물가의 상대적 차이로 정의되는 상대물가이다. 노동자와 기업이 임금과 가격 설정 과정에서 고려하는 물가는 서로 다르다. 근로자는 소비물가에 관심이 있는 반면 기업은 생산물가에 관심이 있다. 이 두 가지 물가 추이 차이에는 수입물가가 개입한다. 오일쇼크기와 같이 수입물가 증가율이 국내 생산물가 증가율보다 크면 소비자가 경험하는 물가상승률은 생산자가 당면하는 물가상승률보다 크다. 노동자 입장에서 본 실질임금은 기업이 느끼는 실질적 노동비용에 비해 상대적으로 감소한다.

둘째, 노조 혹은 근로자의 교섭력이다. 노조조직률이 협상력의 대리변수가 될 수 있을 것이다. 셋째, 노동시장의 미스매치를 나타내는 변수로서 구인배율을 고려할 수 있다. 넷째, 실업시의 기회소득으로서 실업급여의 소득대체율을 고려할 수 있다. 다섯째, 근로자나 노조가 미래소득을 평가하는 데 사용하는 주관적 시간 선호율을 나타내는 대리변수로서

의 이자율을 고려할 수 있다. 마지막으로 이들 변수들의 항구적 성분을 포착하는 상수항 외에 적응과정 특성을 나타내는 적절한 형태의 오차수정항이 고려될 수 있다. 오차수정항이 개입한다는 것은 임금-실업률의 장기탄력성이 유한한 형태로 장기적 관계를 가지고 변화한다는 것을 의미한다.

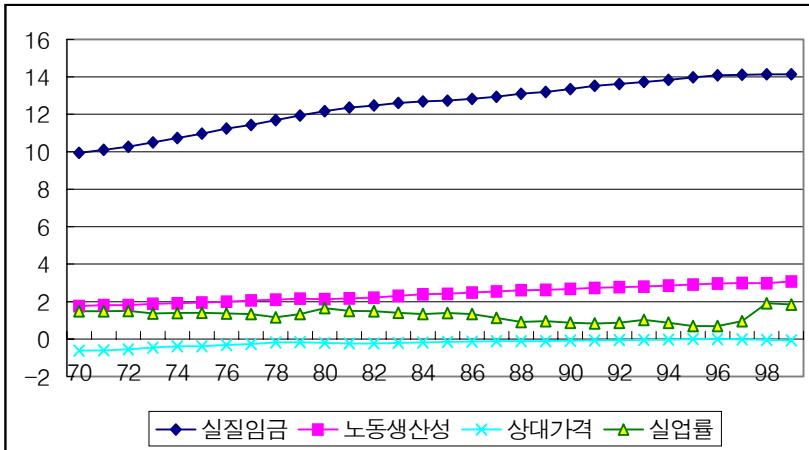
우리 나라의 일관성 있는 구인배율 통계는 1987년 이후에 대해서만 이용 가능하다. 한편 우리 나라에 실업급여제도가 도입된 것은 1995년이며 본격적으로 실업급여를 수령하기 시작한 지는 외환위기 이후이다. 그것도 2000년 현재 임금근로자의 1/2만이 피보험자로 가입되어 있을 뿐이다. 따라서 분석기간의 대부분이 외환위기 이전에 해당할 경우 실업급여의 소득대체율이 임금결정에 미치는 영향은 고려대상으로 적절치 않다. 우리 나라의 대표적 이자율이라 할 수 있는 3년 만기 회사채 수익률은 소비자물가상승률과 강한 상관관계를 가지고 있어 추정식에 소비자물가상승률과 함께 고려하면 심각한 다중공선성의 문제를 야기한다.¹⁸⁾ 따라서 이자율, 구인배율, 실업급여의 소득대체율 변수는 본 연구의 추정에서 고려하지 않았다. 노조조직률의 유의성은 모형에 따라 심각하게 변화하는 불안정성을 보였으며 대부분의 경우 유의성이 없어 추정식에서 배제했다.

추정에 등장하는 변수들의 추이는 [그림 3-2]와 같다. 각 변수들의 단위근 검정 결과인 <표 3-3>에 의하면 $(w-p_c)$, q , $\ln u$ 는 각각 I(1)이고 $(p-p_c)$ 는 I(0)로 판단된다.

실업률이 일정수준 주변에서 진동한다면 실업률 시계열의 특성은 I(0)일 것이다. 그러나 우리 나라의 실업률 추이는 비록 부분적으로 진동이 있었지만 1970년 이래 외환위기가 올 때까지 전반적으로 감소 경향을 보여 왔다. 단위근 검정을 수행해 보면 실업률에 단위근이 존재한다는 가설을 기각할 수 없다.

18) 1972~99년간에 3년 만기 회사채 이자율과 소비자물가상승률의 차로 정의되는 실질이자율과 소비자물가상승률, 생산자물가상승률, GDP물가상승률 간의 상관계수는 각각 0.84, 0.80, 0.84이다.

[그림 3-2] 실질임금, 상대가격, 노동생산성, 실업률의 로그값 추이



주: 좌축은 실질임금, 상대가격, 노동생산성의 로그값 눈금이며, 우축은 실업률 로그값 눈금임.

자료: KOSIS, 한국은행.

<표 3-3> 디키풀러(Dickey-Fuller) 검정에 의한 단위근 검정

	$(w - p_c)$	$\ln u$	q	$p - p_c$
상수항 포함	-1.92	-1.55	0.16	-3.70***
상수항, 지체항 포함	-1.94	-2.30	0.21	-3.68***
추세항, 지체항 포함	-2.41	-2.39	-2.72	-3.01
	$\Delta(w - p_c)$	$\Delta \ln u$	Δq	$\Delta(p - p_c)$
상수항 포함	-3.95***	-4.36***	-5.78***	-2.90*
상수항, 지체항 포함	-4.12***	-3.79**	-3.80***	-2.45
추세항, 지체항 포함	-4.83***	-3.87**	-3.70**	-4.02**

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 해당 시계열이 단위근을 갖고 있다는 귀무가설이 기각됨을 의미.

명목임금 w , 소비물가 p_c , 노동생산성 q , 실업률 u 의 다양한 형태의 선형결합, 생산물가로 디플레이트한 실질임금($w - p$), 자본-노동비율 등 전통적 접근방법이 암시하는 다양한 형태의 장기식에 대해 공적분 관계를 판단하여 본 결과 발견된 가능한 공적분 관계는 <표 3-4>와 같다.

장기식의 잔차의 단위근 여부를 검정한 결과 증가디키풀러 검정이 더

적절하다고 판단되었고 그때의 t값이 -2.78이었다. 상대물가 ($p-p_c$)는 I(0)이므로 두 개의 I(1) 변수만의 공적분 관계를 판단하는 임계값을 적용하면 10%를 약간 넘는 유의수준에서 두 변수가 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 비록 유의수준이 낮지 않지만 공적분 관계를 받아들이기로 한다. 이는 디키폴러 검정의 검정력이 강력하지 못하다는 점과 [그림 3-2]에서 실질임금과 생산성 추이가 유사한 추세를 가지고 변화하고 있는 점을 참작하여 내린 결론이다.

한편 장기식에서 $\Delta^2 p_c$ 항은 유의하지 않아 근로자들의 임금 예상에 물가 예상 격차가 존재한다고 보기 어려웠다. 이는 연간 자료를 이용한 우리 나라 임금식에서 Layard et al.(1991)가 정의한 명목관성(nominal inertia)은 발견되지 않음을 의미한다.

<표 3-4> 실질임금, 상대물가, 생산성으로 이루어진 장기식, 종속변수는 ($w-p_c$)

	상수	$p-p_c$	q
추정계수	6.6330	0.8756	0.9287
t값	(67.77)	(10.85)	(26.96)
$\bar{R}^2 = 0.9962$ $SEE = 0.0327$ $DW = 0.7458$			

<표 3-5>는 실업률을 추가하여 구해 본 공적분식이다. ($p-p_c$), ($w-p_c$), q 가 공적분되어 있고 거기에 I(1)인 $\ln u$ 가 추가된다고 해서 ($p-p_c$), ($w-p_c$), q , $\ln u$ 의 선형결합이 반드시 I(1)인 것은 아니다. 이들 세 변수를 공적분 관계에 있게 하는 다른 선형결합이 존재할 수 있기 때문이다. 장기식에 $\ln u$ 를 추가하여 공적분 검정을 한 결과는 <표 3-5>와 같다. 공적분 관계식 잔차의 단위근 여부를 검정한 결과 단순디키폴러 검정이 적절하다고 판단되었고 그때의 t값이 -2.50이었다. 상대물가 ($p-p_c$)는 I(0)이므로 세 개의 I(1) 변수만의 공적분 관계를 판단하는 임계값을 적용하였는데 세 변수가 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 또한 q 와 $\ln u$ 를 종속변수로 한 식에서도 공적분

벡터는 발견되지 않았다.

<표 3-5> 실질임금, 상대물가, 생산성, 실업률로 이루어진 장기식, 종속변수는 $(w - p_c)$

	상수	$p - p_c$	q	$\ln u$
추정계수	6.6639	0.8519	0.9283	-0.0277
t값	(66.89)	(10.40)	(27.28)	(-1.29)
$\bar{R}^2=0.9962$ $SEE=0.0323$ $DW=0.7903$				

실질임금 $(w - p_c)$, 생산성 q , 실업률 $\ln u$ 은 공적분 관계에 있지 못하는 것으로 판단된다. $\ln u$ 을 추가한 추정식에서 q 의 계수값이 $(w - p_c)$, q , $(p - p_c)$ 의 세 변수를 이용한 추정식에서의 q 의 계수와 크게 다르지 않은 점도 이러한 점정 결과를 직관적으로 뒷받침한다. 장기식에 $\ln u$ 와 함께 $\Delta \ln u$ 를 개입시키면 차분항은 유의하지 않을 뿐만 아니라 그 부호도 (+)로 나타나, 우리 나라 임금식에는 이력현상이 존재하지 않음이 확인된다.

실질임금과 실업률 수준 간에 장기적 관계가 확인되지 않는 사실은 우리 나라 임금식에서 실업률이 실질임금의 장기적 균형지표로서 역할 하지 못해 왔음을 시사한다. 이는 장기 균형실업률이 매우 불안정하여 임금 안정화기제로서 기능하지 못했다는 점을 시사한다.

실질임금, 생산성, 상대물가 간에 존재하는 장기적 관계를 이용하여 오차수정모형을 추정한 결과는 <표 3-6>과 같다. 우리 나라의 임금은 물가에 완전하게 연동되어 있고 그 적응도 1년 이내에 이루어지는 특성을 보인다. 이는 전통적 필립스곡선적 시각에서 보면 균형실업률이 물가 상승률에 영향받지 않는 형태로 존재할 것임을 시사한다. 그러나 임금식의 오차수정모형에서 이러한 특성은 단순히 임금이 물가에 1년 안에 적응하므로 연간자료를 기초로 실질임금식으로 동태적 모형을 구성할 수 있는 출발점이 될 뿐이다.

추정결과를 보면 생산성이 1% 증가할 때 실질임금은 단기에 0.72% 증가하는 것으로 나타난다. 이는 우리 나라 임금의 생산성 연동 정도가

단기에서 완전하지 않음을 의미한다.¹⁹⁾ 실질임금은 장기적으로 생산성에 연동되어 변화하며 생산성과의 괴리가 생기면 31.1% 정도가 당기에 조정되는 것으로 판단된다.

<표 3-6> 오차수정모형 추정결과, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$

	상수	$\Delta(p - p_c)$	Δq	$\Delta \ln u$	ECW_{-1}
추정계수	0.0071	0.9316	0.7184	-0.0393	-0.3108
t값	(0.75)	(5.61) ^{***}	(3.86) ^{***}	(-1.77) [*]	(-1.89) [*]
$\bar{R}^2 = 0.7703$		$SEE = 0.0252$		$DW = 1.7123$	

주: ECW 는 <표 3-4>식에서 추정된 장기식이며, ^{***}, ^{*}는 각각 1%, 10%수준에서 유의함을 의미.

제2장에서 살펴본 전통적 필립스곡선 해석의 견지에서 보면 실업률 수준향이 임금증가율식에 등장하지 않는 점은 우리 나라 임금의 실질경직성이 매우 크다고 해석된다. 그러나 임금식의 오차수정모형에서 실업률 수준향이 등장하지 않는 것은 자연스럽다. 전통적 필립스곡선에서는 실업률의 차분향이 등장하는 것은 이력현상으로 해석된다. 그러나 임금식의 오차수정모형에서 실업률 차분의 계수는 실질임금이 실업률 변화에 ‘단기적으로’ 반응하는 정도를 나타낼 뿐이다.

임금과 생산성 간의 공적분 관계를 고려한 오차수정모형 추정식 <표 3-6>을 보면 임금의 단기 실업률 탄력성은 0.0393[준탄력성은 0.011] 수준으로 나타난다. 장기적 관계인 오차수정항을 추정식에 고려하지 않는 경우에도 0.416~0.429로서 유사한 크기의 탄력성이 측정된다(표 3-2, 표

19) 정용균(1995), 김기화(2000) 등 선행연구들에서처럼 추정식에 상대물가 $\Delta(p - p_c)$ 를 설명변수로 고려하지 않는 경우 실질임금의 생산성 탄력성은 모형에 따라 1.3~1.5 사이의 값이 도출된다. 이는 실질임금이 생산성 증가율을 능가하여 증가한다는 의미로서 이론적·직관적 견지에서 수용하기 힘들다. 단위노동비용의 물가에 관한 탄력성이 1보다 크게 나타나는 장기식도 마찬가지로 임금이 장기적으로 물가보다 더 큰 폭으로 증가한다는 것을 의미하므로 이론적·직관적 견지에서 수용하기 힘들다. 임금식 추정에는 상대물가와 함께 추정해야 함을 알 수 있다.

3-7). 그러나 추정식에 생산성변수를 고려하지 않으면 실질임금의 실업률 탄력성은 0.064~0.071 수준[준탄력성은 0.018~0.019]으로 증가한다 (아래 표 3-8, 표 3-9 참조).

<표 3-7> 오차수정항 없이 생산성변수만 개입하는 임금증가율식, 종속변수는

$$\Delta(w - p_c)$$

	상수	$\Delta(p - p_c)$	Δq	$\Delta \ln u_{-1}$
추정계수	0.0044	0.9953	0.7395	-0.0429
t값	(0.45)	(5.81)***	(3.78)***	(-1.84)*
$\bar{R}^2 = 0.7455$ $SEE = 0.0265$ $DW = 1.8914$				

<표 3-8> 생산성 증가율을 제거한 오차수정모형, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$

	상수	$\Delta(p - p_c)$		$\Delta \ln u$	ECW_{-1}
추정계수	0.0373	1.0171		-0.0642	-0.2732
t값	(5.96)***	(5.67)***		(-2.53)**	(-1.47)
$\bar{R}^2 = 0.7032$ $SEE = 0.0282$ $DW = 2.1633$					

<표 3-9> 오차수정항과 생산성변수가 모두 개입하지 않는 임금증가율식, 종속변수는 $\Delta(w - p_c)$

	상수	$\Delta(p - p_c)$		$\Delta \ln u$
추정계수	0.0358	1.0657		-0.0713
t값	(5.68)***	(5.91)***		(-2.81)***
$\bar{R}^2 = 0.6900$ $SEE = 0.0288$ $DW = 2.2459$				

따라서 추정식에 생산성 변수를 고려하느냐의 여부가 임금의 실업률(준)탄력성 크기를 측정하는 데 상당한 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

오차수정항이 개입하는 <표 3-6>과 <표 3-8>을 비교해 보면 생산성 증가율 변수가 누락될 경우 오차수정항이 유의성이 없는 것으로 나타난다. 장기적 균형기제의 준거점이 되는 생산성 추이가 단기 동학에서 고려되지 않으면 적절하지 않다는 점과 함께 생산성 증가율 변수의 역할이 매우 중요함을 알 수 있다. 또한 Sargan(1964), Turner et al.(1993)처

럼 고전적 필립스곡선 모형에 단순히 오차수정항만을 고려하는 것은 적절치 않음을 알 수 있다.

추정결과가 시사하듯이 임금은 장기적으로 실업보다는 노동생산성에 연동되어 있다. 노동생산성 추이로부터 임금 추이가 괴리되면 그 괴리에 비례해서 실질임금이 조정되는 특성을 보인다는 면에서 우리 나라에서 노동생산성이 실질임금의 장기적 추이를 규정하는 균형화 인자이다. 이처럼 실질임금과 생산성 간에 장기적 관계가 확인되므로 오차수정항을 개입시킨 모형이 우월한 모형이라고 판단된다. 따라서 임금의 실업률 탄력성은 오차수정항을 개입시킨 모형에서 추정된 탄력성을 사용하는 것이 바람직하다. 실질임금과 생산성으로 이루어진 오차수정항이 개입하는 모형이 적절하다면 역시 실질임금의 단기 동학에도 생산성이 고려되는 것이 타당할 것이다.

전기의 실질임금과 균형임금 간의 격차를 나타내는 오차수정항이 없는 단기식인 <표 3-2>, <표 3-7>에서는 실업률 차분이 1기 지체된 항이 더 적합한 모형을 제공하여 실질임금이 실업률 변화에 적응하는 데 지체효과가 있는 것으로 나타난다. 또한 <표 3-2>, <표 3-7>과 <표 3-9>를 비교하면 생산성 증가율이 개입할 때 실질임금의 실업률 탄력성과 유의성이 감소한다. 이러한 두 가지 사실은 <표 3-9>에서 측정된 실업률 증가율 설명력의 상당 부분이 실질임금과 생산성 간의 균형화기제를 통해 설명됨을 시사한다. 즉 $\Delta \ln u$ 의 설명력의 약 40%는 균형적응기제를 통해 설명되는 부분이다.

이처럼 오차수정항을 고려하지 않는 모형으로 실질임금의 실업률 탄력성을 평가할 경우 그 크기는 과대 평가된다. 이는 임금의 제2장에서 정의한 실질경직성이 과소 평가되는 것을 의미한다. 하지만 적절히 구성된 오차수정모형에서 측정한 임금의 단기 실업률 준탄력성 0.011은 0.006 정도로 판단되는 미국에 비해서도 높은 수준이다. 이러한 유연성은 거시경제적 쇼크기의 임금 적응과정을 통해서도 살펴볼 수 있다.

앞에서도 본 바와 같이 지난 30년 동안의 실업률 추이를 살펴보면 실업률이 1% 넘게 증가한 시기가 1980년과 1998년 두 번 있었는데 1980년 실업률이 1.4%포인트 증가했을 때 실질임금 수준은 2.2% 감소했으며 실

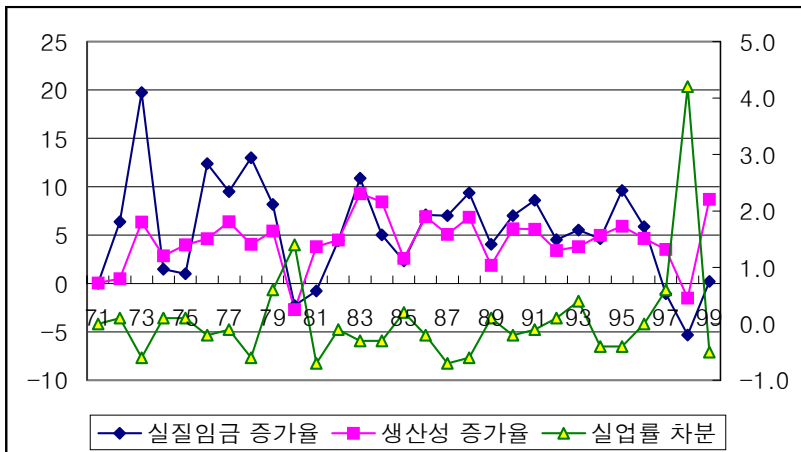
업률이 4.2%포인트 증가한 1998년에는 실질임금 수준이 5.2% 감소하여 임금은 쇼크기에 커다란 유연성을 보여주었다.

임금 유연성은 실질임금의 실업률 (준)탄력성으로 측정하는 방법이 유일무이한 방법은 아닐 것이다. 임금이 생산성에 연동된 정도를 가지고도 평가할 수 있을 것이다. 임금의 생산성 연동 정도가 높은 것은 안정적 일자리를 가지고 임금협상 과정에 영향력을 행사할 수 있는 능력을 가진 소위 내부자들의 임금 요구결과 발생되었을 수 있다(Lindbeck and Snower 1986, Blanchard and Summers, 1987). 이 경우 높은 생산성 연동성은 경직적 노동시장의 방증이라고 간주될 수도 있다.

그러나 임금이 단순히 생산성에 연동된 정도가 크다고 해서 임금 유연성이 낮다고 할 수는 없다. 실업률이 마찰적 수준에 불과한 상태에서 임금의 생산성 연동 정도가 높다면 임금이 경직적이라고 해석해서는 안 될 것이기 때문이다.

[그림 3-3]은 분석대상 기간 동안의 실질임금 증가율, 노동생산성 증가율, 실업률 증

[그림 3-3] 실질임금 증가율, 노동생산성 증가율, 실업률 차분의 추이 (단위: %)



주: 좌축은 실질임금 증가율 및 노동생산성 증가율의 눈금이며, 우축은 실업률 차분의 눈금임.

자료: KOSIS, 한국은행.

가을, 실업률 차분 추이를 보여주고 있다. 지난 30년 동안 우리 나라의 평균 실업률은 3.7% 수준으로서 높지 않았다. 관찰기간 동안 생산물가와 소비물가 격차의 역할을 논외로 할 경우 실질임금의 생산성 연동 정도는 1.28이었으며 임금은 평균적으로 생산성 증가율보다 1.3%포인트 높게 증가해 왔다. 충격으로 말미암아 실업이 크게 증가한 시기에 실질임금이 감소한 정도를 살펴보자. 1979~81년에 생산성이 1.2% 증가하는 동안 실질임금은 3.0% 감소했다. 1998년에는 생산성은 1.5% 감소한 반면 실질임금은 5.2% 감소했다.

이는 경제가 충격을 받았을 때 임금의 생산성 연동 정도가 낮아지는 데에서 나아가 아예 생산성 증가에도 불구하고 임금이 감소하거나, 생산성 감소시에는 평균적인 연동 정도보다 과잉 적응하는 방식으로 임금이 매우 유연하게 움직였음을 알 수 있다. 이러한 임금행태는 우리 나라 노동시장에서 내부자-외부자 문제로 인해 고실업이 고착화될 가능성은 희박함을 시사한다.

이제 이러한 사실을 염두에 두고 제2장에서 정의했던 실질경직성 지표를 사용하여 우리 나라 임금의 유연성을 측정하는 문제를 평가해 보자. 경제에 충격이 가해질 때 실질임금이 실업률이나 생산성에 반응하는 정도를 보면 우리 나라의 임금 유연성은 높다고 판단된다. 제2장에서 정의했던 실질경직성 지표를 이용하면 본 장의 추정결과 우리 나라 임금의 실질경직성은 단기에는 작으며 장기적으로 매우 크다는 결론이 도출된다.²⁰⁾ 그러나 장기적으로 실업률이 임금에 미치는 영향이 나타나지 않는다는 점은 물가식의 동학을 통해 설명되는 것이 적절하므로 임금 유연성은 임금의 단기실업률 (준)탄력성에 의존하여 정의하는 것이 적절함을 알 수 있다.

20) <글상자 2-3>에서 설명한 바와 같이 오차수정모형에서 장기와 단기가 어떻게 해석되는지를 상기하자.

제 4 절 시사점

실질임금과 실업률 사이의 장기 탄력성이 유한하다는 시각에서 균형 실업률(NAIRU)을 정의하려면 실질임금과 실업률 간의 장기 관계가 확인되어야 한다. 물가상승률 기대가 일정해지는 실업률이라는 견지에서 NAIRU를 정의하더라도 임금식에 실업률 수준이 개입하지 않는 한 NAIRU는 도출될 수 없기 때문이다.²¹⁾

균형임금식이 실업률과 공적분 관계를 보이지 못하는 것을 볼 때 우리 나라의 임금 추이의 장기적 움직임을 결정하는 요인이라는 의미의 균형실업률은 존재하지 않는다고 판단된다. 균형실업률은 기껏해야 임금 추이와는 무관하게 추세적인 견지에서 정의될 수 있을 뿐이다. 이때 균형실업률은 인플레이션 압력과는 무관한 지표가 된다. 이러한 임금식 특성으로 미루어 볼 때 유경준(2000), 신관호(1999), 안주엽·전재식(2000)이 추정한 균형실업률은 장기적 인플레이션 압력을 나타내는 적절한 지표가 아닐 가능성이 높다. 이들이 추정한 균형실업률보다 현실실업률이 높든 낮든 장기적 인플레이션 압력과 커다란 관계가 없을 가능성이 높은 것이다.

임금추이가 장기적으로 노동생산성과 공통된 추세를 갖는다는 점은 정부가 생산성임금제 등의 임금정책을 실시하는 여부와 독립적으로 경제 내에는 생산성에 의존해서 실질임금이 변화하는 기제가 꾸준히 작용함을 의미한다. 예컨대 생산성 증가율이 낮아 임금상승을 억제할 필요가 있는 경우 기업은 승진을 억제하거나 노동비용이 저렴한 비정규직 비중을 늘리는 방식으로 적응하며 생산성 증가율이 높은 경우 수량이나 특별급여를 늘리는 방식으로 유연하게 적응한다고 판단된다.

21) 물론 임금식이 실업률에 의존하지 않더라도 물가식이 실업률에 의존하면 NAIRU가 도출될 수 있다. 그러나 우리 나라 물가식을 추정해 본 결과 실업률은 유의하지 않았다.

우리 나라 임금식 오차수정모형 추정결과를 보면 단기적으로는 실업률이 임금 증가율에 영향을 미친다. 그리고 우리 나라에서 그 준탄력성은 0.011 수준으로 상당히 높은 것으로 나타난다. 즉 실업률은 장기적으로 실질임금 수준에 영향을 미치지 않고 단기적으로 영향을 미친다. 실질임금은 장기적으로 생산성에 연동되어 변화하며 생산성과의 괴리가 생기면 31% 정도가 당기(當期)에 조정된다.

실업률이 하락하면 근로자들의 요구임금 수준이 높아져 임금이 상승한다. 그에 따라 임금 상승은 단기적으로 물가 상승을 압박한다. 우리 나라 기업은 이때 임금 상승을 물가 상승에 반영하지 않고 장기적으로 마크업을 변화시킨다.²²⁾ 그 결과 물가 압박요인이 해소되어 실질임금의 상승으로 귀결되는 것이 장단기 동학의 특성이라고 추론된다.

제4장에서는 생산성 변수를 고려하지 않은 채 임금식을 오직 실업률과 추세항의 함수로서 정의하고 미시자료를 이용하여 실질임금의 유연성을 측정한다. 제4장에서 도출되는 임금식을 이용하여 균형실업률을 도출할 수는 있겠지만 이때 도출되는 균형실업률은 본장의 분석이 시사하는 바에 의거할 때 단기적 인플레이션 압력을 나타내는 지표일 뿐 장기적 인플레이션 압력을 뜻하지는 않는다. 실업률과 임금의 장기적 관계를 추정하는 것이 아니라 오차수정모형과는 다른 방법으로 단기적 관계를 측정하고 있기 때문이다. 생산성이 고려되지 않은 상태이므로 임금식의 단기 동학도 실업률의 역할을 다소간에 과대 평가하고 있음에 유념해야 한다.

22) 김치호(1995)는 우리 나라 기업의 마크업이 경기역행적으로 움직인다고 가정하고 임금식과 물가식을 추정하고 있고, 강주훈외(1999)는 우리 나라 산업별 마크업이 경기역행적으로 움직임을 보이고 있다.

제 4 장 미시데이터로 추정된 임금 유연성

이 장에서는 실업률이 경기변동에 따라 변화할 때, 그리고 지역간에 차이를 보일 때 임금이 얼마나 조정되는가를 분석한다. 이 분야에서 지금까지 연구가 미진했던 이유는 데이터의 부족이 큰 이유가 되었던 것으로 판단된다. 이 주제를 효과적으로 연구하기 위해서는 이상적으로는 임금데이터가 개인 단위에서 장기간에 걸쳐 패널형태로 관찰되어야 하기 때문이다. 물론 우리 나라에서는 아직까지 이러한 데이터가 이용가능하지 않다. 다만 비록 패널형태의 정보는 아니더라도 임금구조기본통계조사에는 아니더라도 장기간에 걸쳐 개인 단위의 데이터를 제공하고 있으므로 자료제약 문제를 어느 정도 해결해 나갈 수 있다.

이 장에서 이용하는 주된 데이터는 1989~2000년 기간의 임금구조기본통계조사이다. 아울러 경제활동인구조사와 매월노동통계조사 데이터를 보조 자료로 사용한다. 경제활동인구조사 데이터는 지역실업률을 획득하는 데에 사용되고 매월노동통계조사 데이터는 경제활동인구조사 데이터와 함께 임금 유연성과 밀접하게 관련되어 있는 고용 유연성을 파악하는 데에 사용된다.

이 장은 실업의 충격에 대한 임금의 조정정도를 측정하는 데에 총실업률과 지역실업률을 모두 사용한다. 기존연구들은 실질임금의 경기 의존성 추정에서와 같이 임금과 총실업률의 상관관계를 다루거나 Blanchflower and Oswald의 임금곡선(wage curve) 추정에서와 같이 임금과

지역실업률의 상관관계를 다루고 있다. 그러나 실업의 충격은 (지역간에는 중립적으로) 노동시장 전반에 걸쳐 나타나기도 하지만 (총실업률의 변동이 없더라도) 지역간에 차이를 보일 수 있다. 물론 지역실업률도 시간의 경과에 따라 달라질 수 있다. 이처럼 실업률 변동의 측정 단위를 시간과 지역 두 방향으로 확대함으로써 좁게는 임금조정 과정에 대한 정보를 풍부하게 획득할 수 있을 뿐만 아니라 보다 중요하게는 임금 유연성을 측정함에 있어서 노동시장 전반에 걸친 총실업률 변동에 대한 총임금의 조정만이 아니라 지역실업률 변동에 따른 지역임금의 조정효과를 동시에 고려할 수 있다는 장점이 있다. 또한 이 장에서는 기존의 외국 연구들과 마찬가지로 임금 조정을 단기적인 조정과 장기적인 조정으로 구분하여 분석한다.

제 1 절 분석방법

1. 임금의 경기의존성(wage cyclicality)

구조적 노동시장 모형으로부터 출발하지 않는 경우 거시적 시계열 데이터를 이용하여 실질임금의 경기의존성을 추정하기 위한 모형으로는 흔히 다음과 같은 모형이 사용되어 왔다.

$$\ln w_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 (UR_t - \delta_0 - \delta_1 t - \delta_2 t^2) + \eta_t \quad (1)$$

여기서 w_t 는 t 기의 전산업의 월평균임금을 GDP디플레이터로 나눈 값이고, UR_t 는 t 기의 실업률을, 그리고 η_t 는 교란항을 나타낸다.²³⁾ 식 (1)에서 실질임금과 실업률은 2차 형식(quadratic form)의 추세를 제거

23) 편의상 본장에서 각 변수의 표기법은 제2장 및 제3장의 표기법과 독립적으로 정의한다. 예컨대 w 는 제2장 및 제3장에서 명목임금 로그값의 의미로 쓰였으나 본장에서는 실질임금을 가리킨다.

한 단기적 변동분으로 표시되고 있다.²⁴⁾ γ_3 는 실질임금이 경기순행성, 경기역행성, 탈경기성을 가짐에 따라 0보다 작거나, 0보다 크거나, 0과 같다. 또한 실업률로부터 추세를 제거하든 않든 적어도 실업률의 계수를 추정하는 한 관계가 없다. 거시적 시계열 자료에 근거하여 식 (1)을 추정하면 흔히 잔차들이 시계열간에 상관관계를 보인다. 본 연구에서는 코크레인-오컷(Cochrane-Orcutt) 추정법으로 이를 해결한다.

그러나 식 (1)을 최소자승법으로 추정하든 아니면 코크레인-오컷 추정법으로 추정하든 추정된 실질임금의 경기의존성은 구성효과(composition effect)에 의해 편의(偏倚)를 가질 수 있다. 이러한 구성의 효과를 제거하기 위해서는 Bils(1985) 및 Solon et al.(1994) 등의 제안대로 패널데이터를 이용하여 개인의 임금과 관련된 변수들을 제어해야 한다. 우리나라에서는 아직 장기적인 패널데이터가 존재하지 않으므로 제한적으로 구성효과를 제어하고 경기의존성을 추정할 수밖에 없다. 본 연구에서 구성효과를 제어하는 상태에서 추정하는 추정식은 다음과 같다.

$$\ln w_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 (UR_t - \delta_0 - \delta_1 t - \delta_2 t^2) + \gamma_4 X_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

여기서 X_{it} 에는 시간과 개인에 따라 달라지는 변수들만이 아니라 개인에 대해 관찰할 수 있는 시간고정변수들(예컨대 성별), 그리고 경력 등의 변수에 있어서는 제공항까지를 모두 포함한다. 즉 개인에 대해 관

24) 변수들의 변동분 중 장기추세를 제거하고 단기적인 경기변동분만을 고려하는 방법으로 Hodrick-Prescott(HP) 필터 등을 고려해 볼 수도 있으나 여기서는 단순히 2차 형식으로 필터하는 방법을 택한다. 그 주된 이유는 HP필터는 장기 추세를 기계적으로 추출하게 되므로 여러 변수들로부터 추출된 장기 추세선상의 값들은 특정시점에서 경제적인 의미에서 서로 일치하지 않을 수 있기 때문이다. 물론 추세를 2차 형식으로 일률적으로 제거하는 방법에도 무리는 있으나 동일한 모델을 이용하여 변수들의 움직임을 비교할 수 있는 장점이 있다. 예를 들어 고용의 경기의존성을 아울러 비교할 때에도 위의 방법에서와 같이 추세를 2차 형식으로 제어하면서 추정할 수 있다. 또한 식 (1)은 Bils(1985), Solon, Barsky and Parker(1994) 등 외국의 선행연구자들이 실질임금과 고용의 경기의존성을 추정할 때 일반적으로 이용해 온 모형이므로 그들의 연구결과와 비교할 수 있다는 이점도 지닌다.

잘가능한 특성들을 제어하여 추정한다.

한편 실질임금의 경기의존성이 성별, 교육수준별, 연령별 등 여러 집단간에 어떻게 다른가를 알아보기 위하여 각 집단을 나타내는 변수와 실업률과의 상호작용항을 추가한다. 즉 위의 식 (2)에 각 집단을 나타내는 변수와 총실업률과의 상호작용항을 포함하여 추정한 후 상호작용항의 계수를 검토한다. 물론 실업률 계수뿐만이 아니라 다른 모든 계수들도 집단간에 차이가 있을 수 있다. 그러나 여기에서는 분석의 간결성을 위해 집단간의 차이는 상수항과 실업률에서만 존재한다고 가정한다. 개인의 특성을 나타내는 다른 변수들과 실업률과의 상관관계가 매우 약하므로 적어도 실업률 계수를 일치적으로 추정한다는 면에서는 다른 상호작용항들을 생략하더라도 크게 문제가 되지는 않는다.

2. 임금곡선(wage curve)

추정식 (2)는 실질임금이 실업률 변동에 얼마나 신속적으로 반응하는가에 관심을 두고 설정된 것이다. 이때 실업률 변동은 경기변동 과정에서의 총실업률의 변동을 의미한다. 그러나 실업의 변화는 시기의 차이에 따라서만 관찰되는 것이 아니라 지역간의 차이에 의해서도 관찰된다. 임금과 지역실업률과의 상관관계를 염두에 두고 임금곡선을 추정하는 데에 흔히 사용되는 모형은 다음과 같다.

$$\ln w_{ijt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \delta' X_{ijt} + \beta \ln LUR_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

여기서 DR 과 DT 는 각각 지역 더미와 연도 더미를 나타내는 벡터들이고, LUR 은 지역실업률을 나타내며, 준탄력성을 측정하면 그 크기가 너무 작기 때문에 통상적으로 로그를 취하여 탄력성을 측정하는 것이 관례이다. 프라임(·)은 전치(轉置) 부호로서 예컨대 α' 은 행벡터임을 가리킨다. 흔히 식 (3)에 최소자승법을 적용하여 β 계수를 추정한다. 그러나 식 (3)의 교란항에서 같은 지역 내에 있는 개인들이 공통의 임금효과를 가질 경우 추정된 계수들의 표준오차는 과소 평가되는 경향이 있다. 이러한 문제를 회피하는 하나의 방편으로 Blanchflower and Oswald는

다음과 같은 형태의 회귀식을 사용하고 있다.

$$\ln w_{jt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \delta' \bar{X}_{jt} + \beta \ln LUR_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

여기서 종속변수는 지역별 그리고 연도별 평균임금이며 이에 따라 개인 특성변수들도 지역별 및 연도별로 평균값을 구하였다. 그러나 이러한 방법도 개인 특성변수들의 개인 차이에 대한 정보를 버리고 지역 및 연도별로 평균하여 사용함으로써 이에 해당하는 계수의 추정치의 효율성을 떨어뜨리는 문제점을 안고 있다. 이에 Solon et al.(1994) 및 Card(1995) 등이 제시한 다음의 2단계 추정방법을 사용한다.

<제 1 단계>

$$\ln w_{ijt} = \omega' DR \cdot DT + \delta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

<제 2 단계>

$$\widehat{\omega}_{jt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \beta \ln LUR_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

즉 제1단계에서는 개개인의 관찰할 수 있는 특성들을 제어한 상태에서 지역임금을 연도별로 추정하고 제2단계에서는 이를 지역효과, 연도효과 및 실업률효과로 분해하는 것이다. 식 (4)에 근거한 방법과 식 (5) 및 식 (6)에 근거한 방법은 모두 같은 지역시장에서 개인들의 교란항이 정(正)의 상관관계를 갖는 문제를 다루고 있으나 2단계 추정법은 개인들의 특성을 모두 고려한다는 면에서 보다 효율적이라고 할 수 있다.²⁵⁾ 그러나 추정된 계수들의 일치성이라는 면에서는 위의 세 모형간에는 차이가 없다. 또한 식 (3)에 최소자승법을 적용하여 추정하면 비록 추정된 계수들의 표준오차가 과소 평가될 가능성이 있지만 설명변수들간의 상관관

25) 이러한 2단계 추정법에 대한 논의는 앞서 임금의 경기의존성을 논할 때에도 할 수 있다. 즉 식 (2)에서도 개개인의 교란항은 만약 공통의 시간 효과를 가질 경우 정의 상관관계를 나타내게 되고 이를 무시할 경우 추정된 계수의 표준오차는 과소 평가되기 때문이다. 이를 해결하기 위해서는 오차성분 모형(error component model)에 근거하여 일반최소자승법(generalized least squares)을 사용하거나 앞서 논의한 2단계 추정법을 사용하면 된다. 다만 제2단계에서는 식 (6)에서 지역실업률 대신 총실업률을 사용하면 된다. 본 연구에서는 2단계 최소자승법을 사용한다.

계가 추정된 임금의 경기의존성에 어떤 영향을 미치는지를 직관적으로 설명할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 식 (3)과 식 (5)+(6)에 근거하여 임금과 지역실업률과의 상관관계를 추정하기로 한다.

임금함수를 추정함에 있어서 기존연구들에서는 다음의 두 가지가 중요한 쟁점으로 제기되어 왔다. 하나는 앞서 논의한 대로 종속변수에 임금률(wage rate)을 사용해야 한다는 것이다. Blanchflower and Oswald의 연구에서는 임금률 대신 근로소득(earnings)을 사용하였는데 만약 실업률과 근로시간이 역의 상관관계를 가질 경우 근로소득을 사용하면 임금의 실업률 (준)탄력성이 과대 평가되는 방향으로 작용할 것이다. 이 점은 임금함수에 대한 Blanchflower and Oswald의 연구에서 가장 비판 받아 온 점이기도 하다.²⁶⁾ 우리 나라 노동시장의 임금곡선을 추정할 때에도 Blanchflower and Oswald(1994)는 월급여를 사용하였는데 다음 절에서 설명하듯 사실 우리 나라에서는 월 단위의 근로시간과 실업률과의 상관관계가 상당히 약해 크게 문제되지 않는다.

또 한 가지 쟁점은 지역더미변수의 사용과 관련된 것이다. 임금의 지역실업률에 대한 (준)탄력성을 추정하고자 할 때 과연 지역고정효과(permanent locational effects)를 제어해야 하는가에 대한 의문이 생긴다. 지역더미를 회귀모형에 포함시키지 않는 것은 암묵적으로 실질임금이 지역실업의 항구적인(permanent) 성분과 일시적인(transitory) 성분에서 반응하는 정도가 같다고 가정하는 것과 같다. 반면 지역더미를 포함시킬 경우 지역실업률 계수는 실질임금과 지역실업률 각각의 평균값에 상대적인 변화들의 관계를 나타낸다. 기존의 많은 연구들, 예를 들어 실질임금의 경기의존성에 대한 연구는 앞서 설명하였듯이 실질임금과 실업률의 단기적 변동분들의 상관관계를 추정하고자 하였다. 이러한 기존연구와 같은 맥락에서 연구를 수행하기 위해서는 지역실업률에 대한 (준)탄력성을 추정할 때 임금과 실업률의 장기 균형상태에서 벗어난 일시적인 성분들간의 상관관계를 추정하는 것이 바람직하다. 그러나 Card(1995)가 지적하였듯이 지역더미변수의 영향은 국가마다 다를 수 있다. 기존연구

26) Card(1995)와 Bratsberg and Trunen(1996) 참조.

들을 통해서 검토해 보면 대부분의 국가에서 지역더미의 영향은 무시할 만한 수준이다. 예외적으로 미국의 경우는 지역별 평균실업률과 임금은 약한 양(+)의 상관관계를 보이므로 지역더미를 제어하지 않을 경우 임금의 실업률 (준)탄력성은 작아지게 된다.

3. 경기의존성과 임금곡선의 동시추정: 시간지연효과의 고려

본 연구에서 가장 선호하는 모형은 Bils(1985), Solon et al.(1994) 등의 임금의 경기변동을 추정하는 모형과 Blanchflower and Oswald류의 임금의 지역실업률에 대한 (준)탄력성을 추정하는 모형을 종합하고 또한 여기에 시간지연효과(time lagged effects)를 고려한 모형이다. 우선 시간지연효과를 제외하고 모형을 설정하면 추정식은 다음과 같은 형태를 띤다.

$$\ln w_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \beta_4' X_{ijt} + \beta_5' DR_t + \beta_6 UR_t + \beta_7(LUR_{jt} - UR_t) + \epsilon_{ijt} \quad (7)$$

여기서 X_{ijt} 는 임금과 관련된 개인 특성변수들(시간가변변수, 시간고정변수, 제곱항)을 모두 포함한다. 지역실업률은 총실업률과의 차이로 표시된다.

앞서 언급했듯이 식 (7)에서도 만약 개인들의 교란항이 공통의 시간효과 혹은 지역효과를 가질 경우 추정된 표준오차가 과소 평가될 수 있다는 문제가 존재한다. 이에 대해서는 앞서 언급한 2단계 최소자승법을 적용하여 해결한다. 즉 식 (6)을 추정하면서 총실업률과 지역실업률을 포함하여 추정할 수 있다. 또한 식 (7)에 지역 및 총실업률의 시간지연효과를 허용함으로써 실질임금이 총실업률 및 지역실업률에 얼마나 시차를 가지고 반응하는지를 검토할 수 있다.

4. 데이터

본 연구에서 주로 사용되는 데이터는 임금구조기본통계조사 데이터이다. 임금구조기본통계조사는 노동부에서 근로자들의 임금, 근로시간 등 근로조건과 기타 근로자에 관한 사항을 직종, 산업, 지역별로 1968년부터 매년 1회 조사를 실시해 왔다. 1998년까지는 상용근로자 기준 10인 이상 사업체 중 표본사업체 3,200개를 대상으로 1999년부터는 상용근로자 기준 5인 이상 사업체 중 표본사업체 5,500개소를 조사하고 있다. 비록 5인 이하의 영세사업장은 조사대상에서 제외되고 있지만 개개인의 임금 및 임금과 관련된 개인 특성을 매우 상세하게 보고하고 있으며 본 연구와 관련하여서는 지역정보까지 보고하고 있다. 지역실업률은 통계청의 경제활동인구조조사상의 지역실업률을 사용하여야 하므로 이들이 보고되기 시작하는 시점인 1989년 이후로 한정하여 임금구조기본통계조사를 사용한다. 본 연구에서 사용될 표본기간은 1989~2000년으로 총 관측치수는 약 550만 개에 이른다. 본 연구에서 사용할 시간당 임금률에는 초과근로수당이 포함된다.

비록 임금 유연성을 추정하는 데에는 임금구조기본통계조사가 주로 사용되지만 다음 절에서 설명될 특수한 목적을 위해서는 매월노동통계조사 데이터와 경제활동인구조조사 데이터를 보조적으로 사용한다. 본 연구에서 이 데이터들은 고용의 수량적 유연성을 추정하는 데에 사용되므로 개인 차원에서의 데이터보다는 거시적 시계열 데이터의 형태로 사용될 것이다. 사용될 표본기간은 각각 1970~1998년과 1970~2000년 기간이다.²⁷⁾

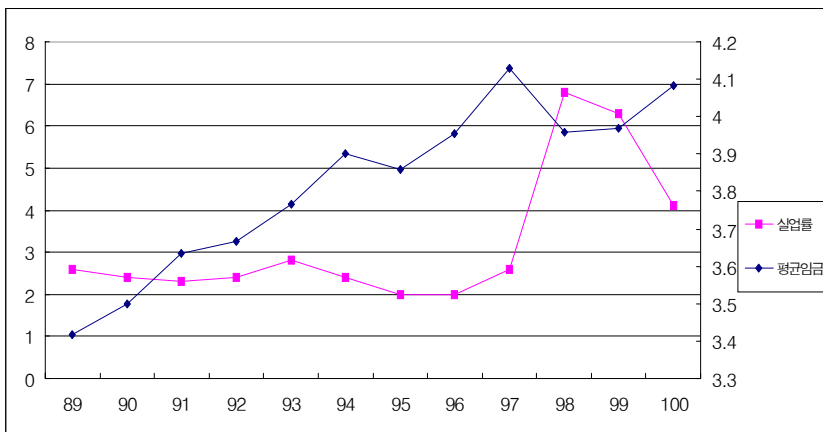
27) 매월노동통계와 경제활동인구조조사 데이터에 대한 소개는 각각 노동부와 통계청 홈페이지 참조.

제2절 실증분석

1. 실업률과 임금의 추이

[그림 4-1]은 1989~2000년 기간 동안 총실업률과 시간당 실질임금률의 변화 과정을 도시한 것이다. 여기서 실질임금은 임금구조기본통계조사의 초과근로를 포함한 시간당 임금률과 소비자물가지수를 사용하여 정의된 것이다. 이 기간은 주요 경기변동을 적어도 1회 경험한 기간에 해당한다. 1997년말의 금융위기 이전에는 실질임금의 변화와 실업률의 변화가 모두 상대적으로 안정적이었던 데 비해 그 이후에는 두 변수 모두 큰 폭으로 변하고 있음을 알 수 있다. 과연 실업률의 단위 변화에 실질임금률이 반응하는 정도가 금융위기 전후의 시기에 언제 더 컸었는가는 회귀분석을 통하여 드러날 것이다.

[그림 4-1] 총실업률과 실질임금률



주: 평균임금은 개개인의 시간당 실질임금률(단위: 천원)의 로그값을 연도별로 평균한 값

자료: 실업률은 KOSIS, 평균임금은 임금구조기본통계조사 원자료로부터 필자계산

<표 4-1>과 [그림 4-2]는 1989~2000년 기간의 지역실업률에 관한 정보를 요약한 것이다. 그 주요 특징은 다음과 같다. 첫째, 어느 시점에서든 지역실업률의 지역간 차이는 크게 나타나고 있다. 1989~2000년 기간에 지역별 평균실업률은 최소 1.5%(강원도, 제주도), 최대 4.7%(부산광역시)로 3.2%포인트 차이가 존재하며 서울, 부산, 대구, 인천, 광주광역시의 실업률이 4%대로서 대체로 높다. 반면 강원도, 전라남도, 경상북도, 제주도 등은 실업률이 1%대로 낮게 나타난다. 실업률의 지역간 차이가 클 뿐만 아니라 지역별 실업의 고착화 현상도 뚜렷하다. 즉 고실업 지역은 영속적으로 고실업 지역으로 남는 경향이 있다. 이는 임금곡선을 추정함에 있어서 지역고정효과(locational fixed effects)가 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다.

<표 4-1> 지역별 평균임금, 1989-2000년

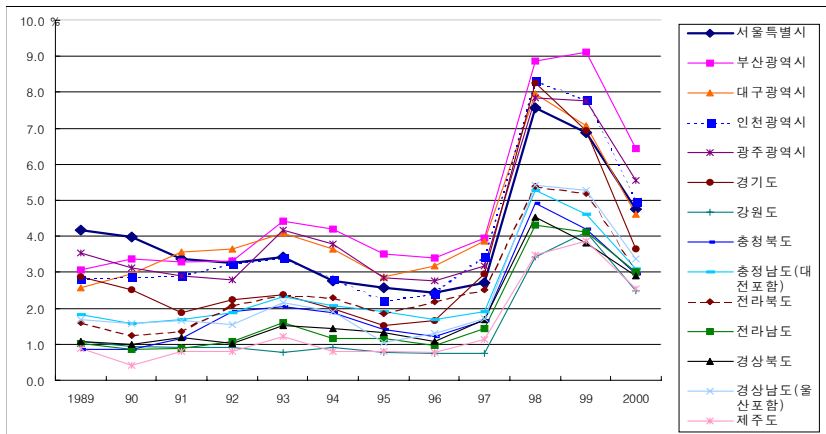
	1989	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	2000	평균
서울특별시	3.51	3.60	3.70	3.74	3.86	3.97	3.98	4.08	4.11	4.03	4.04	4.16	3.898
부산광역시	3.19	3.31	3.44	3.51	3.66	3.89	3.82	3.90	3.88	3.83	3.80	3.89	3.675
대구광역시	3.32	3.37	3.48	3.57	3.74	3.81	3.86	3.92	3.95	3.83	3.77	3.92	3.713
인천광역시	3.38	3.51	3.70	3.67	3.74	3.86	3.91	3.95	3.98	3.90	3.94	4.05	3.801
광주광역시	3.50	3.54	3.64	3.65	3.68	3.89	3.85	4.02	3.96	3.92	3.94	4.04	3.801
경기도	3.37	3.47	3.60	3.64	3.72	3.87	3.87	3.97	4.00	3.94	3.96	4.07	3.789
강원도	3.64	3.60	3.70	3.71	3.76	3.88	3.92	3.97	4.03	3.96	3.98	4.09	3.852
충청북도	3.59	3.47	3.61	3.63	3.70	3.84	3.84	3.89	3.96	3.77	3.90	4.00	3.766
충청남도	3.27	3.49	3.57	3.60	3.68	3.85	3.82	3.93	4.01	3.93	3.95	4.11	3.766
전라북도	3.28	3.38	3.67	3.61	3.66	3.78	3.78	3.99	4.01	3.99	3.93	4.04	3.760
전라남도	3.60	3.64	3.83	3.79	3.72	3.84	3.85	4.03	4.11	4.00	4.02	4.12	3.879
경상북도	3.47	3.54	3.77	3.70	3.75	3.87	3.87	3.94	3.99	3.93	3.98	4.09	3.827
경상남도	3.53	3.56	3.70	3.68	3.79	3.89	3.92	4.01	4.06	3.97	3.97	4.08	3.848
제주도	3.54	3.49	3.69	3.75	3.82	4.14	3.99	3.88	3.91	3.85	3.91	4.03	3.834

주: 1) 평균임금은 개개인의 시간당 실질임금률(단위: 천원)의 로그값을 지역별, 연도별로 평균한 값.

2) 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함함.

자료: 임금구조기본통계조사 원자료로부터 필자 재구성

[그림 4-2] 지역-연도별 실업률



주: 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함함.
 자료: KOSIS.

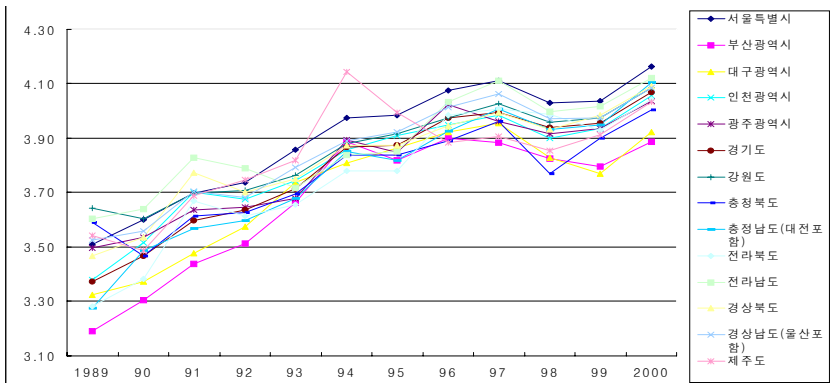
<표 4-2>와 [그림 4-3]은 동 기간 지역별 평균임금에 대한 정보를 요약한 것이다. 지역별 실업률과 비교하여 지역별 임금은 시간의 경과에 따라 그 순위가 다소 바뀌었다. 평균적으로 볼 때 부산광역시의 임금이 가장 낮으며 서울이 가장 높다.

<표 4-2> 지역별 실업률: 1989~2000년

	1989	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	2000	평균
서울특별시	4.2	4.0	3.4	3.3	3.4	2.8	2.6	2.4	2.7	7.6	6.9	4.8	4.0
부산광역시	3.1	3.4	3.3	3.3	4.4	4.2	3.5	3.4	3.9	8.9	9.1	6.4	4.7
대구광역시	2.6	3.0	3.6	3.7	4.1	3.6	2.9	3.2	3.9	8.0	7.1	4.6	4.2
인천광역시	2.8	2.9	2.9	3.2	3.4	2.8	2.2	2.4	3.5	8.3	7.8	5.0	3.9
광주광역시	3.5	3.1	2.9	2.8	4.2	3.8	2.9	2.8	3.2	7.8	7.7	5.6	4.2
경기도	2.9	2.5	1.9	2.2	2.4	2.0	1.5	1.7	2.9	8.2	6.9	3.7	3.2
강원도	1.1	0.9	0.9	0.9	0.8	0.9	0.8	0.7	0.7	3.4	4.1	2.5	1.5
충청북도	0.9	0.8	1.2	1.9	2.1	1.9	1.4	1.2	1.6	4.9	4.2	3.0	2.1
충청남도	1.8	1.6	1.7	1.9	2.3	2.1	1.9	1.7	1.9	5.3	4.6	3.1	2.5
전라북도	1.6	1.2	1.4	2.1	2.4	2.3	1.8	2.2	2.5	5.4	5.2	3.0	2.6
전라남도	1.0	0.9	0.9	1.1	1.6	1.1	1.2	1.0	1.4	4.3	4.1	3.0	1.8
경상북도	1.1	1.0	1.2	1.0	1.5	1.4	1.3	1.1	1.7	4.5	3.8	2.9	1.9
경상남도	1.7	1.6	1.7	1.5	2.2	1.9	1.0	1.3	1.7	5.4	5.3	3.4	2.4
제주도	0.9	0.4	0.8	0.8	1.2	0.8	0.8	0.8	1.1	3.5	3.9	2.5	1.5

주: 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함함.
 자료: KOSIS.

[그림 4-3] 지역-연도별 평균임금



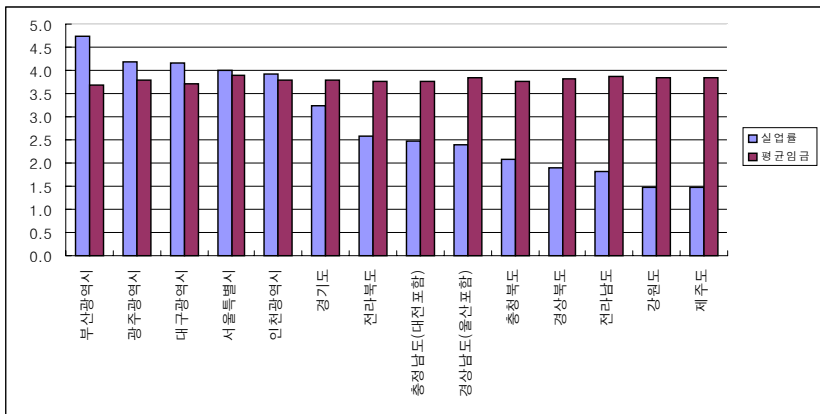
주: 1) 평균임금은 개개인의 시간당 실질임금률(단위:천원)의 로그값을 지역별, 연도별로 평균한 값.

2) 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함함.

자료: 임금구조기본통계조사 원자료로부터 필자 재구성.

[그림 4-4]는 1989~2000년 기간의 평균값을 이용하여 지역별 실질임금과 실업률의 관계를 개괄적으로 묘사한 것이다. 지역별 근로자들의 평

[그림 4-4] 지역별 실업률과 실질임금



주: 1) 평균임금은 개개인의 시간당 실질임금률(단위: 천원)의 로그값을 지역별, 연도별로 평균하고 다시 각 지역 내에서 연도간에 평균한 값.

2) 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함함

자료: 실업률은 KOSIS, 평균임금은 임금구조기본통계조사 원자료로부터 재구성.

균적인 특성을 고려하지 않은 상태에서도 지역별 실질임금과 실업률은 강한 역의 상관관계를 보임을 알 수 있다. 실제로 <표 4-1>과 <표 4-2>의 마지막 열의 수치들을 이용하여 계산된 상관관계는 -0.488로 나타난다.

2. 실질임금의 경기의존성 추정치

여기서는 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 탄력적으로 움직이는가를 추정한다. 궁극적인 목적은 실질임금의 경기 (준)탄력성 추정에 있으나 그 과정에서 앞서 논의한 구성효과의 중요성도 아울러 검증해 보고자 한다. 또한 이러한 실질임금의 경기의존성이 여러 경제·사회 집단 간에 어떻게 다른지를 검토한다.

<표 4-3> 실질임금의 경기 의존성

추정방법	추정결과		
	경기 의존성	표준오차	결정계수
식 (1)	-0.0299 ***	0.0070	0.989
식 (1) + Chocrane-Orcutt	-0.0236 *	0.0113	0.974
식 (2) 구성효과 제거 안함	-0.0306 ***	0.0002	0.174
식 (2) 구성효과 부분적 제거	-0.0321 ***	0.0001	0.647
2단계 추정법 지역더미 포함 안함	-0.0325 ***	0.0041	0.838
2단계 추정법 지역더미 포함	-0.0325 ***	0.0033	0.904

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) <식 (2) + 구성의 효과 부분적 제거>는 연도, 연도제곱, 총실업률, 연령, 성, 고용형태, 근속연수, 근속연수제곱, 교육연수, 사업장규모, 노조 가입 여부, 결혼 여부, 사업장규모, 직종을 통제.

<표 4-3>은 다양한 방법으로 추정한 실질임금의 경기의존성을 요약한 것이다. 우선 임금구조기본통계조사 데이터를 이용하여 1989~2000년 기간의 시간당 임금률에 대한 시계열 자료를 만들었다. 시간당 임금률을

계산할 때에는 우선 개개인의 시간당 임금을 계산한 후 이를 단순평균하였다. 이는 근로시간이 짧은 사람과 긴 사람에 같은 비중을 두고자 하기 위함이다. 12개의 관찰치를 이용하여 식 (1)을 최소자승법으로 추정된 결과 잔차는 높은 1차 자동상관계수를 보였고(-0.501) 추정된 경기의존성은 <표 4-3>의 첫째 행에 나타난 바와 같이 -0.0299(표준오차 =0.0070)로 나타났다.²⁸⁾ 제2행의 수치들은 교란항의 시계열 상관관계를 보정하여 추정된 결과이다. 추정된 경기의존성은 -0.0236으로 실업률이 1%포인트 증가할 때 실질임금은 2.36% 감소하는 것으로 나타났다. 이 수치는 미국의 경우와 비교하면 매우 높은 수치이다. 미국의 경우 거시적 시계열 데이터에 근거하여 같은 방법으로 추정해 보면 경기의존성은 표본기간에 따라 약간 다르나 약 -0.0060(1967~87년 기간)으로 나타난다.

이 추정치가 구성효과를 제거하지 않은 상태에서 얻어진 추정치라는 것을 생각해 보면 우리 나라 노동시장에서의 실질임금은 놀라울 정도로 경기순응적이라고 할 수 있다. 그러나 이 수치를 외국의 경우와 직접 비교할 때에는 몇 가지 고려해야 할 사항들이 있다.

첫째, 임금구조기본통계조사 데이터는 10인 이상의 사업장에 한정되어 있어서 표본의 대표성이 떨어진다는 것이다.²⁹⁾ 둘째, 표본기간의 차이를 들 수 있다. Kniesner and Goldsmith(1987)와 Abraham and Haltiwanger(1995) 등이 언급하였듯이 미국의 경우 1970년대 및 1980년대 (주로 1970년대) 기간이 지배적인 표본기간인 경우 실질임금이 매우 탄력적인 것으로 나타난다. 미국의 경우 그 수치가 약 -0.014라 함은 주로 이 기간의 표본에 해당하는 수치이다. 우리 나라의 경우 과연 실질임금의 경기의존성이 1990년대에 특히 크게 나타나는지에 대해서는 별도의 연구가 필요하다고 본다. 셋째, 과연 실업률이 노동시장의 경기변동을 잘 반영하고 있는가에 관한 문제이다. 우리 나라의 경우 최근의 금융

28) 보고의 간결성을 위해 각 모형으로부터 추정된 실업률의 계수만을 보고하기로 한다

29) 1999년부터는 5인 이상 사업체에 대하여 조사하고 있으나 본고에서는 시계열의 일관성 확보를 위해 자료를 추출할 때 1999년, 2000년에 대해서도 10인 이상으로 한정했다.

위기 이전에는 실업률 변동이 매우 작아 작은 크기의 임금변동도 실업률 변동에 대한 반응 정도를 크게 진폭시켰을 수 있다.

구성효과를 부분적으로나마 제어하기 위해 식 (2)에 관찰할 수 있는 개인 특성변수들을 포함시켜 추정하였다. 포함된 변수들로는 추세선과 실업률 외에 연령, 성, 고용형태, 근속연수, 근속연수제급, 교육연수, 사업장규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장규모, 직종더미, 지역더미 등이다. 추정된 실업률의 계수는 -0.0321 (표준오차= 0.00013)이다. 즉 실업률이 1%포인트 상승할 때 실질임금률은 약 3.21% 감소하는 것으로 나타난다. 이 수치를 구성효과를 제어하지 않았을 때 얻어질 수치와 보다 극명하게 비교하기 위해 식 (2)를 추정하되 관찰할 수 있는 개인 특성변수들을 제외하고 추세선과 실업률만을 포함시켰다. 이 경우 실업률 계수는 앞서 시계열 자료를 이용하여 추정한 경기의존성과 매우 유사한 의미를 갖는다. 유일한 차이는 시계열 자료를 사용했을 때는 ‘평균적인(average)’ 성향을 갖는 사람이 겪는 임금의 경기순행성인 데에 반해 여기서는 ‘전형적인(typical)’ 사람의 경기순행성을 말한다. 추정된 경기의존성은 -0.0306 로 -0.0236 과 -0.0321 사이의 값으로 나타났다.

비록 완전하지는 않지만 구성효과를 제어했을 경우와 제어하지 않았을 경우 실질임금의 경기의존성 차이가 그다지 크지 않다는 사실은 미국의 연구와 비교해 볼 때 다소 놀라운 사실이다. 미국의 경우 노동력구성의 변화효과를 통제했을 경우 탄력성은 통제하지 않았을 경우에 비해 최소 두 배인 것으로 나타났고 이는 한계노동자들의 이동에 의해 설명될 수 있었다. 나아가 구성효과 중에서 개개인의 관찰할 수 있는 변수들과 관련되어 있는 부분이 관찰할 수 없는 변수들과 관련된 부분보다 훨씬 클 수 있다는 것을 생각해 보면³⁰⁾ 관찰할 수 없는 변수들을 제어하더라도 경기의존성의 추정치는 그다지 크게 변하지는 않을 것이다. 미국의 경우처럼 믿을 만한 패널데이터가 존재하지 않는 한 왜 본 연구에서 미국과는 달리 구성효과가 크게 나타나지 않았는가에 대한 체계적인 설명은 어렵다. 다만 여러 가지 직·간접적인 자료에 근거하여 다음과 같

30) 이러한 추론이 가능한 이유는 식 (2)를 추정한 결과 결정계수가 0.647로 높게 나타났기 때문이다.

은 추론을 해 볼 수 있다.

우선 미국과는 달리 노동력 구성변화가 경기변동상에서 그다지 심하지 않을 수 있다. 이를 검증하기 위하여 구분류 및 신분류하에서 건설업과 같이 일관된 시계열 자료 획득이 가능한 산업들만을 산업분류 3단위 수준에서 선택하여 각 산업 고용이 총고용에서 차지하는 비중을 종속변수로 하고 식 (2)에 근거하여 장기 추세와 단기적인 변동으로 구분하여 추정한 결과 실업률의 계수는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.³¹⁾ 통계적인 유의성이 낮을 뿐만 아니라 계수값의 크기도 매우 작았다. 다시 말해 산업분류 3단위 수준의 산업에서는 산업과 비산업 혹은 산업간 노동이동은 활발하지 않거나 활발하더라도 경기변동과는 무관하게 이루어지기 때문에 노동력 구성효과는 크게 나타나지 않을 수 있다.

왜 노동력 구성효과가 크게 나타나지 않는가는 본 연구에서 사용한 데이터의 특성에도 관련이 있다. 임금구조기본통계조사 데이터는 10인 이상 사업장의 상용근로자에 한정되어 있다는 것이다. 상용근로자는 기타 조건이 동일하다면 임시·일용근로자들보다 직업의 지속성이 길어 노동력의 구성을 크게 변화시키지 않는다고 할 수 있다.

또 한 가지 놀라운 사실은 추정된 경기의존성 크기이다. 구성효과를 부분적으로 제어했을 때 그 크기는 -0.0321 로 미국의 수치에 약 2배가 됨을 알 수 있다. 그것도 관찰할 수 없는 개인 특성변수와 관련된 구성효과는 제어하지 않은 상태이다.³²⁾ 미국의 수치와 직접적인 비교를 어

31) 이 검증을 위하여 사용된 데이터는 매월노동통계조사와 경제활동인구조사 데이터이며, 표본기간은 각각 1970~98년과 1970~2000년이다. 그러나 경제활동인구조사 데이터를 이용하여 1989~2000년 기간에 대해 추정하여도 결과는 마찬가지이다.

32) 앞서 언급하였듯이 미국의 경우 개개인의 관찰할 수 없는 변수를 제어하지 않았을 때 총실업률에 대한 탄력성은 약 50% 감소한다. 그러나 한국의 경우 관찰할 수 없는 변수들과 관련된 구성의 효과는 미국의 경우보다는 약할 것으로 추측된다. 본 연구의 경우 개개인의 관찰할 수 있는 변수들을 모두 포함시켰을 때 결정계수의 값은 약 64.7%로 나타났다. 이는 많은 외국의 연구들과 비교해 볼 때 매우 높은 수치임을 알 수 있다. 다시 말해 설명되지 않은 임금률의 변화는 35.5%에 불과하다. 미국의 경우 그 수치는 매우 낮은 것으로 나타난다. 이는 개개인의 관찰할 수 없는 변수들을 고려하지 않음으로써 발생할지도 모르는 구성의 효과가 한국에서는 상대적으로 작음을 시

럽게 하는 요인은 앞서 언급했듯이 10인 미만의 영세사업장을 제외시켰다는 것이다. 물론 이러한 영세사업장에서 종사하는 근로자들의 임금이 덜 탄력적인지는 실증분석을 통해 밝혀져야 할 성질의 것이다. 그러나 이 요인을 고려하지 않는다면 실질임금의 경기의존성이 미국의 경우보다 상당히 크게 나타나고 있는데 이것은 어떻게 설명될 수 있을까?

실질임금의 경기의존성을 설명함에 있어서 고용의 경기의존성을 동시에 고려해야 한다는 점과 관계가 있을 수 있다. 기업은 경기가 변동할 때 이에 대응하기 위한 조절수단을 필요로 한다. 예를 들어 수요가 위축될 때에는 인건비를 줄이기 위한 방편으로 고용 감축이나 임금 삭감을 생각해 볼 수 있다. 기업이 경기변동에 대한 대응수단으로 임금에 주로 호소할 것인가 아니면 고용에 주로 호소할 것인가는 실증적으로 판단해야 할 문제이다. 그러나 과거 우리 나라는 적어도 법적으로는 경영상 해고가 금지되어 있었다. 최근의 금융위기 이후와 비교하여 고용조정의 여지가 작았다는 데에는 이견이 없을 것이다. 이는 바로 기업으로 하여금 경기조절수단으로 임금을 더 사용하게 하는 유인으로 작용했으리라고 생각된다.

경기변동상 고용의 탄력성이 미국과 비교하여 얼마나 작은가를 추정, 비교하기 위해 다음의 식을 생각해 보자.

$$\Delta \ln \left(\frac{E}{P} \right)_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \Delta \ln GDP_t + v_t \quad (8)$$

여기서 종속변수는 15세 이상 인구대비 총취업자수로 정의되는 고용률이고, GDP는 실질국내총생산을 가리킨다. 따라서 β_3 는 고용의 실질국내총생산에 대한 탄력성 즉, 경기탄력성을 가리킨다. 1970~98년 기간 매월노동통계조사 데이터를 이용하여 추정한 결과 고용의 경기탄력성은 0.354(표준오차=0.164)로 나타났다. 즉 실질국내총생산이 1% 증가할 때 고용은 약 0.354% 증가하여 약한 경기순행성을 나타내고 있다. 사실 고용의 경기탄력성을 연구할 때에는 근로자수뿐만이 아니라 근로시간의 변화분도 고려해야 할 것이다. 실제로 근로시간을 이용하여 경기탄력성

사한다.

을 추정할 결과 근로시간은 근로자수와는 달리 탄력성이 거의 0에 가깝게 나타났다.³³⁾ 이로 미루어볼 때 우리 나라의 경우 고용의 경기탄력성은 근로자수의 경기탄력성으로 해석해도 무방하다고 판단된다. 즉 우리 나라의 경우 경기상승기에는 기존근로자들의 근로시간수를 확대하기보다는 추가적인 근로자수의 증가에 의해 노동수요를 맞추게 되며 역으로 하강기에는 근로시간의 단축보다는 근로자수의 감축에 의해 과잉인력을 해소해 왔다.

언뜻 여기서 사용된 데이터가 상용직에 한정되어 있고 상용직의 근로자수가 임시·일용직의 근로자수보다 경기변동상에서 덜 탄력적으로 움직이기 때문에 총근로자의 경기탄력성은 매월노동통계조사 데이터에서 나타난 것보다 더 클 것이라고 예상할 수 있지만 일용직의 고용규모는 경기역행적으로 움직이기 때문에 전체 근로자에 대한 고용탄력성이 0.354보다 클 것이라고 예상하는 것은 타당하지 않아 보인다.

전체 근로자를 대표하는 표본인 경제활동인구조사 데이터의 1970~98년간 자료를 이용하여 식 (8)에 최소자승법을 적용한 결과 고용률의 경기탄력성은 0.173으로 비탄력적으로 나타났으며 통계적으로는 유의미하게 추정되었다.³⁴⁾ 즉 실질GDP가 1% 증가할 때 고용률은 0.173% 증가함을 알 수 있다. 이처럼 고용의 경기탄력성이 매월노동통계조사보다 경제활동인구조사 데이터에서 더 작게 나타난 것은 매월노동통계조사 데이터에서는 제외되는 일용직의 고용이 경기역행적으로 움직이기 때문이

33) 전산업을 포함한 근로시간의 경기탄력성뿐만이 산업별 근로시간의 경기탄력성도 모든 산업에서 계수의 크기 면에서나 통계적인 면에서나 무의미하게 추정되었다. 광업을 제외한 모든 대분류 산업에서의 근로시간의 경기탄력성은 가장 큰 산업이 건설업으로 0.010(표준오차 0.052)이며 광공업 및 건설업을 제외한 대부분의 3차산업에서는 비록 통계적으로는 유의하지 못하나 약하게 경기역행적으로 나타났다. 광업의 경우 추정된 탄력성은 0.166(표준오차 0.081)으로 전혀 무시할 수준은 아니나 광업이 차지하는 총고용규모에서의 비중은 거의 무시할 수준이어서 총 고용변동에의 설명력은 거의 없다고 할 수 있다.

34) 1인당이 아닌 단순한 총취업자수의 탄력성도 0.183으로 매우 유사하게 추정되었다. 이는 단순히 인구수가 경기변동에 따라 변하지 않음을 의미한다. 또한 표본기간을 2000년도까지 확대하여도 고용탄력성은 유사하게 추정되었다.

기도 하지만 경제활동인구조사와 같은 가구조사에는 사업체조사에는 포함되어 있지 않은 농업종사자들이 포함되어 있기 때문이기도 하다. 이러한 우리 나라 고용의 경기탄력성은 미국보다는 훨씬 작으며³⁵⁾ 일본(0.140)과는 비슷하다.

이처럼 고용의 경기의존성이 미국에 비해 작다는 사실은 앞서 설명한 이유로 임금 유연성이 클 수 있는 여지를 마련한다. 결국 우리와 비교하여 미국은 고용조정 여지가 크므로 임金的 경기의존성은 상대적으로 작으며 반대로 우리 나라는 경기변동에 따라 미국과 비교하여서는 상대적으로 임금을 조절수단으로 사용해 왔다고 할 수 있다.

이러한 추측이 타당하다면 최근 금융위기 이후에는 실질임금의 경기의존성이 더 약해졌으리라고 예상할 수 있다. 왜냐하면 최근의 금융위기를 겪는 과정에서 경영상 해고의 허용, 파견근로의 법제화 등 고용조정의 여지를 크게 만들었기 때문이다. 이를 검증하기 위해 식 (2)에 IMF 더미변수(=1, 1998년 이래)와 이 더미변수와 실업률과의 상호작용항을 추가하고 재추정하였다. 그 결과 실업률의 계수는 -0.0483(표준오차=0.00068)이고 상호작용항의 계수는 0.0267(표준오차=0.00076)로 나타나, 최근의 금융위기 후에 실질임금의 경기의존성이 더 작아졌음을 알 수 있다. 다시 말해, 최근의 금융위기 후 고용조정의 여지가 더 커지는 과정에서 임금의 유연성은 상대적으로 더 낮아졌음을 알 수 있다.

앞서 언급한 추정된 계수들의 표준오차 과소 평가 문제를 극복하기 위해 2단계 추정법에 의해 추정하고 그 결과를 마지막 두 행에 기록하였다. 제2단계에서 지역더미를 제어하든 안 하든 추정된 경기의존성은 -0.0325로 같고 다만 추정된 표준오차만이 약간 다르게 나타났다. 이 추

35) Shin(2000)에 의하면 Current Employer Survey를 통한 사업장조사 데이터를 사용할 경우 1964~92년 기간 남자의 고용탄력성은 0.813(표준오차=0.104), 여자의 고용탄력성은 0.592(표준오차=0.111)로 나타났다. 이 수치들은 사업체 조사인 매월노동통계조사 데이터를 이용한 추정치인 0.354와 비교하여 상당히 크며 같은 연구에 의하면 표본기간을 1970년부터로 한정할 경우 탄력성의 크기는 더 커진다. 한편 경제활동인구조사 데이터에 해당하는 Current Population Survey 데이터를 사용할 경우 1970~93년 기간 고용탄력성은 남자의 경우 0.624(표준오차=0.072), 여자의 경우 0.460(표준오차=0.100)로서 0.173보다 역시 훨씬 크다.

정치들은 제1단계에서 개개인의 관찰할 수 있는 변수들을 제어했기 때문에 식 (2)를 이용해서 추정한 경기의존성, 즉 구성효과를 어느 정도 제어한 경기의존성을 의미한다. 결국 추정된 계수는 식 (2)를 이용했을 때와 매우 유사하게 나타났다. 이는 식 (2)의 방법에 의해서도 일치성은 보장되며 표본의 크기가 약 540만명으로 매우 크다는 사실을 생각하면 극히 당연한 결과이다.

다음으로는 이러한 실질임금의 경기의존성이 성별·교육수준별 등 여러 경제·사회 집단간에 어떻게 차이가 나는가를 알아본다. 이를 위해서는 식 (2)에 각 집단을 나타내는 변수와 총실업률과의 상호작용항을 추가한다. <표 4-4>에서는 간결성을 위해 총실업률과 상호작용항의 계수만을 보고하였다. 비록 추정치들의 통계적 유의성은 모든 경우에 있어서 크게 나타나나³⁶⁾ 계수들의 절대값은 대부분 작게 나타나, 실질적인 중요성을 갖지는 못하고 있다. 두 가지 예외적인 경우로서 성(性)과 고용형태를 들 수 있다. 우선 성별로 보면 여성보다는 남성의 경기의존성이 더 크게 나타난다. 총실업률이 1%포인트 증가할 때 실질임금은 여자에게는 약 2%, 남자에게는 약 3.6% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 미국의 경

<표 4-4> 실질임금 경기의존성의 집단별 특성

그룹	총실업률	상호작용항
연령	-0.0103 *** (0.0003)	-0.0006 *** (0.00001)
남자=1	-0.0203 *** (0.0002)	-0.0161 *** (0.0002)
근속연수	-0.0294 *** (0.0002)	-0.0004 *** (0.00001)
교육	-0.0342 *** (0.0003)	0.0006 *** (0.00008)
노조가입=1	-0.0311 *** (0.0002)	-0.0015 *** (0.0002)
관리사무 및 기술근로자=1	-0.0318 *** (0.0001)	-0.0320 *** (0.0009)

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미.

2) 모형에 포함되는 변수들은 <표 4-3>에서와 같음.

36) 물론 앞서 언급했듯이 이러한 통계적 유의성은 과장되어 있을 수 있다.

우와 매우 일치하는 결과라고 할 수 있다. 미국의 경우 Blank(1989), Tremblay(1990), Solon, Barsky, and Parker(1994) 등의 연구에서 보이는 것처럼 남성의 실질임금의 실업률 탄력성은 여성의 그것에 적어도 두 배가 되는 것으로 나타났다.³⁷⁾ 고용형태별로 보면 관리사무 및 기술근로자들의 임금이 생산근로자들의 임금보다 더 탄력적으로 나타난다. 이를 성별 경기의존성과 관련해 보면 남성이 여성과 비교하여 생산직보다는 관리사무 및 기술직에 더 비례적으로 크게 종사하고 있다는 의미도 된다.

3. 임금곡선(Wage Curve)

이제 식 (3), (5) 및 (6)을 이용하여 임금함수를 추정하고 이를 바탕으로 ① 우리 나라 노동시장에서 과연 실질임금과 지역실업률과의 역의 상관관계가 존재하는가, ② 항구적인 지역효과 성분을 제어했을 때와 하지 않았을 때 그 관계가 달라지는가, ③ 최근의 금융위기 후에 그 관계식이 달라졌는가를 논의해 보기로 하자.

Card(1995) 등이 지적하였듯이 Blanchflower and Oswald처럼 임금함수를 추정함에 있어서 종속변수로서 근로소득(earnings)를 사용하면 실업률의 계수를 과대 평가하게 된다. 이것은 실업률과 근로시간이 역의 상관관계를 가지고 있다는 사실에 기인한다. 이에 본 연구에서는 시간당 임금률을 사용한다.

<표 4-5>는 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성을 추정하여 요약한 것이다. 임금함수를 추정할 때 사용한 개인변수들은 앞서 실질임금의 경기탄력성을 추정할 때와 같다. 보고의 간결성을 위해 여기서는 탄력성만을 기술하기로 한다. 몇 가지 흥미 있는 결과가 나타난다. 첫째, 모든 모형에서 추정치는 음으로 나타나 Blanchflower and Oswald(1994)의 발견과 일치한다. 이들은 본 연구에서 사용한 임금구조기본통계조사 데이터를 1971, 1983, 1986년 각 연도에 대해 합성하여(pool) 추정한 결과 산업더미를 포함시키지 않은 경우 $-0.0630(t\text{-값}=70.35)$, 포함시킨 경우

37) 이에 대한 요약으로는 Shin(1999)을 참고.

<표 4-5> 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성

추정방법	추정결과		
	경기의존성	표준오차	결정계수
식 (3)	-0.0244 ***	0.0004	0.645
식 (3) + 지역더미	-0.0164 ***	0.0009	0.649
식 (3) +연도더미 삭제 & 2차형식의 추세	-0.0586 ***	0.0003	0.642
식 (3) + 지역더미 +연도더미 삭제 & 2차형식 추세	-0.1005 ***	0.0005	0.646
2단계 추정	-0.0523 ***	0.0078	0.897
2단계 추정 + 지역더미	-0.0213	0.0183	0.934

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미.

2) 식 (3)에 공통적으로 들어가는 개인특성변수들은 연령, 성, 고용형태, 근속연수, 근속연수제곱, 교육연수, 사업장규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장규모, 직종더미임.

-0.0403(t -값=25.67)을 얻어냈다.³⁸⁾ 이 수치들과 비교할 수 있는 본 연구에서의 수치들은 각각 1행과 2행의 수치들로서 비록 Blanchflower and Oswald(1994)의 추정치보다는 탄력성이 약간 작게 나타나 있다. 그러나 이들의 연구에서 다른 국가들에 대한 추정치가 대부분 -0.1에 가깝게 나타난 것을 보면 우리 나라에 대한 추정치는 본 연구결과와 매우 유사하다고 할 수 있다.³⁹⁾ -0.1과 가장 유사하게 나타나는 경우는 식 (3)을 이용하나 연도더미 대신 추세를 2차 형식으로 제어하고 지역더미를 사용

38) Blanchflower and Oswald(1994)는 지역실업률 대신 산업실업률을 사용하였다. 그들이 사용한 표본기간에는 지역실업률에 대한 정보를 획득하기가 어렵다.

39) 그럼에도 불구하고 본 연구에서의 추정된 탄력성이 Blanchflower and Oswald의 그것보다 작게 나타난 이유는 다음의 두 가지에서 찾을 수 있을 것이다. 첫째는 Shin(1994)과 Card(1995)에서 지적되었듯이 Blanchflower and Oswald는 시간당 임금을 대신 근로소득을 사용하였다. 따라서 그들의 탄력성은 실업률과 근로시간의 역의 상관관계에 의해 과대 평가되는 문제를 안고 있다. 물론 앞서 언급하였듯이 우리 나라의 경우 실업률과 근로시간의 역의 상관관계가 일반적으로 강하지는 않고 또한 Blanchflower and Oswald는 한국에 대해서는 연(年)노동소득 대신 월급여를 사용했기 때문에 그 상관관계는 더욱 작다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 다소나마 본 연구에서 추정된 탄력성을 작게 만드는 방향으로 작용했다고 할 수 있다. 또한 가지는 사용된 표본기간의 차이와 관련되어 있을 수 있다. 그들은 주로 1970년대와 1980년대 데이터를 사용하였지만 본 연구에서는 1990년대 데이터를 사용하였다.

한 경우이다.

실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성이 미국, 영국 등 여러 나라에서 발견된 수치 -0.1 보다 작다는 것, 다시 말해 실질임금이 지역실업률에 대해 우리 나라에서 덜 탄력적이라는 사실은 앞서 발견한 실질임금의 경기순행성이 우리 나라에서 매우 강하게 나타나는 사실과 일관성이 없어 보인다. 두 종류의 추정치 모두 장기적인 효과를 제거하고 일시적인 부분에 대한 탄력성을 다루었기 때문이다. 왜 한국에서는 실질임금이 총 실업률 변화에는 탄력적으로 적응하지만 지역실업률의 변화에는 상대적으로 무디게 조정되는지는 하나의 해결해야 할 숙제로 남는다. 한 가지 추측은 지역노동공급곡선이 미국보다 우리 나라에서 더 탄력적일 수 있다는 점이다. 이는 지역간 노동이동이 우리 나라에서 보다 활발할 경우 발생한다. 그러나 지역간 노동이동 정도를 국가간에 비교하는 것은 상당히 자의적일 수 있어 주의를 요하는 문제이다. 지역을 어떻게 정의하는가에 따라 그 결과가 달라질 수 있기 때문이다.

둘째, 지역더미를 제어할 때가 그렇지 않을 때보다 임금의 지역실업률 탄력성이 작게 나타난다. 이 사실 또한 Blanchflower and Oswald(1994)의 발견과 일치한다. 이는 장기적인 임금곡선(long-term wage curve)이 존재한다는 것을 의미한다. 물론 지역더미를 제어하지 않았을 경우에도 모두 음의 탄력성이 나타나 일시적인(transitory) 임금과 지역실업률 역시 역의 상관관계를 갖는 것으로 나타난다. 이는 미국의 경우와는 대조를 이룬다. 미국의 경우는 장기적으로는 지역실업률과 지역임금 사이에 정의 상관관계가 나타나 Harris and Todaro류의 보상임금가설이 더 설득력을 갖는다. 다만 일시적인 부분에는 음의 상관관계가 존재하여 단기적인 임금조정 과정은 Shapiro and Stiglitz(1984)류의 효율임금가설에 의해 보다 잘 설명된다고 할 수 있다. 우리 나라의 경우는 장·단기 모두에 있어서 임금과 지역실업률은 역의 상관관계를 나타내므로 전반적으로 효율임금가설이 우리 나라 노동시장에서의 임금조정을 잘 설명하고 있다고 할 수 있다. 마지막 두 행에 나타나 있는 수치들은 앞서 설명한 2단계 추정법에 의해 얻어진 추정치들을 나타낸다. 예상했던 대로 표준오차의 과소 평가 문제는 심각하여 2단계 추정법에 의해 얻어

진 추정된 계수의 표준오차는 식 (3)을 이용했을 때보다 훨씬 크게 나타났다. 그러나 이 경우에도 위에 언급한 두 가지 결론은 그대로 보존된다.

제2절에서 언급한 추정오차의 과소 평가 문제를 2단계 추정법에 의해 해결한 결과 추정치는 지역더미를 사용하지 않았을 경우 -0.0523 으로 매우 유의하게 추정되었지만 지역더미를 제어하면 적어도 통계적으로는 유의미하지 못하다.

4. 실질임금의 시간-공간상의 실업률 변화에 대한 조정 과정

마지막으로 실질임금이 경기변동상 그리고 지역간 실업률 변화에 얼마나 조정되는가, 그리고 얼마나 시차를 가지고 조정되는가를 분석하기 위해 식 (7)을 추정한다. 지역실업률은 총실업률로부터의 차이로 나타내며 식 (7)에 총실업률과 지역실업률의 시간지연변수(time-lagged variable)를 포함하였다. 임금곡선을 추정할 때와는 달리 지역실업률에 로그를 취하지 않았다. 그 밖에 다른 개인변수들은 앞의 식 (3)을 추정할 때와 같다. 다만 연도더미 대신 2차 형식의 추세선을 사용하였다. 보다 나은 추정치를 위해서는 식 (1)에 개인고정효과(individual fixed effects)를 허용하고 1차차분(first-difference) 혹은 평균 차분(mean-difference) 등의 방법으로 추정하는 것이 바람직하나 장기간에 걸친 패널데이터가 존재하지 않으므로 식 (7)에서 개개인의 관찰할 수 있는 변수들만을 제어한다. 다만 앞서 언급했듯이 본 연구에서 사용된 변수들만으로도 결정계수가 약 0.65에 이르므로 관찰할 수 없는 변수에 의한 문제가 미국의 경우보다는 덜 심각하다고 할 수 있다.

추정결과는 <표 4-6>에 요약되어 있다. 첫째, 그 특징을 요약하면 다음과 같다. 전반적으로 실질임금은 지역실업률보다는 총실업률에 더 크게 반응한다. 다시 말해 실질임금의 반응 정도는 지역간 실업률 격차보다는 경기변동상에서 더 크게 나타난다. 사실 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성은 지역고정효과를 고려하지 않았을 경우에만 조금 나타나고 지역더미를 제어하면 통계적으로나 그 크기에 있어서나 유의하지 않다. 이는 분명 실질임금이 일차적으로는 지역노동시장에 의해 결정된다는

<표 4-6> 실질임금 경기의존성의 시간-공간 차이

		지역더미 제외		지역더미 사용	
식 (7)	UR(t)	-0.0316*** (0.0001)	0.0301*** (0.0001)	-0.0321*** (0.0001)	-0.0309*** (0.0001)
	UR(t-1)		-0.0138*** (0.0002)		-0.0127*** (0.0002)
	LUR(t)	-0.0067*** (0.0001)	-0.0145*** (0.0004)	0.0006** (0.0003)	-0.0006 (0.0004)
	LUR(t-1)		0.0087*** (0.0003)		-0.0007** (0.0004)
	결정계수	0.643	0.614	0.647	0.618
	F-값	468364	331040	294039	214729
2단계 최소자승법	UR(t)	-0.0345*** (0.0039)	-0.0333*** (0.0039)	-0.0320*** (0.0035)	-0.0315*** (0.0034)
	UR(t-1)		-0.0070 (0.0095)		0.0073 (0.0096)
	LUR(t)	-0.0174*** (0.0036)	-0.0086* (0.0052)	0.0047 (0.0080)	-0.0088* (0.0045)
	LUR(t-1)		-0.0103 (0.0096)		-0.0050 (0.0094)
	결정계수	0.858	0.814	0.904	0.872
	F-값	247.05	107.00	82.95	48.09

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미.

2) 식 (7)에 포함되는 변수들은 연도, 연도제곱, (지역더미), 총실업률, (지역실업률-총실업률), 전기의 총실업률, 전기의 (지역실업률-총실업률), 연령, 성더미, 고용형태, 근속연수, 근속연수제곱, 교육연수, 사업장규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장규모 더미, 직종 더미임.

Blanchflower and Oswald의 주장과는 상반되는 결과라고 할 수 있다. 둘째, 시간지연효과는 총실업률에 대해서만 약하게 나타난다. 하지만 총실업률에 대해서도 실질임금은 전기의 실업률보다는 현재의 실업률에 더 민감하게 반응한다. 셋째, 지역더미를 모형에 포함시킬 경우 총실업률 계수는 변동이 없으나 지역실업률 계수는 양의 방향으로 커진다. 이는 앞서 발견했듯이 장기 임금곡선(long-term wage curve)이 존재함을 의미한다.

추정된 계수의 표준오차의 과소 평가 문제를 해결하기 위해 2단계 최소자승법을 적용한 결과 위의 결과들은 대체로 유지되었다. 다만 두 번

째 결과에 대해 시간지연효과는 지역실업률에 대해서든 총실업률에 대해서든 적어도 통계적으로는 유의미하지 못하게 나타났다. 요약하면 우리 나라 노동시장에서 실질임금은 실업률 변동에 대해 대체로 시차 없이 즉각적으로 반응하며 지역실업률보다는 총실업률에 보다 민감하게 반응한다.

제3절 분석 결과의 요약

본장의 분석에서 발견된 사실들을 요약하면 다음과 같다. 첫째 실질임금은 경기순행적(procyclical)이며 실업률이 1%포인트 하락할 때 시간당 실질임금률은 약 3.25% 상승하는 것으로 나타나, 경기의존성이 매우 크다. 이 수치는 미국의 수치인 1.5%에 약 2배가 되는 큰 수치이다. 그렇다면 과연 실질임금의 경기변동상 유연성이 미국보다 우리 나라에서 더 크다고 결론내릴 수 있는가? 본문에서 논의했듯이 우리 나라의 수치를 미국의 수치와 직접 비교하기에는 표본의 대표성 문제, 표본 기간의 문제, 그리고 관찰할 수 없는 개인 특성들과 관련된 구성효과 문제 등 몇 가지 해결해야 할 문제점들이 있다. 그럼에도 불구하고 3.25%의 수치는 상당히 크다고 판단된다. 왜 임금 유연성이 그렇게 큰가에 대해서는 고용의 경직성과 관련하여 추론해 볼 수 있다. 본문에서 논의하였듯이 과거 우리 나라는 미국과 비교하여 고용의 유연성이 상당히 낮았다고 판단된다. 이는 경기변동에 대한 적응수단이 주로 임금이었을 것이라는 추측을 가능케 한다. 즉 미국과 비교하여 상대적으로 고용이 덜 유연한 우리 나라에서는 경기변동에 대한 적응수단으로서 기업들이 임금조정에 상대적으로 더 호소해 왔던 것으로 판단된다. 같은 우리 나라 노동시장 내에서도 최근의 금융위기 이전보다는 여러 가지 형태로 고용의 유연화가 진행되었던 금융위기 이후에 임금의 경기순행성이 더 작게 나타난다. 아울러 미국과 마찬가지로 실질임금의 유연성은 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타난다.

둘째, Blanchflower and Oswald가 발견하였듯이 우리 나라에서도 임금곡선이 존재한다. 그러나 그 탄력성의 절대값은 0.1보다는 작게 나타난다. 또한 미국과는 달리 지역고정효과를 제어했을 때 탄력성은 더 작아진다. 이는 지역실업률과 지역 평균임금과의 장기적인 역의 상관관계가 존재함을 의미한다. 다시 말해 우리 나라 노동시장에서는 실질임금과 지역실업률의 관계가 항구적인 성분(permanent component)에 있어서나 일시적인 성분(transitory element)에 있어서 음의 상관관계를 가짐을 알 수 있다. 이는 우리 나라 노동시장에서의 임금결정이 효율임금가설에 의해 보다 잘 설명될 수 있음을 시사한다. 미국의 경우는 비록 일시적인 부분에 대해서는 음의 상관관계가 존재하나 장기적으로는 임금과 지역실업률 사이에 정의 상관관계가 존재하며 이 효과가 상당히 지배적이어서 지역더미변수들을 포함시키지 않을 경우 임금과 지역실업률은 정의 상관관계를 갖는다. 장단기 면에서 우리 나라 노동시장에서 임금곡선이 존재한다는 사실은 일단 우리 나라에서의 임금결정방식이 효율임금가설과 부합된다는 것을 의미한다. 즉 실업률이 높을 때 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커지며 이에 따라 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 된다. 반대로 실업률이 낮을 때는 실직 혹은 이직시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율임금을 주게 된다.

셋째, 지역실업률과 총실업률을 동시에 고려했을 때 전반적으로 임금은 주로 총실업률에 의해 결정되며 지역실업률의 효과는 미미하게 나타난다. 지역고정효과를 제어하고 2단계 최소자승법에 의해 추정한 결과에 의하면 총실업률이 1%포인트 증가하면 실질임금은 약 3.15% 감소하나 지역실업률이 총실업률에 상대적으로 1%포인트 증가하면 실질임금은 0.88% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 임금이 일차적으로는 지역노동시장여건에 의해 결정된다는 Blanchflower and Oswald의 주장이 적어도 우리 나라 노동시장에서는 성립하지 않음을 의미한다. 또한 우리 나라에서는 총실업률이든 지역실업률이든 시간지연효과는 거의 없는 것으로 나타난다.

제5장 요약 및 결론

우리는 이상에서 전통적으로 필립스곡선이 정의되는 방식과 실질임금의 실업률 탄력성이 유한한 임금식에서 새롭게 필립스곡선이 정의되는 방식을 살펴보고 각각에서 균형실업률(NAIRU), 명목경직성, 실질경직성 등의 개념이 어떻게 정의되는지를 살펴보았다. 그리고 전통적 필립스곡선의 한계를 이론적 실증적 차원에서 고찰하고 노동시장 구조모형에 입각하여 임금식의 오차수정모형을 추정하였다. 또한 미시자료를 이용하여 임금이 단기적으로 실업률에 어느 정도 민감하게 반응하는지를 살펴보았다. 이제 분석의 결과를 종합하고 확인된 사실과 유념해야 할 사항들을 정리해 보기로 하자.

우리 나라의 임금은 물가에 완전 연동되어 있고 그 적응도 1년 이내에 이루어지는 특성을 보인다. 이는 전통적 필립스곡선적 시각에서 보면 균형실업률이 물가상승률에 영향받지 않는 형태로 존재함을 시사한다. 그러나 임금식의 오차수정모형에서 이러한 특성은 단순히 임금이 물가에 1년 안에 적응하므로 연간자료를 기초로 실질임금식으로 동태적 모형을 구성할 수 있는 출발점이 될 뿐이다.

우리 나라의 임금과 실업률 간에는 장기적 상관관계가 확인되지 않고 실업률은 단기적으로만 임금에 영향을 미친다. 이는 실업률이 우리 나라 임금 추이의 장기적 움직임을 규정하는 요인이라고 보기 어려움을 의미한다. 이때 균형실업률은 기껏해야 임금 추이와는 무관하게 추세적인 견

지에서 정의될 수 있을 뿐이며 균형실업률은 장기적 인플레이션 압력과 는 무관한 지표가 된다.

우리 나라 임금식 오차수정모형 추정 결과를 보면 단기적으로는 실업률이 임금에 영향을 미친다. 그리고 우리 나라에서 그 준탄력성은 0.011 정도로 상당히 높은 수준이다. 이러한 임금식 특성으로 미루어 볼 때 유경준(2000), 신관호(1999), 안주엽·전재식(2000)이 추정한 균형실업률은 장기 인플레이션 압력을 나타내는 지표라기보다는 단기적 인플레이션 압력을 나타내는 지표이다. 하지만 단기적으로 인플레이션 압력이 존재 하더라도 기업의 마크업 조정을 통해 그 압력이 약화될 수 있다는 점에서 실업률 감소를 위한 정부정책의 여지는 존재한다.

실업률이 하락하면 단기에 근로자들의 요구임금 수준이 높아져 임금이 상승한다. 임금 상승은 물가 상승을 압박한다. 우리 나라 기업은 이때 임금 상승을 물가 상승에 그대로 반영하지 않고 마크업을 변화시킨다. 그 결과 물가 압박요인이 해소된 채 실질임금의 상승으로 귀결되는 것이 우리 나라 노동시장의 동태적 특성이라고 추론된다.

한편 제3장에서 추정된 임금의 실업률 준탄력성과 제4장에서 추정된 값 사이에 상당한 차이를 발견할 수 있다. 제3장에서의 임금은 임금의 노동비용을 포함하고 우리 나라 전체 근로자를 포괄하는 피용자보수를 통해 정의되고 있다. 반면 제4장에서의 임금은 10인 이상 사업장 상용직 근로자 임금을 통해 정의되고 있다.

그렇다고 해서 제3장에서 추정된 임금의 실업률 준탄력성과 제4장에서 추정된 값 사이에 상당한 차이가 존재하는 것을 이처럼 상용직 근로자 임금을 고려할 때와 전체 근로자 임금을 고려할 때의 차이에서 비롯하는 것으로 추론해서는 안 된다. 즉 근로자 입장에서 파악되는 임금은 상대적으로 더 실업에 유연하게 적응하는 반면 사용자의 노동비용 개념에 가까운 피용자보수로 정의되는 임금은 실업률에 민감하게 적응하지 않는다고 해석되어서는 안 된다. 오차수정항의 개입 여부에 따라 임금의 실업률 (준)탄력성이 상당폭 달라지기 때문이다. 이에 대해 부연설명해 보기로 하자.

임금과 생산성 간의 공적분 관계를 고려한 오차수정모형 추정식에서

는 임금의 단기 실업률 준탄력성은 0.011 수준으로 나타난다. 설명변수에서 오차수정항을 고려하지 않으면 임금의 단기 실업률 준탄력성은 0.018~0.019에 이른다. 따라서 제3장과 제4장의 실업률 준탄력성이 차이를 보이는 이유는 상용직 근로자 임금을 고려할 때와 전체 근로자 임금을 고려할 때의 차이가 아니라 추정식에 생산성 변수를 고려하느냐의 여부에 의존하는 것을 알 수 있다. 이는 임금의 실업률 (준)탄력성을 추정하기 위해서는 임금에 생산성 변수와 실업률이 미치는 역할에 관한 모형 판단이 중요함을 알 수 있다.

우리 나라에서 임금은 장기적으로 실업보다는 노동생산성에 연동되어 있다. 노동생산성 추이로부터 임금 추이가 괴리되면 그 괴리에 비례해서 실질임금이 조정되는 특성을 보인다는 면에서 우리 나라에서 노동생산성이 실질임금의 장기적 추이를 규정하는 균형화 인자이다. 실질임금의 노동생산성 연동 정도는 장기에서는 0.93에 이르고 단기에서는 0.72에 이른다.

이처럼 실질임금과 생산성 간에 장기적 관계가 확인되므로 임금증가율을 예측할 때에는 임금과 생산성 간의 장기적 공통 추세를 고려하는 오차수정항을 개입시킨 모형이 우월한 모형이라고 판단된다. 따라서 임금의 실업률 (준)탄력성은 오차수정항을 개입시킨 모형에서 추정된 (준)탄력성을 사용하는 것이 바람직하다. 오차수정항이 개입하는 모형이 적절하다면 실업률만을 고려한 모형으로 실질임금의 실업률 탄력성을 평가할 경우 그 크기는 과대 평가된다. 하지만 적절한 오차수정모형에서 추정된 우리 나라 임금의 단기 실업률 탄력성도 0.011로서 미국에 비해서 여전히 높은 수준으로 나타나며 이러한 유연성은 쇼크기의 임금 적응과정을 통해서도 확인할 수 있다.

지난 30년 동안의 실업률 추이를 살펴보면 실업률이 1% 넘게 증가한 시기가 1980년과 1998년 두 번 있었다. 두 시기 모두 성장률이 음(陰)인 시기와 일치한다. 1980년 실업률이 1.4%포인트 증가했을 때 실질임금 수준은 2.2% 감소했으며 실업률이 4.2%포인트 증가한 1998년에는 실질임금 수준이 5.2% 감소하여 우리 나라의 임금은 유연하게 적응했다.

임금 유연성은 실질임금의 실업률 (준)탄력성으로 측정하는 방법이

유일무이한 방법은 아닐 것이다. 임금이 생산성에 연동된 정도를 가지고도 평가할 수 있을 것이다. 임금의 생산성 연동 정도가 높은 것은 소위 내부자-외부자(insider-outsider) 문제의 결과 발생할 수 있다.

그러나 임금이 단순히 생산성에 연동된 정도가 크다고 해서 임금 유연성이 낮다고만 할 수 없는 측면이 존재한다. 실업률이 마찰적 수준에 불과한 상태에서 임금의 생산성 연동 정도가 높다면 그것은 경직적이라고 해석해서는 안 될 것이기 때문이다.

지난 30년 동안 우리 나라의 평균실업률은 3.7%로서 그다지 높은 수준은 아니었다. 관찰기간 동안 생산물가와 소비물가 격차의 역할을 논외로 할 경우 실질임금의 생산성 연동 정도는 1.28이었으며 임금은 평균적으로 생산성 증가율보다 1.3%포인트 높게 증가해 왔다. 충격으로 말미암아 실업이 크게 증가한 시기에 실질임금이 감소한 정도를 살펴보자. 1979~81년에 생산성이 1.2% 증가하는 동안 실질임금은 3.0% 감소했다. 1998년에는 생산성은 1.5% 감소한 반면 실질임금은 5.2% 감소했다.

이는 경제가 충격을 받았을 때 임금의 생산성 연동 정도가 낮아지는 데에서 나아가 아예 생산성 증가에도 불구하고 임금이 감소하거나 생산성 감소시에는 평균적인 연동 정도보다 과잉 적용하는 방식으로 임금이 매우 유연하게 움직였음을 알 수 있다. 이를 보면 우리 나라 노동시장에 내부자-외부자 문제는 없거나 적어도 내부자-외부자 문제로 인해 고실업이 고착화될 가능성은 낮다.

이제 이러한 사실을 염두에 두고 제2장에서 정의했던 실질경직성 지표를 사용하여 우리 나라의 임금 유연성을 측정하는 문제를 평가해 보자. 경제에 충격이 가해질 때 실질임금이 실업률이나 생산성에 반응하는 정도를 보면 우리 나라의 임금 유연성은 높다고 판단된다. 제2장에서 정의했던 실질경직성 지표를 이용하면 제3장의 추정결과 우리 나라 임금의 실질경직성은 단기에는 작지만 장기에는 커서 모순된 것처럼 보인다. 그러나 장기적으로 실업률이 임금에 미치는 영향이 확인되지 않는 이유는 물가식의 마크업 동학을 통해 설명될 수 있다. 따라서 임금의 실질경직성은 임금식의 단기 실업률 (준)탄력성에 의존하여 정의하는 것이 적절하다고 판단된다.

제4장에서는 생산성 변수를 고려하지 않은 채 임금을 오직 실업률과 추세항의 함수로서 정의하고 미시자료를 이용하여 실질임금의 유연성을 측정하였다. 제4장에서 도출되는 임금을 이용하여 균형실업률을 도출할 수는 있겠지만 이때 도출되는 균형실업률은 제3장의 분석이 시사하는 바에 의거해 볼 때 장기적 인플레이션 압력을 나타내는 지표로 해석되어서는 안 된다. 실업률과 임금의 장기적 관계를 추정하는 것이 아니라 오차수정모형과는 다른 방법으로 단기적 관계를 측정하고 있기 때문이다. 생산성 변수가 고려되지 않은 상태에서 임금식의 단기 동학도 실업률의 역할을 다소간에 과대 평가하고 있음에 유념해야 한다.

제4장의 연구는 다음과 같은 점에서 의의를 갖는다.

첫째, 선행연구들과의 비교가 가능함으로써 연구결과는 여전히 우리나라 노동시장의 근본적인 성격을 이해하는 데에 도움을 줄 수 있다. 예를 들어 본 주제와 관련하여 지역노동시장 연구에서는 임금과 실업의 상관관계에 대한 두 가지 상반된 가설이 존재하고 있다.

보상임금가설에 따르면 영속적으로 고실업을 경험하는 지역들은 일정한 수준의 노동력을 유지하려면 보다 높은 임금을 지불해야 하므로 실업률과 임금은 정의 상관관계를 갖게 된다. 반면 효율임금가설에 의하면 실업률이 높을 때는 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커져서 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 되며 반대로 실업률이 낮을 때는 실직 혹은 이직시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율임금을 주게 되므로 실업률과 실질임금은 음의 상관관계를 갖게 된다. 제4장의 연구결과는 두 가설의 타당성 여부를, 나아가 우리나라 노동시장의 성격을 이해하는 데에 도움을 준다.

둘째, 지역임금과 지역고용 및 지역간 노동이동이 실업충격에 어떻게 반응하는가를 조사함으로써 지역노동시장 연구에 도움을 줄 것이라고 기대된다.

미시자료를 이용하여 고찰한 우리나라 임금식 추정에서 밝혀진 주요 발견 사항들은 다음과 같다.

첫째, 총량적인 면에서 볼 때 실질임금은 경기변동상에서 경기순행적(procyclicality)으로 조정되며 미국보다 유연하게 조정되는 것으로 판단된다. 경기변동 과정에서의 실질임금 유연성은 고용의 탄력성과 관련을 갖는 것으로 보인다. 최근의 금융위기 이전보다는 여러 가지 형태로 고용의 유연화가 진행되었던 금융위기 이후에 임금의 경기순행성이 더 작게 나타난다. 이는 금융위기 이전에는 상대적으로 임금이, 금융위기 이후에는 상대적으로 고용이 경기조절 수단으로 사용되었을 것이라는 추측을 가능하게 해준다.

둘째, Blanchflower and Oswald가 발견하였듯이 한국에서도 임금곡선이 존재한다. 그러나 그 탄력성의 절대값은 0.1보다는 작게 나타난다. 또한 지역고정효과(permanent locational effects)를 제어했을 때 탄력성은 더 작아진다. 이는 장기 임금곡선(long-term wage curve)이 존재함을 의미한다. 다시 말해 우리 나라 노동시장에서는 실질임금과 지역실업률의 관계가 항구적인 부분(permanent component)에 있어서나 일시적인 부분(transitory element)에 있어서 음의 상관관계를 가짐을 알 수 있다.

이는 우리 나라 노동시장에서의 임금결정이 효율임금가설에 의해 보다 잘 설명될 수 있음을 의미한다. 즉 실업률이 높을 때 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커지며 이에 따라 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 된다. 반대로 실업률이 낮을 때는 실직 혹은 이직시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율임금을 주게 된다.

셋째, 지역실업률과 총실업률을 동시에 고려했을 때 전반적으로 임금은 주로 총실업률에 의해 결정되며 지역실업률의 효과는 미미하게 나타난다. 지역고정효과를 제어하고 2단계 최소자승법에 의해 추정한 결과에 의하면 총실업률이 1%포인트 증가하면 실질임금은 약 3.15% 감소하나 지역실업률이 총실업률에 상대적으로 1%포인트 증가하면 실질임금은 0.88% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 임금이 일차적으로는 지역노동시장 여건에 의해 결정된다는 Blanchflower and Oswald의 주장이 적

어도 우리 나라 노동시장에서는 성립하지 않음을 의미한다.

넷째, 생산성 변수를 고려하고 임금 변수로서 피용자보수를 이용한 임금식 추정에서와 마찬가지로 상용근로자 임금 자료를 이용한 추정에서도 실질임금은 총실업률에 1년 이내에 적응하며 시간지연효과(lagged effects)는 없는 것으로 나타난다. 마찬가지로 지역실업률에 대해서도 실질임금은 시간 지연 없이 적응하는 것으로 나타난다.

최근의 금융위기를 겪는 과정에서 우리 나라 노동시장에서의 임금체계의 문제점들이 다양한 각도에서 제기되어 왔다. 실질임금이 총실업률이나 지역실업률에 즉각적으로(contemporaneously), 순행적으로(pro-cyclically) 반응한다는 제4장의 발견은 그러한 문제점들이 총량적인 변동에서라기보다는 수준이나 기능적인 유연성 등의 그 밖의 측면에서 찾아져야 함을 시사한다.

참고문헌

- 강주훈·배주한·정옥영 (1999), 「한국의 산업별 Markup과 경기변동에 관한 실증연구」, 『경제학연구』 제47집 제3호, 5-22쪽.
- 김기화 (2000), 「임금·물가·생산성의 순환적 특성과 고비용논쟁」, 『경제학연구』, 제48집 제3호, 235-265쪽.
- 김치호 (1991), 「우리나라의 노동시장모형」, 한국은행, 『조사통계월보』 11월, 19-47쪽.
- 신관호 (1999), 「한국의 실업률 변화와 자연실업률」, 『경제위기와 실업구조 변화』, 한국노동연구원.
- 안주엽·전재식 (2000), 「한국의 균형실업률」, 『분기별 노동동향분석』 제13권 제3호, 한국노동연구원.
- 유경준 (2000), 「균형실업률의 추정과 정책적 시사점」, 한국개발연구원, 『KDI 경제전망』 제17권, 제2호, 87-100쪽.
- 이계식 (1984), 「인플레이기대의 경제적 효과 분석」, 『한국개발연구』 제6권 제3호, 20-54쪽.
- 전성인 (1991), 「명목임금의 추정과 관련된 제모형의 비교연구」, 『KDI 분기별 경제전망』 제10권 제1호, 95-117쪽.
- 정용균 (1995), 「명목임금, 물가, 생산성의 오차수정모형에 관한 연구」, 『경제학연구』 제43집 제2호, 23-35쪽.
- 허재준 (1992), 「공적분이론과 경제의 통계모형」, mimeo.
- Abowd, John M., and Orley Ashenfleter (1981), “Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs, and Compensating Wage Differentials,” in ed., Sherwin Rosen, *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press, 141-170.
- Abraham, Katherine G., and John C. Haltiwanger (1995), “Real Wages and the Business Cycle,” *Journal of Economic Literature* 33

(3): 1215-1264.

Artus, Patrick, and Pierre-Alain Muet (1996), *Théories du chômage*, Paris: Economica.

Barro, Robert J., and David B. Gordon (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model", *Journal of Political Economy* 91: 589-610.

Barro, Robert J., and H. Grossman (1971), "A General Disequilibrium Model of Income and Employment", *American Economic Review* 61: 82-93.

Bils, Mark (1985) "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data," *Journal of Political Economy* 93 (4): 666-689.

Blanchard, Olivier J., and Pierre-Alain Muet (1993), "Competitiveness Through Disinflation: An Assessment of the French Macroeconomic Strategy", *Economic Policy* 16: 12-56.

Blanchard, Olivier J., and Stanley Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MA: MIT Press.

Blanchard, Olivier J., and H. Summers (1987), "Hysteresis in Unemployment", NBER Working Paper, No.2035.

Blanchflower, D.G., and A.J. Oswald (1990), "The Wage Curve", *Scandinavian Journal of Economics* 92: 215-235.

Blanchflower, D.G., and A.J. Oswald (1994), *The Wage Curve*, Cambridge, MA: MIT Press.

Blanchflower, D.G., and A.J. Oswald (1995), "International Wage Curves", in R. Freeman and L. Katz, eds., *Differences and Changes in Wage Structures*, University of Chicago Press.

Blank, M. Rebecca (1989), "Disaggregating the Effect of the Business Cycle on the Distribution of Income," *Economica* 56: 141-163.

Branson, W.H., and J.J. Rotenberg (1980), "International Adjustment with Wage Rigidity", *European Economic Review*, May, 309-332.

- Bratsberg, Bernt, and Jarkko Trunen (1996), "Wage Curve Evidence from Panel Data," *Economics Letters*, 345-353.
- Bruno, Michael and Jeffrey Sachs (1985), *Economics of Worldwide Stagflation*, Oxford: Basil Blackwell.
- Bénassy, Jean-Paul (1976), "Théorie du déséquilibre et fondements microéconomiques de la macroéconomie," *Revue Économique* 27 (5): 756-804.
- Card, David (1995), "The Wage Curve: A Review," *Journal of Economic Literature* 33: 785-799.
- Chan-Lee, James H., David T. Coe and Menahem Prywes (1987), "Microeconomic Changes and Macroeconomic Wage Disinflation in the 1980s", *OECD Economic Studies* 8: 121-157.
- Choi, In (1993), "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *Korean Economic Review*, 9(1-2): 201-232.
- Coe, David T. (1985), "Nominal Wages, the NAIRU and Wage Flexibility", *OECD Economic Studies* 5: 87-126.
- Confais, E., and Pierre-Alain Muet (1994), "Les rigidités du marché du travail", in P-A. Muet(ed), *Le chômage persistant en Europe*, Ch.4, Presses de la FNSP, Collection Références/OFCE.
- Currie, D. (1981), "Some Long Run Features of Dynamic Time Series Models", *Economic Journal*, 91 (363): 704-715.
- Davidson, J.E.H., and D.F. Hendry (1981) "Interpreting Econometric Evidence: the Behavior of Consumers' Expenditure in the UK", *European Economic Review* 16: 177-592.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba, and S. Yeo (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal*, 88 (88): 661-692.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error

- Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica* 55 (2): 251-276.
- Friedman, Milton (1968), “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review* 58: 1-17.
- Gilbert, Christopher L. (1986), “Professor Hendry’s Econometric Methodology”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3): 283-307.
- Gordon, Robert J. (1984) “Wage Price Dynamics and the Natural Rate of Unemployment in Eight Large Industrialized Nations”, Paper Presented at the OECD Workshop on Price Dynamics.
- Gordon, Robert J. (1990), “Phillips Curve Now and Then”, NBER Working Paper, No.3393.
- Groot, W., E. Mekkelholt and H. Oosterbeek (1992), “Further Evidence on the Wage Curve,” *Economics Letters* 38: 355-359.
- Grubb, D., Richard Jackman and Richard Layard (1983), “Wage Rigidity and Unemployment in the OECD Countries”, *European Economic Review* 21: 11-39.
- Hall, Robert (1970), “Why Is Unemployment So High at Full Employment?,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 369-402.
- Hall, Robert (1972), “Turnover in the Labor Force,” *Brookings Papers on Economic Activity* 3: 709-756.
- Hall, Robert (1988), “Examining Alternative Macroeconomic Theories: Comments,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 261-264.
- Harris, John R., and Michael P. Todaro (1970), “Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis,” *American Economic Review* 60 (1): 126-142.
- Hendry, D.F., and J-F. Richard (1982), “On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics”, *Journal of*

- Econometrics*, 20: 3-33.
- Keynes, John M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan.
- Kniesner, Thomas J., and Arthur H. Goldsmith (1987), "A Survey of Alternative Models of the Aggregate U.S. Labor Market", *Journal of Economic Literature* 25: 1241-1280.
- Layard, Richard, Stephen Nickell (1986), "Unemployment in Britain", *Economica*, 53(Special Issue on Unemployment), s121-s169.
- Layard, Richard, Stephen Nickell and Richard Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Ch.1. Oxford University Press.
- L'Horty, Yanick and Florence Thibault (1997), "Le Nairu en France: les insuffisances d'une courbe de Phillips", *Economie et Prévision* 127: 83-99.
- L'Horty, Yanick and Nicolas Sobczak (1997), "Les déterminants du chômage d'équilibre: estimation d'un modèle WS-PS", *Economie et Prévision* 127: 101-116.
- Lilien, David M., and Robert E. Hall (1986), "Cyclical Fluctuations in the Labor Market", in Orley Ashenfelter and Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1000-1035.
- Lindbeck A., and D. Snower (1986), "Wage Setting, Unemployment and Insiders-Outsiders Relations", *American Economic Review*, 76 (2): 235-239.
- Lipsey, R.G. (1960), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957: A Further Analysis", *Economica* 27: 1-31.
- Lucas, Robert (1975), "An Equilibrium Model of the Business Cycle", *Journal of Political Economy* 83: 1113-1144.
- Malinvaud, Edmond (1977), *The Theory of Unemployment Reconsidered*

- ered*, Oxford: Basil Blackwell.
- Malinvaud, Edmond (1980), *Profitability and Unemployment*, Cambridge University Press.
- Manning, Alan (1993), "Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations", *Economic Journal*, 103 (416): 98-118.
- Maurel, Françoise (1989), "Modèle à correction d'erreur: l'apport de la théorie de la co-intégration", *Economie et Prévision*, no.88-89: 105-125.
- Nickell, Stephen (1988), "The NAIRU: Some Theory and Statistical Facts", Ch.17 in Ross David(ed), *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, Blackwell.
- Nickell, Stephen and M. Andrews, (1983), "Real Wages and Employment in Britain", *Oxford Economic Papers* 35: 183-206.
- OECD (1983), *Employment Outlook*, Paris.
- OECD (1996), "The NAIRU: Concept, Measurement and Policy Implication", ECO/CPE/WP1(96)7.
- Phelps, Edmund S. (1970), "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory," in Edmund S. Phelps ed., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: W. W. Norton, 1-23.
- Phillips, A.W. (1958), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957", *Economica* 25: 283-299.
- Sachs, Jeffrey (1979), "Wages, Profits, and Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study", *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 269-319.
- Sargan J.D. (1964), "Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology", in *Econometric Analysis for National Planning*, New York: McMillan. (D. Hendry and

- K.F. Wallis eds. (1984), *Econometrics and Quantitative Economics*, Blackwell에 재수록.
- Sargent, Thomas J. and Neil Wallace (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* 83: 241-254.
- Shapiro, Carl and Joseph E. Stiglitz (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review* 74 (3): 433-444.
- Shin, Donggyun (1994), "Cyclicalities of Real Wages among Young Men," *Economics Letters* 46 (2): 137-142.
- Shin, Donggyun (1999), "An Equilibrium Theory of Wage and Employment Cyclicalities by Gender and by Industry," *Southern Economic Journal* 65 (3): 451-471.
- Shin, Donggyun (2000), "Gender and Industry Differences in Employment Cyclicalities: Evidence over the Post-War Period," *Economic Inquiry* 38 (4): 641-650.
- Solon, Gary, Robert Barsky, and Jonathan Parker (1994), "Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" *Quarterly Journal of Economics* 109 (1): 1-26.
- Solow, Robert M. (1986), "Unemployment: Getting the Questions Right", *Economica* 53 (210)(supp).
- Stockman, Alan C. (1983), "Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages," unpublished manuscript.
- Summers, Lawrence H. "Les Keynesians doivent-ils se passer de la Courbe de Phillips?"
- Tobin, J. (1970), "The Wage Price Mechanism: Overview of the Conference", in *The Econometrics of Price Determination*, Eckstein(ed), Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Tremblay, H. Carol (1990), "Wage Patterns of Women over the

Business Cycle,” *Quarterly Review of Economics and Business* 30: 90-101.

Turner, Dave, Pete Richardson and Sylvie Rauffet (1993), “The Role of Real and Nominal Rigidities in Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study of the G3 Economies”, *OECD Economic Studies* 21: 89-137.

Wagner, J. (1994), “German Wage Curves, 1979-1990,” *Economics Letters* 44: 307-311.

◆ 著者 略歷

• 허재준

- 프랑스 파리10대학 경제학 박사
- 現 한국노동연구원 연구위원

• 신동균

- 미국 미시간대학 경제학 박사
- 現 한양대 교수

임금유연성과 실업

- 발행연월일 2001년 12월 15일 초판
2002년 4월 20일 재판
- 발 행 인 이 원 덕
- 발 행 처 **한국노동연구원**
1510-0110 서울특별시 영등포구
여의도동 16-2 중소기업회관 9층
☎ 대표 (02) 782-0141 Fax (02) 786-1862
- 조판·인쇄 이환기획 (02) 2254-4301
- 등록일자 1988년 9월 13일
- 등록번호 제13-155호

© 한국노동연구원

정가 6,000원

