

연구보고서 | 2005-06

# 한국의 노동수요 구조에 관한 연구

전병유 · 남재량 · 신동균  
최강식 · 이일영 · 조준모



## 책 머리에 부쳐

경제구조가 급변함에 따라 노동수요 구조도 빠르게 변하고 있다. 개방의 확대와 기술변화의 가속화, 제조업 대기업과 금융업의 지속적인 구조조정, 중국의 부상과 대중국 경제교류의 확대 등은 노동수요 구조의 급속한 변화를 초래할 것으로 예측된다.

그러나 이러한 기술변화 및 생산물시장과 금융시장에서의 빠른 변화가 노동시장에 어떠한 영향을 미치는가에 관해서는 많은 연구가 진행되지 못하고 있다. 노동시장 연구는 주로 실업이나 노동공급, 임금의 문제에 집중되는 경향이 있었고, 노동시장이 여타 시장이나 여타 부문과 어떻게 연계되어 있는지에 관해서는 상대적으로 연구가 많이 진전되지 못하고 있는 실정이다.

따라서, 본 연구의 목적은 기술변화, 무역구조의 변화에 따라 노동수요의 근본적 변화가 발생하고 있고, 노동시장과 금융시장의 변화가 노동비용과 자본비용 등에 영향을 줌에 따라 노동수요가 변화하고 있다면, 이러한 변화들과 노동시장의 관계가 어떻게 변화하고 있는지를 분석하는 데 있다. 또한, 노동수요에 대한 연구가 상대적으로 부족한 것은 연구 영역간의 상호 침투가 제한적이거나 관련 데이터가 부족한 데에도 기인하는 것으로 판단하여, 활용 가능한 다양한 부문의 자료들을 상호 연계하여 분석함으로써, 노동수요의 가장 기초적인 파라미터들을 추정하고, 이를 통해 우리나라 노동수요 구조의 기본적인 특징을 밝히고자 하였다.

본 연구에서 주로 다루고 있는 연구 주제는 임금과 고용의 관계(제2

장과, 제3장), 기술변화가 노동시장에 미치는 효과(제4장), 금융시장과 노동시장의 관계(제5장), 동북아 무역구조의 변화의 고용효과(제6장), 자본비용 및 노동비용의 고용효과(제7장) 등이다. 연구 주제들이 매우 다양하고, 경기변동이나 시장제도의 고용효과에 대한 분석과 같이 아직 다루지 못하고 있는 부문도 있지만, 본 연구가 우리나라의 노동수요에 영향을 미치는 제반 요인들을 포괄적으로 검토하는 최초의 시도라고 감히 자부한다.

본 연구는 한국노동연구원의 전병유 연구위원이 전체 연구를 기획·편집하에, 본원의 남재량 연구위원, 한양대의 신동균 교수, 연세대의 최강식 교수, 한신대의 이일영 교수, 숭실대의 조준모 교수 등의 공동작업의 결과이다. 연구 주제의 선정 및 자료의 구축과 분석 등 쉽지 않은 작업을 무난히 처리하여 의미 있는 연구 결과를 도출한 연구진과, 보고서의 출판과 발간에 노고를 아끼지 않은 박찬영 출판팀장, 정철 전문위원, 그리고 보고서의 질을 높이는 데 기여해 주신 내·외부의 심사자 여러분께도 심심한 감사를 드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 필자들의 개인적인 견해로서 한국노동연구원의 공식적인 입장이 아님을 밝혀 둔다.

2005년 7월

한국노동연구원

원장 최 영 기

□□□□□□□□□□□□□□□□□□

## 목 차

### 책머리에 부쳐

요 약 ..... i

제1장 서 론 ..... (전병유) ..... 1

제2장 경제환경 변화와 노동수요의 변화 ..... (남재량) ..... 6

제1절 머리말 ..... 6

제2절 노동수요함수와 탄력성 ..... 8

1. 노동수요함수의 도출 ..... 8

2. 탄력성 ..... 10

제3절 한국의 노동수요함수 추정 ..... 11

1. 자료(data) ..... 11

2. 노동수요함수 추정 결과 ..... 13

3. 탄력성 ..... 15

제4절 소결 ..... 16

### 제3장 임금과 고용: 수요 변화에 대한 기업의 최적 반응

..... (신동균) ..... 18

제1절 서 론 ..... 18

제2절 문헌 연구 ..... 21

제3절 추정 방법 및 데이터 .....	28
제4절 추정 결과 .....	32
제5절 요약 .....	47
<b>제4장 기술변화에 따른 고용구조의 변화 .....</b> (최강식) .....	49
제1절 서론 .....	49
제2절 기술변화의 고용창출 효과에 대한 이론적 논의 .....	51
1. 기술변화가 노동수요에 미치는 영향 .....	51
2. 산업별 기술진보의 지수 .....	53
제3절 기술변화의 고용효과에 대한 실증적 분석 .....	56
1. 산업별 고용흡수력의 변화 분석 .....	56
2. 산업별 기술수준의 변화와 학력간 임금격차 분석 .....	64
제4절 요약 및 결론 .....	74
<b>제5장 금융 압박의 고용효과에 관한 연구 .....</b> (전병유) .....	83
제1절 문제제기 .....	83
제2절 기존 연구 검토 .....	85
1. 이론적 논의 .....	85
2. 실증적 연구 결과 .....	88
제3절 데이터 및 변수 .....	90
제4절 분석 결과 .....	95
제5절 결론 .....	104

제6장 동북아 국가간 무역이 한국의 고용에 미치는 효과 .....	(이일영) .....	106
제1절 문제의 제기 .....		106
제2절 연구 방법과 자료 .....		108
제3절 무역 증대와 생산구조 .....		111
제4절 무역 확대의 고용효과 .....		117
제5절 탈공업화와 무역 .....		120
제6절 직접투자의 효과 .....		123
제7절 요약 및 결론 .....		125
제7장 자본비용과 노동비용 상승의 고용효과에 관한 연구: 한국·중국·일본의 MRVIO 모형을 중심으로 .....	(조준모) .....	127
제1절 서론 .....		127
제2절 분석모형의 설정 .....		131
제3절 자본비용 상승의 고용효과 분석 결과 .....		134
1. 상품시장의 변화 .....		134
2. 무역수지의 변화 .....		136
3. 고용의 변화 .....		140
제4절 노동비용 상승의 고용효과 분석 결과 .....		143
1. 상품시장의 변화 .....		143
2. 무역수지의 변화 .....		146
3. 고용의 변화 .....		149

제5절 결 론 .....	152
제8장 요약 및 결론 .....	(전병유) ··· 157
참고문헌 .....	162

□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□

## 표 목 차

<표 2-1> 추정에 필요한 기초 변수들의 관측 값 .....	12
<표 2-2> 노동수요함수 추정 결과 .....	14
<표 2-3> 탄력성 추정치 .....	15
<부표 2-1> 추정에 사용된 자료 .....	17
<표 3-1> 임금조정과 고용조정 .....	37
<표 3-2> 임금조정과 고용조정: 정의 수요충격 시 .....	40
<표 3-3> 임금조정과 고용조정: 부의 수요충격 시 .....	40
<표 3-4> 임금과 고용조정의 비선형성: 한신정 데이터 .....	42
<표 3-5> 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터 .....	44
<표 3-6> 정의 수요충격 시 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터 .....	45
<표 3-7> 임금과 고용조정 패턴에 있어서의 노조와 비노조 차이 .....	47
<표 4-1> 산업별 기술진보 지수 .....	55
<표 4-2> 고용비중의 추세 회귀분석(1975~2000) .....	58
<표 4-3> 산업별 취업계수의 추세 회귀분석(1975~2000) .....	60
<표 4-4-1> 학력별 취업비중 추세의 회귀분석: 중졸 이하 .....	62
<표 4-4-2> 학력별 취업비중 추세의 회귀분석: 고졸 .....	63
<표 4-4-3> 학력별 취업비중 추세의 회귀분석: 전문대 이상 .....	64
<표 4- 5> 임금방정식(1998~2001): 근로자 전체 Pooled Regression .....	67
<표 4- 6> 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함 .....	70



<표 4- 7> 임금방정식(1998~2001): 남성 Pooled Regression	71
<표 4- 8> 임금방정식(1998~2001): 여성 Pooled Regression	72
<표 4- 9> 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함(남성)	73
<표 4-10> 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함(여성)	74
<부표 4-1> 부문별 고용비중의 추이	76
<부표 4-2> 부문별 취업계수의 추이	79
<부표 4-3-1> 산업별·학력별 고용비중 변화: 중졸 이하	81
<부표 4-3-2> 산업별·학력별 고용비중 변화: 고졸	81
<부표 4-3-3> 산업별·학력별 고용비중 변화: 전문대 이상	82
<표 5- 1> 표본 기초 통계	91
<표 5- 2> 주요 변수들간의 상관관계	95
<표 5- 3> 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: OLS 추정	97
<표 5- 4> 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 일차차분 OLS 추정	97
<표 5- 5> 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 외환위기 전후 구분	99
<표 5- 6> 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 기업규모별	100
<표 5- 7> 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 산업별	101
<표 6- 1> 산업연관표와 OECD 무역통계의 산업분류	111
<표 6- 2> 한국의 무역 확대 벡터	113
<표 6- 3> 국내 생산에 대한 순수출의 비중 변화	114
<표 6- 4> 중국-일본과의 한국 제조업 무역특화지수	116
<표 6- 5> 2000년 제조업 고용유발계수	118
<표 6- 6> 무역으로 인한 고용효과	119
<표 6- 7> 국민경제 중 제조업의 비중	121
<표 6- 8> 탈공업화의 요인에 관한 국제비교	122
<표 6- 9> 제조업공동화와 무역	123
<표 6-10> 명목GDP 중 해외직접투자의 비중	125

<표 7- 1> 한국의 법인세 하락에 따른 생산의 변화 .....	135
<표 7- 2> 한국의 대중국 및 대일본 무역 변화 .....	138
<표 7- 3> 일본의 중국과의 무역수지의 변화 .....	139
<표 7- 4> 한국의 법인세 인하에 따른 한국의 고용 변화 .....	141
<표 7- 5> 한국의 법인세 인하에 따른 일본과 중국의 고용 변화 .....	142
<표 7- 6> 노동비용의 1% 상승이 생산에 미치는 산업별 효과 .....	144
<표 7- 7> 한국 노동비용의 1% 상승이 대중국 및 대일본 무역에 미치는 효과 .....	147
<표 7- 8> 일본의 중국과의 무역수지 변화 .....	148
<표 7- 9> 한국의 노동비용 1% 상승에 따른 한국의 산업별 고용 변화 .....	150
<표 7-10> 한국의 노동비용 1% 상승에 따른 중국과 일본의 산업별 고용 변화 .....	151
<부표 7-1> 산업부문의 분류 .....	156



## 요 약

제1장에서는 노동수요 연구의 의의와 연구의 목적 및 전반적인 개요를 설명하였다.

제2장에서는 경제환경 변화 요인과 노동수요 간의 관계에 대한 기존 연구를 검토하고, 통계청의 『경제활동인구조사』와 노동부의 『매월노동통계조사』 자료를 활용하여 우리나라의 노동수요함수를 추정한다. 임금탄력성, 산출탄력성 및 대체탄력성 등의 파라미터를 추정함으로써 경제환경 변화에 따른 기업들의 미시적 대응 행위의 기본적인 방향과 크기를 추정하고자 하였다. 연구방법으로는, 노동수요함수 추정에 일반적으로 사용되는 비용함수(*generalized Leontief*)를 상정하고 정태적·동태적 노동수요함수를 추정하는 방법을 사용하였다.

제2장의 주요 분석 결과를 보면, 임금이 10% 상승하면 노동에 대한 수요는 1.26~2.53% 정도 하락하고, 노동상대가격이 10% 상승할 경우 자본-노동 결합비율이 3.15~6.33% 높아지는 데 그친 것으로 나타났다. 즉 임금탄력성과 대체탄력성은 그리 크지 않다는 것이다. 반면, 산출량이 10% 증가하면 노동수요가 12~13% 증가하여 탄력적인 것으로 나타났다. 즉 우리나라 기업들의 고용에 관한 의사결정은 가격변수보다는 산출변수에 더 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다.

제3장에서는 기업이 생산물시장에서의 수요 변동에 직면하여 임금, 종업원수, 그리고 근로시간 중 어느 수단을 이용하여 전략적으로 대처해 나가는가를 분석하였다. 즉 경제환경의 변화에 대해 기업들이 실제로 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절 수단으로 사용하는가, 예를 들어 경기하강에 대한 적응수단으로 고용의 감축과

임금의 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장의 체질과 상대적으로 잘 부합되어 왔는가 등을 검토한다. 제3장에서는 주로 한국 신용정보의 『기업정보』와 한국노동연구원의 『사업체패널조사』 자료를 결합하여 사용하였다. 따라서, 수요충격(demand shock)을 측정함에 있어서도 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지 않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석한다. 분석은 임금, 고용, 근로시간을 수요충격 지표인 기업의 매출액 지표에 회귀하는 방법을 사용하였다.

제3장에서 확인된 가장 중요한 결과는 우리나라 기업들이 수요충격에 대해 임금조정보다는 고용조정으로 대응해 나가고 있다는 점을 확인하였다. 그리고, 이렇게 임금이 경직적(rigid)으로 나타나는 이유는 주로 부(-)의 수요충격 시 임금이 하방으로 경직적(downward rigidity)이기 때문이다. 그러나 노동조합이 있는 기업은 비노조기업에 비해서는 고용보다는 임금을 조정 수단으로 활용하는 것으로 나타났다.

한편, 이러한 기업들의 대응 과정이 정(+의 수요충격과 부(-)의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 검토한 결과, 임금조정은 정과 부의 수요충격 시 비대칭(asymmetric)이지만, 고용조정은 정과 부의 수요충격에 대해 대체로 대칭적으로 나타났다. 또한, 임금조정은 매출액 변동률에 비선형으로 나타나는 반면, 고용조정은 선형으로 나타난다. 정의 수요충격 시 임금은 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때는 반응을 하지 않다가 강도가 높아짐에 따라 상향조정의 폭도 점차 증가한다. 이러한 사실들은 우리나라의 기업들이 임금조정에서는 경직적이지만 고용조정에서 매우 유연하다는 점을 보여주는 것으로 판단된다. 한편, 근로시간의 조정은 수요충격과는 대체로 무관한 것으로 나타났지만, 매출액의 감소와 같은 부의 수요충격 시에 근로시간은 유의하게 줄어드는 경향이 나타났다.

제4장에서는 기술변화가 고용과 임금구조에 미치는 영향을 분

석하였다. 단순하게, 기술진보의 정도와 고용의 증감 여부 간의 관계에 한정하지 않고 기술진보의 성격, 상품시장의 성격, 노동공급의 추세, 노동시장의 유연화 정도 등에 따른 노동수요의 변화를 관찰하였다. 본장에서도 고용에 관한 기본 통계를 파악하기 위한 통계청의 『경제활동인구조사』뿐만 아니라, 산업별 취업계수를 계산하기 위한 한국은행의 『산업연관표』, 학력간 임금격차 계산을 위한 한국노동연구원의 『한국노동패널(KLIPS)』, 기타 기술진보의 대변수(proxy)를 찾기 위한 과학기술 관련 여러 문헌 등을 결합하여 사용하였다.

제4장의 중요한 연구 결과를 보면, 우선 업종별로 볼 때, 기술진보가 전반적으로 진행되고 있는 가운데, 상품의 소득탄력성의 정도에 따라서 고용효과가 결정되는 것을 확인하였다. 즉 농림어업, 음식료품 등의 경우 기술진보는 이루어졌으나 상품의 소득탄력성이 크지 않아 고용비중이 감소하였고, 상품의 소득탄력성이 큰 정보통신기술(IT)이나 전자산업에서는 고용비중이 증감을 거듭하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 기술진보가 (상대적으로) 느리게 이루어지면서 상품의 소득탄력성이 큰 서비스산업에서는 고용비중이 지속적으로 증가하고 있다. 이러한 상품 생산량의 변화를 통제한 후 기술진보만의 효과를 파악하기 위해서 취업계수의 변화를 살펴본 결과 모든 산업에서 노동절약적인 기술진보가 이루어지고 있음을 확인하였다. 또한, 거의 전 산업에서 고학력자의 비중이 증가하고 있고, 기술수준이 높은 산업일수록 학력간 임금격차가 더 큰 것으로 나타났다. 또한, 기술의 숙련 편향성을 알아보기 위해 기술변화와 학력간 임금격차의 관계를 검토해 보았는데, 기술수준이 높은 산업에 취업해 있다고 해서 모두 임금을 더 많이 받는 것은 아니고 최소한 교육연수가 12년이 넘는 근로자의 경우에만 임금을 더 받는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 기술변화도 매우 숙련 편향적임을 보여주는 것이다. 이러한 분석 결과는 앞으

로 IT를 포함한 첨단기술의 발전이 이루어질수록 고학력자의 수요가 더욱 커지고 동시에 학력간 임금격차도 확대될 수 있으며, 저학력 근로자의 실업 가능성이 증가할 수 있다는 점을 시사하는 것으로 평가된다.

제5장에서는 금융시장과 노동시장의 관계를 검토하고 있다. 우리나라도 외환위기를 거치면서 금융시장과 노동시장이 밀접한 관계를 가지고 움직이는 것으로 추측되고 있지만, 이에 대해서 분석이 이루어진 적은 거의 없었다고 판단된다. 특히, 1997년 외환위기를 거치면서 기업 부채비율의 강제적 하향조정이 고용에 부정적인 영향을 끼쳤다는 주장이 많이 제기되었다. 그럼에도 이에 대한 실증적인 연구는 거의 제출되지 못하고 있었다. 따라서, 제5장에서는 금융시장 변수가 직접적으로 노동시장에 미치는 효과보다는, 기업의 레버리지(부채 포지션)를 매개로 해서 금융적 요인이 고용에 어떻게 영향을 미치는가를 검토하고 있다. 즉 기업의 레버리지에 따라서 기업의 성과, 특히 고용성과가 달라지는가를 검토하는 것이다. 기업 단위의 미시적인 패널자료를 활용하여, 금융 압박이나 기업의 채무 포지션을 나타내는 변수들을 포함하는 노동수요함수를 추정함으로써 기업의 채무 포지션과 금융 압박(financial distress)이 고용에 관한 기업의 의사결정 행위에 어떻게 영향을 미쳤는가를 분석하는 것이다.

본장에서 사용된 자료는 한국신용평가가 제공하는 『기업재무제표 자료』이다. 분석 결과, 역시 기업의 높은 부채비율(high leverage)은 기업의 고용성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이전이나 이후 거의 동일한 추세로 나타났다. 경기가 좋거나 외형 성장이 지속되는 환경에서는 기업의 높은 부채비율이 투자 및 고용 확대와 선순환 구조를 형성할 것이라는 가설도 잘 맞지 않는 것으로 보인다. 한편, 대기업과 중소기업을 구분해서 볼 경우, 차이가 크게 나타나지 않았지만 상장기업의 경우

높은 부채비율이 초래하는 부정적 효과의 유의도는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 즉 자본시장에서 자본을 조달할 수 있는 여력이 있는 상장 대기업들의 경우, 기업의 부채 포지션이 기업의 영업 활동에 미치는 영향이 상대적으로 크지 않은 것으로 나타났다.

제6장은 중국의 경제적 규모가 확대되고 있는 최근의 변화가 노동수요에 대해서 가지는 함의를 분석하고자 하였다. 한·중·일 동북아 3국의 경제 규모는 전 세계 GDP의 17.7%(2002년)에 달한다. 중국이 세계의 공장으로서 등장하면, 우리나라의 수출이 증가하는 효과도 있지만, 중국으로의 생산기지의 이전에 따른 산업 공동화(hollowing out)의 위기감도 제기되었다. 특히 고용 측면에서는 산업 공동화의 우려가 커지고 있다. 그럼에도 동북아 경제의 확대가 국내 고용구조에 미치는 효과에 대해서는 본격적인 분석이 이루어지고 있지 않다. 본장에서는 우선 동북아 무역-국내고용 간의 관계를 분석함으로써 중국의 부상의 경제적 효과에 대한 실증적 연구의 단초를 제공하고자 하였다. 이를 위해 문제의 범위를 제한하여 중국·일본과의 무역이 최근 국내 고용상황과 구조에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대하여 『산업연관표』를 이용한 실증분석을 수행하였다.

제6장의 분석 결과에 따르면, 1995~2000년간 동북아 역내무역으로 한국에서는 약 21만 개의 일자리가 증가한 것으로 나타났다. 그러나 이러한 일자리의 증가는 대부분 일본과의 무역 확대에 의해 발생했으며, 전기 및 전자기기와 일반기계 부문에 집중되었다. 중국과의 무역에 의해서도 고용이 늘어났으며, 여기에서는 섬유 및 가죽제품, 화학제품의 일자리가 많이 늘어난 것으로 나타났다.

즉 1995~2000년 사이에 동북아 역내 국가와의 무역은 자본이동에 따른 탈공업화와 일자리 소멸의 경향을 완화하는 역할을 한 것으로 평가된다. 따라서 실증적 결과를 토대로 할 때, 동북아 역내무역의 활성화가 국내 제조업 고용 공동화를 유발하고 있다는



인과관계를 말하기는 아직 어렵다고 할 수 있다. 더 일반화하면, 한·중·일 교역의 확대와 동북아 경제공동체의 형성은 우리나라의 고용측면에서도 부정적이지만은 않다고 할 수 있다.

그러나 이러한 분석은 2000년 이전에 한정되어 있는 분석 결과이고, 최근 들어 중국으로의 자본이동이 증가하고 있고, 한·중·일 교역구조도 크게 변화하고 있어, 본장의 연구 결과가 향후 제조업 공동화 가능성을 완전히 부정하는 것은 아니다. 제조업의 경쟁력 강화, 비제조업의 고부가가치화가 진행되지 않는 상황에서 제조업의 쇠퇴 현상이 본격화할 경우, 제조업의 고용기반이 축소되면서 새로운 고용기회는 창출되지 않는 산업 공동화의 가능성은 여전히 열려 있는 것으로 보아야 할 것이다.

제7장은 우리나라 기업들의 자본비용과 노동비용 상승이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 이 장은 특히 실증분석 방법으로는 MRVIO(Multi-Regional Variable Input-Output) 모형을 사용하였다. 기존의 산업연관 분석에서 전통적인 레온티에프(Leontief) 모형을 사용하였으나 고정된 기술계수를 가정하기 때문에 노동비용이나 법인세 변화에 따른 요소가격의 변화가 생산에 미치는 효과를 분석하는 데 한계가 있다. 이에 반해 MRVIO 모형은 요소의 대체를 의미하는 기술계수에 변화를 주기 때문에, 어느 특정 산업의 발달로 인한 비용 감소에 따르는 경제의 영향에 대한 평가가 가능하다. 또한 자료도 아시아 및 태평양 지역의 경제의 흐름을 보여주는 Asian International Input-Output Table를 사용하였다.

분석 결과를 보면, 우리나라의 법인세를 1% 인하할 경우 수출 부문의 생산을 확대하여 고용창출 효과는 약 0.02%인 것으로 나타났다. 우리나라 노동비용이 1% 인상될 경우 고용은 0.0168% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 법인세의 인하와 노동비용 감축 등 기업체의 비용 감소가 국제경쟁력을 제고시켜 무역수지를 개선시키는 효과가 있을 뿐만 아니라 최종적으로 국내의

총고용도 증가시키는 효과를 갖고 있음을 보여준다. 다만, 이 장의 분석은 법인세 인하에 따른 조세수입 감소 등의 부정적 효과는 고려하지 못했다는 점, 자료가 1995년 자료이기 때문에 1992년 대중국 수교 이후 빠르게 변화한 동북아 무역구조를 고려하지 못했다는 한계를 가지고 있다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 우리나라의 노동시장에서는 가격보다는 수량이 큰 역할을 하는 것으로 판단된다. 즉 노동시장의 유연화라는 측면에서, 고용 유연성이 임금유연성보다 훨씬 높고, 기업들도 외부환경 변화에 임금보다는 고용으로 대응하는 것으로 나타났다. 이는 정책적으로도 고용유연화보다는 임금유연화에 더 주목하는 것이 필요하다는 함의를 제시한다고 판단된다.

둘째, 우리나라의 경우 미국을 비롯한 선진국가들에서 나타난 숙련 편향적 기술변화(skill-biased technological progress)라는 현상이 나타나고 있고 이는 노동시장의 양극화를 초래할 가능성이 높다는 분석 결과가 제시되었다. 이러한 기술변화의 구조와 특성이 단기적으로는 피할 수 없는 것이라면, 노동시장의 양극화 현상에 대응하기 위한 공공정책의 필요성이 크다는 정책적 함의가 도출될 수 있다.

셋째, 동북아 역내무역의 확대는 고용에 대해서 긍정적 효과를 가지는 것으로 나타났다. 물론, 동북아 국가간 자본이동이 고용에 미치는 부정적 효과에 관한 가설은 검증하지 못했지만, 궁극적으로 동북아 경제협력 및 동북아 경제공동체의 형성은 거시적으로 볼 때 반드시 부정적이지만은 않을 것으로 판단된다.

넷째, 기업의 재무 건전성을 유지하도록 하는 자본시장 개혁정책은 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 고용의 문제 때문에 기업의 재무 건전성 유지를 위한 제도적 개혁을 늦출 필요는 없는 것으로 판단된다.

제 1 장



서론

“노동수요란 무엇인가? 노동수요는 기업의 노동자에 대해 그들의 고용, 보상, 그리고 훈련에 대해서 고용주가 내리는 모든 의사결정이다 (Hammermesh, 1993).” 즉 노동수요는 최종 재화와 서비스에 대한 소비자의 수요로부터 파생되는 수요이다. 그러나 노동수요에 관한 연구는 생산물수요와 요소가격의 변화에 대한 한계적인 대응으로서의 고용주의 정태적 의사결정에 관한 신고적과적 의미의 노동수요 이상의 의미를 가지고 있다. 기술변화와 시장 자체의 변화가 고용주의 한계적 의미에서의 미시적 의사결정보다 훨씬 더 중요하게 작용할 수 있기 때문이다. 요소시장에서의 가격 변화에 대한 기업의 대응 행위뿐만 아니라, 생산함수 자체를 변화시키는 기술변화와 기업을 둘러싼 다양한 경제적 환경변화가 노동수요의 구조변화에 커다란 영향을 미친다는 것이다.

1997년 경제위기를 계기로 하여 글로벌화와 기술혁신의 압력이 가중되고 있는 상황에서, 제조업 대기업과 금융산업을 중심으로 지속적인 구조조정이 지속됨에 따라 핵심적인 부문에서의 노동수요가 크게 줄고 고용구조도 빠르게 변하고 있다.

예를 들어, 중국의 경제 규모가 확대되고 대중국 무역의 비중이 커지면서 무역 패턴이 변화하고 있고, 중국과의 자본 교류가 확대됨에 따라 제조업 공동화와 이것이 고용에 미치는 영향에 대한 우려도 커지고 있다. 정보통신기술의 빠른 확산으로 산업구조 및 기업의 행위 양식이 바뀜에 따라 기업의 노동수요 구조도 급속히 변화하고 있다.

부문별로는 공공부문의 경우에도 서비스의 효율성 제고를 위한 지속적인 개혁이 추진됨에 따라 고용 및 일자리 구조의 변화도 지속될 것으로 예상된다.

한편, 전통적으로 일자리의 방대한 풀로 인식되고 있는 서비스산업에서도 사업의 대규모화와 근대화에 따른 일자리 구조의 변화가 지속되고 있다. 특히, 최근 들어 내수 침체와 경제구조의 양극화로 인하여 서비스부문의 구조조정도 더욱 가속화되면서 서비스부문의 노동수요 구조도 크게 바뀔 것으로 예상되고 있다. 외환위기 직후 구조조정이 제조업과 금융부문의 대기업을 중심으로 한 제한적인 구조조정이었다면, 지금은 경공업과 서비스업의 중소기업 및 자영업으로까지 구조조정이 확산되고 있다. 우리 경제가 글로벌 시장으로 통합되면서 한계업종이나 서비스업종에서의 중소기업 및 영세자영업의 경쟁력이 시험받고 있는 것이다. 이러한 구조조정의 확산이 우리나라의 노동수요 구조와 일자리 기회에 커다란 영향을 미칠 것으로 판단된다.

그러나, 이러한 기술 및 무역 구조의 변화와 생산물시장과 금융시장에서의 빠른 변화가 노동시장에 어떠한 영향을 미치는가에 관해서는 많은 연구가 진행되지 못하고 있다. 노동시장 연구는 주로 실업이나 노동공급, 임금의 문제에 집중되는 경향이 있었고, 노동시장이 여타 시장이나 여타 부문과 어떻게 연계되어 있는지에 관해서는 상대적으로 연구가 많이 진전되지 못하고 있는 실정이다.

노동수요 및 일자리에 관한 기존의 연구는 연구 주제의 측면에서도 매우 분산적으로 이루어졌다. 기존의 연구로는 전병유(한국노동연구원, 2000, 2001, 2002)와 유경준(한국개발연구원, 2000), 최경수(2002) 등이 있지만, 주로 인력 수요와 공급의 전망, 일자리 창출 및 소멸, 부문별·업종별 인력수급 및 일자리 변동, 노동시장의 유연화와 일자리 창출, 기술혁신과 기업 육성의 고용 효과 등으로 주제가 제한되어 있었다.

따라서, 본 연구는 기술변화, 무역 구조의 변화에 따라 노동수요의 근본적 변화가 발생하고 있고, 노동시장과 금융시장의 변화가 노동비용과 자본비용 등에 영향을 줌에 따라 노동수요가 변화하고 있다면, 이러한 변수들과 노동시장의 관계를 나타내는 주요 파라미터들이 어떠한

구조적 특성을 가지고 있는지를 분석하고자 한다. 노동수요에 대한 연구가 상대적으로 부족한 것은 연구 영역간의 상호 침투가 제한적이거나 관련 데이터가 부족한 데에도 기인하는 것으로 판단된다. 따라서, 본 연구에서는 활용가능한 다양한 부문의 자료들을 상호 연계하여 분석함으로써, 노동수요의 가장 기초적인 파라미터들을 추정하고, 이를 통해 우리나라 노동수요 구조의 기본적인 특징을 밝히고자 한다.

이하 각 장의 연구 주제와 연구 방법론 및 자료를 간단히 요약하면 다음과 같다.

제2장에서는 경제환경 변화 요인과 노동수요 간의 관계에 대한 기존 연구를 검토하고, 통계청의 『경제활동인구조사』와 노동부의 『매월노동통계조사』 자료를 활용하여 우리나라의 노동수요함수를 추정하였다. 임금탄력성, 산출탄력성 및 대체탄력성 등의 파라미터를 추정함으로써 경제환경 변화에 따른 기업들의 미시적 대응 행위의 기본적인 방향과 크기를 추정하고자 하였다. 연구 방법으로는, 노동수요함수 추정에 일반적으로 사용되는 비용함수(Generalized Leontief)를 상정하고 정태적·동태적 노동수요함수를 추정하는 방법을 사용하였다.

제3장에서는 기업이 생산물시장에서의 수요 변동에 직면하여 임금, 종업원수, 그리고 근로시간 중 어느 수단을 이용하여 전략적으로 대처해 나가는가를 분석하였다. 즉 경제환경의 변화에 대해 기업들이 실제로 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절수단으로 사용하는가, 예를 들어 경기하강에 대한 적응수단으로 고용 감축과 임금 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장의 체질과 상대적으로 잘 부합되어 왔는가 등을 검토한다. 제3장에서는 주로 한국신용정보의 『기업정보』와 한국노동연구원의 『사업체패널조사』 자료를 결합하여 사용하였다. 따라서, 수요충격(demand shock)을 측정함에 있어서도 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지 않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석하였다. 주요 분석은 임금, 고용, 근로시간을 수요충격 지표인 기업의 매출액 지표에 회귀하는 방법을 사용하였다.

제4장에서는 기술변화가 고용과 임금 구조에 미치는 영향을 분석하였다. 단순하게, 기술진보의 정도와 고용의 증감 여부 간의 관계에 한

정하지 않고, 기술진보의 성격, 상품시장의 성격, 노동공급의 추세, 노동시장의 유연화 정도 등에 따른 노동수요의 변화를 관찰하였다. 제4장에서도 고용에 관한 기본 통계를 파악하기 위한 통계청의 『경제활동인구조사』뿐만 아니라, 산업별 취업계수를 계산하기 위한 한국은행의 『산업연관표』, 학력간 임금격차 계산을 위한 한국노동연구원의 『한국노동패널(KLIPS)』, 기타 기술진보의 대변수(proxy)를 찾기 위한 과학기술 관련 여러 문헌 등을 결합하여 사용하였다.

제5장에서는 금융시장과 노동시장의 관계를 검토하였다. 우리나라도 외환위기를 거치면서 금융시장과 노동시장이 밀접한 관계를 가지고 움직이는 것으로 추측되고 있지만, 이에 대해서 분석이 이루어진 적은 거의 없었다고 판단된다. 특히, 1997년 외환위기를 거치면서 기업 부채비율의 강제적 하향 조정이 고용에 부정적인 영향을 끼쳤다는 주장이 많이 제기되었다. 그럼에도 이에 대한 실증적인 연구는 거의 제출되지 못하고 있었다. 따라서, 이 장에서는 금융시장 변수가 직접적으로 노동시장에 미치는 효과보다는, 기업의 레버리지(부채 포지션)를 매개로 해서 금융적 요인이 고용에 어떻게 영향을 미치는가를 검토하였다. 즉 기업의 레버리지에 따라 기업의 성과, 특히 고용 성과가 달라지는가를 검토하는 것이다. 기업 단위의 미시적인 패널자료를 활용하여, 금융 압박이나 기업의 채무 포지션을 나타내는 변수들을 포함하는 노동수요함수를 추정함으로써, 기업의 채무 포지션과 금융 압박(financial distress)이 고용에 관한 기업의 의사결정 행위에 어떻게 영향을 미쳤는가를 분석하는 것이다. 제5장에서 사용된 자료는 한국신용평가가 제공하는 『기업채무제표』 자료이다.

제6장은 중국의 경제적 규모가 확대되고 있는 최근의 변화가 노동수요에 대해서 가지는 함의를 분석하고자 하였다. 한·중·일 동북아 3국의 경제 규모는 전 세계 GDP의 17.7%(2002년)에 달한다. 중국이 세계의 공장으로서 등장하면, 우리나라의 수출이 증가하는 효과도 있겠지만 중국으로의 생산기지의 이전에 따른 산업 공동화(hollowing out)의 위기감도 제기되고 있다. 특히 고용 측면에서는 산업 공동화의 우려가 커지고 있다. 그럼에도 동북아 경제의 확대가 국내 고용 구조에 미치는

효과에 대해서는 본격적인 분석이 이루어지고 있지 않다. 제6장에서는 우선 동북아 무역-국내 고용 간의 관계를 분석함으로써 중국 부상의 경제적 효과에 대한 실증적 연구의 단초를 제공하고자 하였다. 이를 위해 문제의 범위를 제한하여 중국·일본과의 무역이 최근 국내 고용상황과 구조에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대하여 『산업연관표』를 이용한 실증분석을 수행하였다.

제7장은 우리나라 기업들의 자본비용과 노동비용 상승이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 이 장은 특히 실증분석 방법으로는 MRVIO (Multi-Regional Variable Input-Output) 모형을 사용하였다. 기존의 산업연관 분석에서 전통적인 레온티에프 모형을 사용하였으나 고정된 기술계수를 가정하기 때문에 노동비용이나 법인세 변화에 따른 요소가격의 변화가 생산에 미치는 효과를 분석하는 데 한계가 있다. 이에 반해 MRVIO 모형은 요소의 대체를 의미하는 기술계수에 변화를 주기 때문에, 어느 특정 산업의 발달로 인한 비용 감소에 따르는 경제의 영향에 대한 평가가 가능하다. 또한 자료도 아시아 및 태평양 지역의 경제의 흐름을 보여주는 Asian International Input-Output Table를 사용하였다.

본 연구는 이러한 다양한 연구 주제와 방법론, 그리고 다양한 자료를 분석함으로써 우리나라의 노동시장 수요 구조에 관한 기본 열개를 짚보려고 하였다. 전체적으로 본 연구에서는 각 연구 주제가 나열적이고 병렬적으로 보일 수도 있지만 노동수요, 특히 고용에 미치는 다양한 요인들을 검토함으로써 우리나라의 전체적인 노동시장 수요 구조의 기본 특징을 밝히고 있다고 판단되고, 향후 종합적이고 구조적인 연구의 기초가 될 수 있다고 생각한다.

## 제 2 장

□□□□□□□□□□□□□□□□

## 경제환경 변화와 노동수요의 변화

## 제1절 머리말

한국의 노동시장에 대한 이제까지의 연구 주제들은 주로 노동공급 측면에 치우쳐져 있다. 높은 성장률을 달성하던 시기에는 인력을 산업 현장에 공급하는 것이 중요한 문제이므로 공급 측면이 부각될 수밖에 없다. 그러나 최근 들어 한국 경제는 많은 급속한 변화들을 경험하고 있으며 이러한 변화들은 주로 노동수요 측면과 밀접하게 관련되어 있다.

세계화의 진전은 기업들을 보다 경쟁적인 상황에 놓이게 함으로써 산출물시장에서 가격수용자로서 역할이 더욱 커졌다. 반면, 국내 요소 시장에서 임금의 상승과 이자율의 하락에 따른 요소상대가격의 변화는 기업의 노동수요 패턴을 변화시킬 수밖에 없다.

세계화에 더하여 정보통신기술을 비롯한 급격한 기술혁신은 기업으로 하여금 과거와 동일한 형태의 생산 패턴을 더 이상 유지하기 어렵게 하고 있다. 이는 곧 요소수요의 변화를 의미한다.

뿐만 아니라 우리는 1997년 말에 발생한 외환위기를 겪으면서 많은 구조적인 변화를 경험하였으며 이러한 변화들은 기업의 노동수요에 큰 변화를 초래할 수밖에 없다. 또한 외환위기 이후 우리 경제가 저성장 시대로 접어듦에 따라 기업의 인적자본관리체계, 따라서 노동수요 패턴에도 큰 변화가 초래되고 있다.



이러한 경제환경 변화와 이에 따른 기업들의 노동수요 패턴에 커다란 변화가 초래되고 있음에도 불구하고 이와 관련된 연구를 찾기 어렵다. 따라서 우리는 한국의 노동수요가 어떠한 모습을 가지며 도대체 어떤 변화를 겪고 있는지를 제대로 파악하지 못하고 있다. 시간 경과에 따른 기술진보가 노동수요에 과연 어떠한 영향을 미치고 있는지 우리는 알지 못한다. 요소상대가격이나 생산 규모의 변화가 이윤극대화 행위의 결과로서 기업의 노동수요에 어떠한 변화를 초래하는지에 대해서도 잘 이해하지 못하고 있다.

따라서 본장은 경제의 전반적인 생산기술 변화에 따른 노동수요 변화, 저성장 시대로 진입함에 따른 기업들의 생산량의 변화와 노동수요 변화, 그리고 세계화를 비롯한 환경 변화에 따른 요소상대가격 변화 등이 노동수요에 미치는 영향을 1990년대를 중심으로 분석하는 것을 연구의 목적으로 한다. 비록 본장의 연구만으로 노동수요에 대한 모든 갈증이 해소되지는 못하겠지만 우리나라 노동시장에서 노동수요에 대한 경험적인 특징들을 찾아나서는 데에 본 연구가 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 생각한다.

구체적으로 본 연구는 한국의 노동수요함수를 추정함으로써 이러한 질문들에 답하고자 한다. 노동수요함수를 추정하고 또 이를 바탕으로 각종 탄력성을 비롯한 다양한 요인들에 대해 검토하고 있는 국내 연구는 찾아보기 어렵다. 예외적으로 장현준(1986)과 김중수(1987)는 노동수요함수를 직접 추정하고 있으며, 김치호(1991)도 연구의 일부에서 노동수요 측면을 구체적으로 고려하여 실증분석을 하고 있다. 정진호 외(2004)는 노동수요함수를 추정하고 있지는 않지만 노동수요 측면을 고려하여 분석하고 있다.

한국에서와 달리 미국과 유럽 등의 외국에서는 노동수요에 대한 연구들이 풍부하게 존재할 뿐만 아니라 이에 대한 지속적인 연구가 이루어지고 있다. 가장 대표적인 연구자 가운데 한 명이 Hamermesh(1993)이다. 그리고 가장 최근의 연구로 Bernal and Cardenas(2004)의 분석을 들 수 있다. 이들은 콜롬비아를 대상으로 노동수요함수를 추정하고 노동수요 결정요인을 알아보고 있다. 본 연구도 이들 연구와 마찬가지로

매우 일반적인 형태의 생산함수를 상정하여 도출되는 노동수요함수를 추정하고자 한다.

제2장은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제2절은 추정에 필요한 노동수요함수를 비용함수로부터 도출하고 이로부터 얻을 수 있는 탄력성 등에 대해 알아본다. 제3절은 도출된 수요함수를 바탕으로 설정된 회귀 방정식을 한국의 자료를 사용하여 추정하고 그 의미를 해석한다. 제4절은 이상의 분석을 요약해서 정리하고 노동시장에 대한 함의를 도출함으로써 제2장의 연구를 마무리한다.

## 제2절 노동수요함수와 탄력성

### 1. 노동수요함수의 도출

노동수요함수 추정에 흔히 사용되는 일반적인 비용함수는 다음과 같은 일반화된 레온티에프(generalized Leontief: GL) 비용함수이다.<sup>1)</sup>

$$C(P, Y, t) = Q \sum_i \sum_j b_{ij} p_i^{\frac{1}{2}} p_j^{\frac{1}{2}} + Q^2 \sum_i \alpha_i p_i + Y t \sum_i \gamma_i p_i \dots (1)$$

여기서  $Y$ 는 산출을 나타내며,  $p_i$ 는 투입  $i$ 의 가격, 그리고  $t$ 는 시간을 나타낸다. 요소시장이 경쟁적이어서 기업들이 가격수용자로서 행동한다면 기업의 비용극소화 요소수요함수는 Shepard's lemma를 사용하여 다음과 같이 도출할 수 있다. 단, 여기서  $X_i$ 는 요소  $i$ 의 수요량이다.

1) 생산함수가 아닌 비용함수로 접근하는 이유는 생산함수를 사용할 경우 도출되는 노동수요함수에 자본스톡이 포함되게 되는데 어디에서나 그렇듯이 우리나라에서도 자본스톡에 대해서는 측정 오차의 문제가 큰 것으로 인식되고 있기 때문이다. 비용함수를 사용할 경우 자본스톡 자료의 사용을 피할 수 있다.

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial p_i} = \sum_j b_{ij} \left( \frac{p_{jt}}{p} \right)^{\frac{1}{2}} Y + \alpha_i Y^2 + \gamma_i Y t \dots\dots\dots(2)$$

요소수요는 다음과 같이 투입-산출의 비율의 형태로 표현할 수도 있다.

$$\frac{X}{Y_t} = \sum_j b_{ij} \left( \frac{p_{jt}}{p} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_i Y_t + \gamma_i t \dots\dots\dots(3)$$

이 식에서 알 수 있듯이 투입-산출 비율의 변화는 다음의 세 가지 요인에 의해 초래될 수 있다. 첫째, 우변 첫째 항에 있는  $(p_j/p_i)$ 로 표시된 요소상대가격의 변화이다.  $b_{ij}$ 가 모두 0이 아니라면 요소상대가격은 투입-산출 비율을 변화시킨다. Diewert(1971)는 모든  $i \neq j$ 에 대해서  $b_{ij} = 0$ 이라면 GL 비용함수는 요소간의 대체가 없는 고정계수 생산기술, 즉 레온티에프 생산기술이게 됨을 보인 바 있다.

둘째, 모든  $i$ 에 대해  $\alpha_i$ 가 0이라면 생산함수는 CRS이게 된다. 그러나  $\alpha_i$ 가 0이 아니어서 생산함수가 동조적(homothetic)이지 않다면  $Y$ 로 나타나 있는 생산 규모에서의 변화에 의해 투입-산출 비율이 변하게 된다.

셋째, 기술의 변화이다. 모든  $i$ 에 대해  $\gamma_i$ 의 값이 0이 아니라면 시간에 따른 기술변화에 의해 산출에 대한 요소투입 비율은 달라질 수 있다. 만약 모든  $i$ 에 대해서  $\gamma_i = 0$ 이라면 요소증대적(factor augmenting) 기술변화는 발생하지 않게 된다.

이상의 논의를 바탕으로 우리는 추정을 위한 노동수요함수로 식 (3)을 사용할 것이다. 구체적으로 우리는 계수  $b_{ij}$ ,  $\alpha_i$ , 그리고  $\gamma_i$ 에 관심을 가지고 있다.

## 2. 탄력성

식 (3)을 추정하면 이를 바탕으로 몇 가지 탄력성을 구할 수 있다. 먼저, 추정된  $b_{ij}$ 들에 근거하면 우리는 요소  $i$ 의 자기임금탄력성(own wage elasticity for factor  $I$ )  $\eta_{ii}$ 을 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\eta_{ii} = - \frac{Y \sum_{j \neq i} b_{ij} \left( \frac{p_i}{p_j} \right)^{\frac{1}{2}}}{2X_i} \dots\dots\dots (4)$$

또한 투입  $i$ 와 투입  $j$  간의 Hicks-Allen 편대체탄력성(partial elasticity of substitution)도 쉽게 계산할 수 있다. 즉  $s_j$ 를 투입  $j$ 의 비용비중(cost share)이라 하면 GL 기술의 경우에서  $\sigma_{ij}$ 는 다음과 같이 표현될 수 있다. 모든  $i \neq j$ 에 대해서

$$\sigma_{ij} = \frac{\frac{Y}{2X_i} b_{ij} \left( \frac{p_i}{p_j} \right)^{\frac{1}{2}}}{s_j} \dots\dots\dots (5)$$

이 경우 대체탄력성이 시간에 걸쳐 일정하게 유지되는 것은 아니다. 위 식에서 보듯이 실제로 대체탄력성의 값은 투입들의 수량과 가격 및 산출에 따라 달라진다.

마지막으로 투입  $i$ 의 산출에 대한 탄력성  $\epsilon_i$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다. 만약 기술이 CRS라면 산출탄력성은 1이 된다.

$$\epsilon_i = 1 + \frac{a_i Y^2}{X_i} \dots\dots\dots (6)$$

### 제3절 한국의 노동수요함수 추정

#### 1. 자료(data)

이제 앞 절에서 유도된 노동수요함수를 추정하는 데에 필요한 자료(data)에 대해 살펴보자. 다음의 <표 2-1>은 이를 정리한 것이다. 식 (3)의 좌변에 있는 요소-산출 비율은 종속변수로 사용될 변수로서 이를 계산하기 위해서는 산출량과 노동투입량 자료가 필요하다. 표에 있는 1인당 실질 GDP는 국민계정의 GDP를 생산자물가지수로 디플레이트하여 실질로 변환한 후 통계청의 『경제활동인구조사』에 있는 취업자수로 나눈 것이다. 실제 추정 시에는 이 변수의 역수를 사용할 것이다. 잘 알려진 바와 같이 취업자 1인당 실질 GDP는 1998년을 제외하고는 모든 연도에서 지속적으로 증가하고 있다.

다음으로 필요한 자료는  $(p_j/p_i)$ , 즉 요소상대가격이다. 본장은 자본과 노동 두 투입요소만 고려하고 있으므로 노동비용과 자본비용에 대한 자료가 필요하다. 먼저 노동비용은 임금으로 파악하기로 하고 노동부의 『매월노동통계조사』상의 자료를 생산자물가로 디플레이트하여 실질로 바꾼 후 1989년을 기준으로 지수화하였다. 표에 제시되어 있는 실질임금지수는 이렇게 구한 것이다. 이 역시 산출과 마찬가지로 1998년을 제외하고는 모든 연도에서 증가하고 있다.

이제 자본비용에 대한 자료가 필요하다. 자본비용의 추정에도 많은 논의들이 있으나 본 연구는 단순하게 시장 이자율을 사용하고자 한다. 회사채 수익률과 국채 수익률에서 생산자물가 상승률을 제하여 실질 이자율로 바꾼 것이 표에 제시되어 있는 결과이다. 표를 보면 이들 이자율 변수 역시 외환 충격에 매우 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다. 1997년까지 실질이자율이 지속적으로 하락하여 왔으나 1998년에 그 값이 급락하였고 1999년에 다시 급등하였으며 이후에 다시 하락하는 모습을 보여준다.

〈표 2-1〉 추정에 필요한 기초 변수들의 관측 값

	1인당 실질 GDP	실질 임금지수	회사채 수익률 (실질)	국채 수익률 (실질)	차입금 의존도	차입금 평균이자율 (실질)
1989	12.3	1.00	13.7	13.0	-	-
1990	13.9	1.15	12.3	10.9	-	-
1991	15.6	1.29	14.1	11.7	44.51	8.20
1992	17.0	1.46	14.1	12.9	47.18	10.20
1993	18.6	1.59	11.1	10.5	46.75	9.62
1994	20.5	1.79	10.2	9.6	44.54	8.68
1995	23.5	1.88	9.1	8.7	44.76	7.03
1996	25.0	2.04	8.6	8.6	47.66	7.97
1997	26.0	2.07	9.5	8.4	54.22	6.75
1998	24.3	1.78	2.9	0.7	50.83	1.29
1999	26.6	2.05	11.0	9.8	42.75	13.64
2000	27.4	2.18	7.3	6.3	41.22	8.45
2001	29.0	2.32	7.6	6.2	39.77	9.94
2002	31.1	2.60	6.9	6.1	31.71	7.95
2003	32.1	2.77	3.2	2.3	28.30	4.60

자료: 한국은행(국민계정, 기업경영분석), 통계청(경제활동인구조사), 노동부(매월노동통계조사).

추가적으로 한국은행의 『기업경영분석』에 있는 차입금 의존도와 차입금 평균 이자율을 제시하였는데 이는 자본비용에 대해 다양한 자료를 만들어 활용하기 위한 노력이다. 즉 회사채나 국채 수익률을, 차입금 의존도를 가중치로 사용하여, 차입금 평균 이자율과 가중평균한 것을 자본비용으로 볼 수도 있다.

실제로 본 연구는 회사채 수익률과 국채 수익률 외에도 회사채 수익률과 차입금 평균 이자율의 가중평균, 국채 수익률과 차입금 평균 이자율의 가중평균 등 모두 네 가지 변수를 요소상대가격 계산에 사용하고 있다.<sup>2)</sup> 차입금 평균 실질이자율 역시 회사채 수익률이나 국채 수익률

과 유사한 모습을 보인다. 단, 차입금 평균 이자율 자료는 1991년부터 가용하므로 이 자료를 사용하는 경우 1989년과 1990년은 분석 기간에서 제외된다.

이렇게 구한 자본비용을 지수화하고 실질임금지수로 나눈 값을 요소상대가격으로 사용한다. 한편 식 (3)의 우변에 설명변수로 들어가는 산출량 변수 역시 실질 GDP를 지수화하여 사용한다.<sup>3)</sup>

## 2. 노동수요함수 추정 결과

다음의 <표 2-2>는 식 (3)을 앞에서 설명한 자료들을 사용하여 추정한 결과이다. 표의 첫째 열은 요소상대가격 계산에 사용한 네 가지 이자율을 명시하고 있다. ‘회사채 가중평균’과 ‘국채 가중평균’은 각각 회사채와 국채를 차입금 평균 이자율과 가중평균한 경우를 나타낸다. 또한 표의 첫째 행은 회귀방정식의 우변에 있는 독립변수들을 나타낸다.

이들 독립변수들 가운데 ‘외환 충격더미’란 1998년 이후이면 1의 값을 부여하고, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한 더미변수이다. 앞에서 보았듯이 추정에 사용될 모든 변수들이 외환 충격에 뚜렷이 반응하고 있기 때문에 이를 회귀모형에 반영하기 위해 더미변수를 추가한 것이다.

표의 괄호 안에 있는 p-값에서 보듯이 계수 추정치들은 대부분 유의하다. 다만, 요소상대가격 계산에 회사채 수익률이 아닌 다른 자료를 사용하였을 경우 요소상대가격의 계수 추정치들은 유의하지 않다. 이러한 점을 제외하면 네 가지 경우의 회귀분석에서 얻은 결과들은 매우 유사하다.

먼저, 회사채 수익률을 사용한 경우를 보면 요소상대가격 평방근의 계수 추정치가 정(+ )의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 자본과 노동이 서로 대체관계에 있음을 알려준다. 즉 노동에 대한 자본 상대가격

2) 단, 차입금 의존도와 차입금 평균 이자율은 제조업에 대한 것이다. 이는 전 산업에 대한 차입금 의존도와 차입금 평균 이자율이 존재하지 않기 때문이다.

3) 추정에 사용된 자료들에 대한 보다 자세한 정보는 <부표 2-1>에 별도로 제시하였다.

〈표 2-2〉 노동수요함수 추정 결과

	요소 상대가격	산출량 지수	시간 추세	외환충격 더미	R <sup>2</sup>	DW
회사채 수익률	0.037 (0.0378)	0.056 (0.0235)	-0.014 (0.0210)	0.037 (0.0141)	0.99	2.11
국채 수익률	0.022 (0.141)	0.077 (0.002)	-0.019 (0.002)	0.050 (0.001)	0.99	2.07
회사채 가중평균	0.027 (0.111)	0.064 (0.024)	-0.016 (0.026)	0.039 (0.036)	0.98	2.04
국채 가중평균	0.020 (0.188)	0.075 (0.008)	-0.018 (0.009)	0.046 (0.013)	0.98	1.97

주: 단, ( ) 안의 값은 p-값을 나타냄.

의 상승은 노동-산출 비율을 높인다는 것으로 자본가격이 상대적으로 비싸지면 노동투입 비중을 높인다는 것이다. 다른 경우에서도 유의하지는 않지만,  $b_{ij}$ 의 추정치는 모두 양(+) 값을 가지며 그 크기도 비슷하다.

산출량에 대한 계수 추정치 역시 양(+)의 값을 가지는 것으로 추정되었다. 요소상대가격 계산에 사용하는 변수와 관계없이 추정치가 모두 유의하고 양(+)이며 크기도 매우 유사하다. 이는 생산 규모의 증가가 노동-산출 비율을 높임을 의미한다. 즉 생산이 많아지면 노동투입 비율이 증가한다는 것이다. 이는 생산함수가 CRS가 아님을 알려주는 결과이기도 하다.

시간 추세에 대한 계수 추정치 역시 매우 유의하며 추정치의 부호가 모두 음(-)의 값을 가진다. 즉 시간이 지남에 따른 기술진보는 노동투입 비율을 줄이는 역할을 하고 있는 것이다. 이는 1990년대에 진행된 기술진보가 노동투입 비율을 줄이고 자본투입 비율을 높이는 역할을 하는 노동절약적(labor saving) 기술진보의 성격을 가짐을 의미한다.

외환 충격 더미변수도 역시 모든 경우에서 매우 유의하며 양(+)의 값을 가진다. 이는 외환위기가 다른 요인들을 통제한 상태에서 노동-산출 비율을 미약하지만 높이는 역할을 하였음을 알려준다. 현재의 분석만으로는 더 이상의 추가적인 언급을 하는 데에 한계가 있지만, 이는



비정규 근로의 증가와 밀접하게 관련되어 있을 것으로 생각된다.

### 3. 탄력성

이제 노동수요함수에 대한 위와 같은 추정 결과를 바탕으로 몇 가지 탄력성들을 구해 보자. <표 2-3>은 <표 2-2>에 있는 계수 추정치와 <부표 2-1>에 있는 각 변수들의 평균값을 사용하여 탄력성을 구한 결과를 정리한 것이다.

먼저, 자기임금탄력성을 보면 -0.253에서 -0.126의 범위에 있는 것으로 추정된다. 즉 임금이 10% 상승하면 노동에 대한 수요는 1.26~2.53% 정도 하락한다는 것이다. 이는 우리나라에서 기업들의 노동수요가 임금이 그다지 민감하지 않는 비탄력적인 특성을 지니고 있음을 알려준다.

다음으로 대체탄력성을 살펴보자. 표에 제시한 결과는 노동소득분배율이 60% 정도이므로,  $s_j$ 를 0.4로 보고 계산한 것이다. 표에서 보듯이 대체탄력성은 0.315~0.633 사이의 값을 가지고 있다. 즉 노동상대가격( $w/r$ )이 10% 상승할 경우 기업은 상대적으로 비싸진 노동을 보다 저렴해진 자본으로 대체하게 되는데 이에 따라 자본-노동 결합 비율( $K/L$ )이 3.15~6.33% 높아진다는 것이다. 이 역시 비탄력적이다.

<표 2-3> 탄력성 추정치

	자기임금탄력성	대체탄력성	산출탄력성
회사채 수익률	-0.253	0.633	1.227
국채 수익률	-0.146	0.365	1.313
회사채 가중평균	-0.166	0.415	1.260
국채 가중평균	-0.126	0.315	1.305

주: 단, 대체탄력성은  $s_j$ 를 0.4로 하여 계산한 결과임.

한편 산출탄력성은 1.2~1.3 정도여서 탄력적인 것으로 추정된다. 이는 산출량이 10% 증가하면 노동에 대한 수요는 12~13% 증가함을 의미하는 것으로 비탄력적인 임금탄력성이나 대체탄력성과 구분되는 특징이다.

## 제4절 소 결

본장에서는 우리나라의 노동수요함수를 추정함으로써 노동수요에 대한 특징들을 찾고자 노력하였다. 일반화된 레온티에프 비용함수를 상정하고 관련 자료들을 사용하여 추정한 결과는 경제이론에서 예측하는 바와 일치하였으며 추정치들은 대부분 0과 유의하게 다른 것으로 나타났다.

추정된 계수를 바탕으로 탄력성들을 구하여 보면 임금이 상승할 경우 노동에 대한 수요가 줄어드는 정도를 나타내는 자기임금탄력성은 매우 작은 값을 가지는 것으로 나타난다. 대체탄력성은 임금탄력성보다 그 값이 크기는 하나 역시 비탄력적인 것으로 추정되었다. 반면 산출탄력성은 탄력적인 것으로 나타나 고용량은 산출량의 변화에 상당히 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다. 이는 우리나라 노동시장이 산출량의 변화에 대해 고용량을 탄력적으로 조정하는 형태로 반응하고 있음을 알려주는 중요한 결과이다.

뿐만 아니라 최근 들어 급속하게 진행된 정보통신기술의 발전을 비롯한 기술진보는 노동을 절약하는 형태의 기술진보인 것으로 나타난다. 이는 일각에서 말하는 고용 없는 성장이 노동시장에서 현실화되고 있을 가능성을 암시한다. 또한 외환위기 이후 노동-산출 비율이 오히려 다소나마 높아진 것으로 나타나는데 이는 아마도 비정규 근로 활용의 증가와 밀접하게 관련되어 있는 것으로 판단된다.

〈부표 2-1〉 추정에 사용된 자료

	실질생산	총취업 자수	노동 -산출 비율	회사채 수익률 지수	국채 수익률 지수	회사채 가중평균 지수	국채 가중평균 지수	불변 생산액 지수
1989	216,789	17,560	0.081	1.000	1.000	-	-	1.000
1990	251,119	18,085	0.072	0.777	0.728	-	-	1.158
1991	290,229	18,649	0.064	0.798	0.701	0.777	0.777	1.339
1992	322,441	19,009	0.059	0.702	0.685	0.731	0.788	1.487
1993	358,523	19,234	0.054	0.506	0.509	0.568	0.625	1.654
1994	406,801	19,848	0.049	0.415	0.413	0.464	0.506	1.876
1995	479,373	20,414	0.043	0.354	0.359	0.380	0.419	2.211
1996	522,231	20,853	0.040	0.307	0.325	0.355	0.401	2.409
1997	550,600	21,214	0.039	0.336	0.314	0.338	0.359	2.540
1998	483,619	19,938	0.041	0.117	0.031	0.101	0.056	2.231
1999	540,306	20,291	0.038	0.389	0.369	0.515	0.551	2.492
2000	578,665	21,156	0.037	0.244	0.222	0.311	0.324	2.669
2001	625,249	21,572	0.035	0.237	0.206	0.319	0.327	2.884
2002	689,782	22,169	0.032	0.192	0.180	0.241	0.253	3.182
2003	711,387	22,139	0.031	0.084	0.065	0.113	0.106	3.281
평균	468,474	20,142	0.048	0.431	0.407	0.348	0.366	2.161

주: 단, '회사채 가중평균 지수'와 '국채 가중평균 지수'는 각각 회사채와 국채 수익률을 차입금 의존도를 가중치로 하여 차입금 평균 실질 이자율과 가중평균한 뒤 이를 지수화한 것임.

## 제 3 장

□□□□□□□□□□□□□□□□

## 임금과 고용: 수요 변화에 대한 기업의 최적 반응

## 제1절 서론

일자리 창출 내지 실업과 관련된 논의에서 임금의 역할은 빼놓을 수 없는 중요한 요소다. 전통적인 수요이론에 따르면 노동의 한계실물생산이 체감하는 상황에서 노동의 수요는 임금과 역의 상관관계를 맺게 된다. 이에 따라 최저임금의 상향 조정과 같이 특정 집단을 임금 상승을 통하여 돕고자 하는 어떠한 정책도 그 유효성 평가에 있어서는 임금 상승에 따라 추가적으로 파괴되는 일자리를 반대급부로서 고려해야 한다. 달리 표현하면, 정부의 정책에 의한 인위적인 임금조정 자체가 비자발적인 실업을 만들어 낼 수 있다는 것이다.

한편 많은 케인지언 및 뉴케인지언(New Keynesian) 이론들은 실물시장의 변동에 실질임금이 유연하게 조정되지 못하기 때문에 비자발적인 실업이 발생한다고 믿어 왔다. 케인지언들은 이 임금의 경직성이 상대임금효과나 화폐 환각(money illusion)에 의해 발생한다고 믿었으며 Ball et al.(1988) 등 뉴케인지언들은 임금이나 물가의 경직성이 암묵적 계약, 불완전 정보, 효율임금, 메뉴 코스트(menu costs), 불완전 경쟁 등에 기인한다고 보았다. 한편 Delong and Summers(1988)과 Ball et al.(1988)을 포함한 많은 연구들은 임금의 경직성의 본질은 임금의 하방 경직성으로 보고 있다. 결국 임금과 고용 변동에 관한 노동시장의 현실

이 어떠한지에 따라 정부 개입의 정당성 여부가 달라질 것이다.

실질임금이 경기변동상에서 경직적인지에 대한 연구는 매우 풍부하게 진행되어 왔다. 전통적으로는 고용은 경기변동상에서 유연하게 조정되어 가고 있는 데에 반해 임금의 변화는 경기변동과는 무관하거나 그 상관성이 매우 약하다고 믿어 왔다. Lilien and Hall(1986)도 고용과 임금의 거시 시계열데이터(aggreagte time series data)를 분석해 보면 많은 나라의 경우 고용은 상당히 경기순응적(procyclical)으로 움직이는 반면 실질임금의 변화는 거의 없는 것으로 나타나므로 단순한 수요-공급 모델은 임금과 고용의 동시적인 움직임을 설명할 수 없다고 하였다. 그러나 최근 패널데이터에 근거한 많은 실증분석 논문들은 실질임금의 경기순응성이 거의 없다는 위와 같은 결론은 데이터를 잘못 해석한 데서 오는 통계적 환상임을 밝히고 있다. 흔히 말하는 구성의 효과(composition effects) 때문에 거시 시계열데이터를 통해서도 실질임금의 경기변동상의 움직임을 제대로 읽어 낼 수 없다는 것이다. Bils (1985)와 Solon, Barsky, and Parker (1994) 등은 패널데이터를 이용하여 이러한 구성의 효과를 제거한 결과 실질임금은 상당히 경기순응적으로 나타남을 밝혔다. 이러한 발견은 다시 거시노동시장의 경기변동이 수요-공급 이론에 의해 설명될 수 있음을 시사한다.

그러나 이러한 논의들은 임금의 경직성 내지 유연성을 다룸에 있어서 임금의 변동 과정 자체만을 연구하였지 고용변동과의 연계하에서 연구가 진행된 것이 아니어서 그 시사점은 매우 제한적이라고 할 수 밖에 없다. 예를 들어 패널데이터를 이용하여 실질임금의 경기순응성을 연구한 무수한 연구들이 한결같이 미국의 경우 실질임금은 1970~80년대에 매우 경기순응적으로 움직인다고 하였는데 사실 거시적으로 보면 1980년대에는 어느 때보다 고실업을 겪은 시기이며 실업률의 등락 폭도 어느 시기보다 컸다. 왜 실질임금이 경기변동상 그렇게 유연하게 움직였는데 실업률은 그렇게 높은 수준을 유지하였으며 노동시장은 안정을 찾지 못했을까?

사실 실질임금의 경직성 내지 유연성에 대한 보다 의미 있는 접근방법은 임금변동을 고용변동과 함께 분석하는 것이다. 예를 들어 부의 수

요충격(negative demand shock)에 직면하여 기업들은 노동의 수요를 감축함과 동시에 임금의 하향조정 압력을 증가시킬 것이다. 만약 노동조합의 왕성한 활동, 정부의 규제 등을 요인으로 임금이 하방으로 경직적이라면 기업들은 원하는 수준보다 높게 유지된 임금하에서 보다 큰 고용조정을 통하여 수요충격에 대응할 것이다. 이 경우 임금의 하방경직성은 비자발적 실업을 낳게 된다. 그러나 다른 한편, 노동조합의 교섭력 약화는 임금의 하향 조정뿐만이 아니라 고용의 하향 조정까지 동시에 허용하게 하여 임금조정과 고용조정은 같은 방향으로 작용할 수 있으며, 비자발적 실업은 임금이 하방으로 경직되어 있을 때와 비교하여 덜 심각할 수 있다. 중요한 점은, 특정 이론의 사실 여부를 떠나서 임금과 고용에 매우 유기적으로 연결되어 있어서 두 변수의 변동에 대한 분석은 동시에 이루어져야 한다는 것이다. 보다 중요하게는 임금조정과 고용조정은 기업의 전략변수이기 때문에 이에 대한 실증분석도 기업 단위의 데이터에 근거하여 이루어져야 한다는 점이다. 경제환경의 변화에 대해 기업들이 실제로 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절 수단으로 사용하는가? 예를 들어, 경기 하강에 대한 적응수단으로 고용 감축과 임금 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장의 체질과 상대적으로 잘 부합되어 왔는지에 대한 연구는 학문적으로 뿐만 아니라 일자리 창출 등 다양한 정책에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

본장에서는 기업이 수요 변동에 직면하여 임금, 근로자수, 그리고 근로시간 중 어느 수단을 이용하여 전략적으로 대처해 나가는가를 연구한다. 수요충격(demand shock)을 측정함에 있어서도 제3장에서는 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지 않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석한다. 또한 그러한 기업들의 적응 과정이 정(+의 수요충격과 부(-)의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 분석하며 나아가 산업별·기업규모별, 그리고 노조유무별로 그 적응 패턴이 상이한가를 분석한다. 제2절에서는 본 연구와 관련된 기존의 문헌들을 간략히 소개하며, 제3절에서는 분석방법과 데이터를 소개한다. 제4절에서는 추정 결과를 제시하고 이러한 결과들이 갖는 학문적 및 정책적 시사점에 대해 논한다. 제5절에서는 본 연구의 주

요 발견을 요약한다.

## 제2절 문헌 연구

실질임금의 경직성과 관련된 연구 자체는 방대하게 진행되어 왔다. 우선 외국의 경우, 임금이 실업률에 얼마나 유연하게 혹은 경직적으로 반응하는가에 대한 연구는 상당히 오래 전부터 다양한 각도에서 진행되어 왔다. 이러한 기존의 연구를 크게 나누면 ① 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 탄력적으로 조정되는가와 ② Blanchflower and Oswald 류의 임금곡선(wage curve)에 대한 연구를 들 수 있다.<sup>4)</sup> 우선 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 유연하게 움직이는가는 장기간 거시·노동 분야에서 가장 큰 관심사 중의 하나였다. 오랫동안 적어도 이론적으로는 Keynes나 고전경제학자들이나 모두 실질임금이 경기역행적(countercyclical)이라는 데에 동의를 해왔다. 그 논리는 간단하다. 단기에 자본스톡은 불변이고 시장이 경쟁적이라면 경기상승에 따른 고용의 확대는 노동의 한계생산성을 체감하도록 하고 그에 따라 실질임금도 낮아진다는 것이다. 예를 들어 케인스도 일반이론에서 고용의 증대는 실질임금의 감소를 동반해야만 이루어질 수 있다고 했다.

실증적 연구를 보면, 과거 오랫동안 거시 시계열데이터에 근거하여 거시경제학자들은 실질임금이 경기와는 무관(acyclical)하거나 약하게 경기순응적(procyclical)이라고 주장하여 왔다. Lilien and Hall(1986)와 Blanchard and Fischer(1989:19) 등의 연구를 대표적인 예로 들 수 있다. 이러한 실증분석 결과들은 거시경제학 이론의 발전에 상당한 영향을 미쳐 왔다. 일반적으로 고용은 상당히 경기순응적으로 움직이는 데에 반해 실질임금은 그렇지 못하다는 발견은 거시경제학자들로 하여금<sup>5)</sup> 실질임금과 고용의 경기변동상에서의 움직임을 설명함에 있어서

4) 그 외에 실업률과 임금변동의 관계를 다루는 필립스 곡선(Phillips curve)에 대한 연구도 포함될 수 있다.

수요-공급에 근거한 이론들을 포기하는 방향으로 작용하였다. 물론 실증분석 결과들은 실질임금이 경기역행적이라는 주장도 반박하고 있다. 이에 따라 Keynes(1936)나 Friedman(1968)과 Phelps(1970)류의 이론에서 보여지는 것처럼 안정적인 노동수요곡선과 이동하는 유효노동공급곡선(effective labor supply curve)에 근거한 설명들도 데이터에 의해서 뒷받침되지 않는다고 할 수 있다.

왜 실질임금이 상당히 경기순응적이지는 못한가에 대한 하나의 대안적인 설명으로 안정적이면서도 상당히 탄력적인 노동공급곡선과 이동하는 노동수요곡선을 그 기본 분석도구로 제시할 수도 있다.<sup>5)</sup> 그러나 최근 패널데이터에 근거한 많은 연구들은 거시 시계열데이터에 나타난 실질임금의 탄력성이 노동력 구성의 효과(composition effects)를 고려하지 못함으로써 실제의 탄력성을 과소평가하고 있다는 점을 밝히고 있다. 그 논리는 다음과 같다. 경기상승기에는 많은 한계노동자들이 추가적으로 고용되며 이들은 기존의 노동자들과 비교하여 인적자본의 숙성도가 낮다. 그러나 미국의 대표적인 노동통계기관인 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)에서 만들어 내는 거시 시계열데이터는 매년 변화하는 노동력 구성의 효과를 전혀 고려함이 없이 특정 연도의 임금을 그 연도에 지불된 임금총액을 총근로시간수로 나누어 계산한다는 것이다. 따라서 경기상승기에 추가적으로 고용되는 한계노동자들을 포함하여 계산한 평균임금은 실제의 임금상승분을 과소평가하게 되며, 역으로 경기하강기에는 한계노동자들이 우선적으로 유출됨으로써 이들을 제외하고 평균임금을 계산하면 실제의 임금하락분을 과소평가한다는 것이다.

실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서 구성의 효과가 심각하다는 사실은 Raisian(1979)과 Stockman(1983)에 의해 처음으로 지적되었다. 그 후 Bills(1985)를 필두로 하여 최근의 Solon, Barsky, and Parker(1994)의 연구에 이르기까지 수십 편의 패널데이터에 근거한 실증분석 연구들은 실질임금이 구성의 효과를 제거할 경우 경기변동상에서 상당히 경기순응적(procyclical)이라고 결론지었다. Solon et al.(1994)의 연

5) 예를 들어 Lilien and Hall(1986).

6) 이에 대해서는 Hall(1988:261~262)의 연구를 예로 들 수 있다.



구에서 잘 요약되어 있듯이 이 연구들은 대체로 일관성있게 실질임금은 실업률이 1%포인트 증가할 때 약 1.4~1.5% 감소한다고 보고하고 있다.<sup>7)</sup>

임금의 경직성 연구와 관련된 두 번째 주제로는 1990년대 초부터 많은 논란을 불러일으켜 왔던 Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)을 들 수 있다. 임금곡선이란, 임금과 지역실업률 사이에 존재하는 음의 상관관계를 말하는 것으로 Blanchflower and Oswald (1990, 1994, 1995, 이하 연도 생략)에 의해 경험적으로(empirically) 발견된 사실이다. 임금과 지역실업률과의 상관관계는 일차적으로 지역노동시장에서의 직업 사정이 임금에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다는 맥락에서 연구되어 왔다. 임금과 지역실업률과의 상관관계에 대해서는 두 가지 대립되는 이론이 존재한다. Abowd and Ashenfelter(1981)류의 보상임금가설에 따르면 영속적으로 고실업을 경험하는 지역들은 일정한 수준의 노동력을 유지하려면 더 높은 임금을 지불해야 하므로 실업률과 임금은 정의 상관관계를 갖게 된다. 이에 따라 Harris and Todaro(1970), Hall(1970, 1972) 등은 지역실업률과 임금은 정의 상관관계를 가진다고 하였다. 이에 반해 Shapiro and Stiglitz(1984)류의 효율적 임금가설에 따르면 실업률이 높은 지역에서는 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커지며 이에 따라 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 된다. 반대로 실업률이 낮은 지역에서는 실직 혹은 이직 시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율임금을 주게 된다. 이에 따라 다른 조건이 동일할 경우 임금과 실업률은 부(-)의 상관관계를 갖게 된다. 어느 가설이 더 타당한지의 여부는 실증분석을 통해 결정되어야 할 것이다.

실증분석 연구들을 살펴보면 Blanchflower and Oswald 외에도

7) 허재준·신동균(2002)은 한국의 경우도 비록 거시 시계열데이터상에서는 임금과 실업률과의 관계가 매우 미약하게 나타나는 데에 비해 미시 데이터상에서는 임금의 실업률에의 반응 정도가 상당하다는 점을 보였다.

Card(1995), Groot, Mekkelholt, and Oosterbeek(1992), 그리고 Wagner (1994) 등은 임금곡선이 존재한다고 결론내렸다.<sup>8)</sup> 추정치의 크기 면에서 기존의 실증분석 연구들은 대체로 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성이  $-0.1$ 에 가깝다고 결론을 내리고 있다. 즉 실업률이 1% 증가할 때 실질임금은 0.1% 작아진다는 것이다. 이 수치는 실질임금의 경기순응성에 대한 추정치  $-0.014 \sim -0.015$ 와 비슷하다고 할 수 있다. 결국 두 추정치 사이의 차이는 실업률에 로그를 취하느냐 아니냐에 있다. 임금곡선의 추정에서는 로그를 취하는 것이 관례였고, 실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서는 로그를 취하지 않는 것이 관례였다. 사실 실질임금의 총실업률에 대한 경기순응성을 추정함에 있어서 총실업률에 로그를 취하고 추정할 경우 그 절대값이 약 0.08을 약간 상회하는 것으로 나타나 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성(0.1)과 상당히 유사함을 알 수 있다.<sup>9)</sup>

한편 경기변동상 고용 유연성에 대한 연구로는 Clark and Summers (1979), Solon, Barsky, and Parker(1994), and Shin(2000) 등을 들 수 있는데 이들 모두는 미국의 경우 고용은 경기변동상에서 매우 경기순응적으로 변동되어 가며 그 정도는 실질임금의 경기순응성보다 더 크다고 하였다. 한편 Solon et al.은 경기변동상 근로시간의 경기순응성은 그다지 크지 않다고 하였다. 이상에서 소개된 연구들 외에도 임금과 고용의 탄력성 및 경직성에 대한 연구는 상당히 많으나 이들의 공통점은 모두 임금의 탄력성과 고용의 경기순응성을 독립적으로 분석하고 있다는 점이다.

8) 신동균·전병유(2002)는 임금함수에 총실업률과 지역실업률을 동시에 포함시키고 분석한 결과 실질임금은 지역실업률보다는 일차적으로 총실업률에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다.

9) 그러나 이 유사성을 당연한 것으로 받아들여서는 안 될 것이다. 우선 이론적으로 볼 때 지역간 노동이동으로 말미암아 지역노동공급곡선은 총노동공급곡선보다 더 탄력적이 되며 이는 다른 조건이 같을 경우 실질임금의 지역실업률에의 반응정도를 총실업률에의 반응 정도보다 작게 만들 것이다. 추정 과정에서도 위에 언급한 두 부류의 연구들은 개개인의 관찰할 수 없는 특성들의 통제 문제, 근로시간의 고려 문제 등 여러 가지 면에서 차이를 보이고 있다. 보고서의 간결성을 위해 이에 대한 자세한 논의는 생략한다.

임금조정과 고용조정과의 관계를 동일한 분석 틀 속에서 직접적으로 다룬 이론들을 그다지 많지는 않은데 이들을 소개하면 다음과 같다. 우선 Freeman(1977)은 노동의 수요-공급 모형에 근거하여 수요 혹은 공급 측면에서의 충격에 임금과 고용이 어떻게 조정되어 가는가를 설명하였다. 그의 모형에서는 임금의 경직성에 대한 가정은 없으며 다만 노동공급이 보다 탄력적일수록 수요충격에 대한 임금조정은 미약하게 나타나며 이 경우 고용조정은 보다 크게 이루어진다. 한편 Fisher(1977)는 노동조합의 활동으로 임금이 기업에게 외생변수로 간주될 경우 그리고 이에 대해 고용주가 고용조정으로 대응을 할 것이며 이 경우 임금조정에 비해 고용조정의 변동폭은 더욱 커진다고 하였다. 이들의 공통점은 수요충격에 대한 임금과 고용의 반응이 수요가 증가할 때와 감소할 때 비대칭적으로 나타난다는 것이다. 임금과 고용이 수요 증가와 감소에 비대칭적으로 반응할 경우는 오직 노동공급곡선이 비선형일 경우이며 이 경우 임금이 비대칭적으로 반응하는 만큼 고용도 비대칭적으로 반응한다는 것이다. 다만, 그 방향은 반대로 나타나서 임금조정과 고용조정은 역의 상관관계를 갖게 된다는 것이다.

한편, 대부분의 경직적 임금모형(sticky wage models)들은 임금이 정적 수요충격이나 부의 수요충격에 매우 미약하게 반응한다는 가정을 하고 있다. 예외적으로 Holmstrom(1983)은 복수 기간 최적계약 모델(multi-period optimal contract model)을 통하여 고용과 실질임금은 근로자들의 고용변동에 대한 보험에 의해 하방으로 경직되어 있다고 설명하고 있다. 이에 따르면 수요충격에 대한 임금과 고용조정의 크기는 정적 상관관계를 가지며 두 변수의 수요 상승과 하락에 대한 비대칭적인 반응의 방향은 같다고 하였다. 한편 효율임금과 내부자-외부자 모형에 대한 최근의 연구 또한 비대칭성이 협상 과정에서 내생적으로 결정된다는 데에 맥을 같이한다. Lindbeck and Snower(1988)는 임금이 수요가 하락할 때에는 반응을 하지 않지만 수요의 상승과 함께 올라간다고 하였다. 반면 고용은 수요 하락에 따라 감소하나 수요 증가 시에는 반응을 하지 않는다고 하였다. 즉 고용과 임금이 모두 비대칭적으로 반응을 하나 그 방향은 정반대라고 하였다.

한편 노조기업이 비노조기업과 비교하여 수요변동에 대한 적응수단으로 임금조정을 더하는지 아니면 고용조정을 더하는지에 대해서는 상반된 주장들이 존재한다. 이는 근본적으로 노조의 목적함수가 무엇인가와 관련된 질문이라고 할 수 있다. Pencavel(1991)은 노조는 기본적으로 고용안정을 추구하는 집단인데 그 이유는 감량경영시 해고가 일부의 젊은 근로자에 집중되는 것을 저지함으로써 노조의 정치적 영향력을 유지하기 위함이라고 하였다. 노조가 고용안정을 추구하는 것만큼 기업으로 하여금 수요 변화에 대한 적응수단으로서 근로시간 조정, 나아가 임금조정까지 허용하려고 할 것이다(이는 소위 median worker theory에 반하는 주장으로서 이에 의하면 노조는 경기하강기에 발생하는 고용조정 비용이 근속연수 기준(seniority rule)에 의해 젊은 근로자들의 해고를 통하여 조달되기를 원한다). 노조들은 또한 임금 프리미엄을 누릴 뿐만 아니라 비노조원과 비교하여 많은 부가급부(fringe benefits)를 누리고 있기 때문에 기업은 단기적인 경기상승기에 이러한 상당한 규모의 고정비용을 회피하기 위해 신규 근로를 추구하기보다는 기존 근로자의 근로시간을 상향조정하려고 할 것이다. 실제로 Freeman and Medoff (1984)에 따르면, 노조 임금은 상당히 경직적이라는 일반 상식과는 달리 노조들은 명목임금의 삭감을 상당한 규모로 받아들여 왔다.

그러나 노조의 존재가 임금조정을 보다 경직적으로 만든다는 주장도 있다. 노조의 존재는 임금계약을 더 장기로 체결하도록 하고 임금을 노동생산성보다는 연공서열과 연계시키려고 하기 때문이다. 이 경우 임금이 경직적인 만큼 기업은 경기조절 수단으로 고용조정을 택할 것이다. 더 나아가, 노조의 정치적 역량을 강조하는 사람들은 임금조정과 고용조정이 노조의 선택 사항이 아니라 협상력에 따라 결정될 성격의 것이기 때문에 협상력이 약할 경우 임금 삭감과 아울러 고용 감축도 동반되며, 강할 경우 고용의 유지 내지 확대와 더불어 임금의 상향조정 가능성도 커진다고 하였다. 그러나 이는 경제학적인 관점에서 보면 불균형 이론이라고 볼 수 있다.

이러한 이론적인 논의에도 불구하고 수요충격에 따른 임금과 고용의 반응 정도에 대한 실증연구는 외국의 경우조차 드문 실정이다. 예외적

으로 Holzer and Montgomery(1993)은 미국의 기업들을 대상으로 임금과 고용조정 과정을 분석하고 있다. 분석 결과 고용조정에 비해 임금조정은 매우 미약하다고 하였다. 또한 임금은 기업이 확대 경영 시에 상방으로는 탄력적으로 조정되나 감량 경영시 하방으로는 경직적이며 이러한 비대칭성이 대기업, 제조업, 노조가입률이 높은 기업에서는 더 이상 나타나지 않는다고 하였다.

임금과 고용조정에 있어서의 노조의 역할에 대해서는 Medoff(1979)가 최초로 실증분석 연구를 시도하였다. Medoff는 노조의 임금 프리미엄은 고용수준을 낮추게 되고 감량 경영시 비용이 높은 생산요소를 먼저 줄여야 하기 때문에 해고의 확률을 높이게 된다고 하였다. 또한 노조는 임금 삭감이나 조업 단축을 원하지 않기 때문에 노조기업들은 수요 감소에 고용조정으로 적응해 나간다고 하였다.

한편 Earle(1989)는 Medoff 연구의 한계를 지적하면서 노조의 존재가 해고의 확률을 높인다는 그의 주장은 '우연히' 경기에 민감한 산업들에 노조 집중률이 높기 때문이라고 하였다. 이에 Earle는 보다 경기에 민감한 산업에 노조 집중률이 높은 현상을 통제하기 위해 설명변수로서 노조 집중률과 산업 생산량의 상호작용항을 추가적으로 포함시켰다. 그러나 Earle 역시 Medoff와 마찬가지로 산업별 노조 집중률을 사용함에 있어서 연도마다 달라지는 집중률을 사용하지 않고 특정 연도(1979)에서의 집중률이 전체 표본 기간 동안 같다는 가정하에서 분석하는 한계점을 보이고 있다. 노조 집중률을 노조의 협상력을 나타내는 변수로 사용한다고 볼 때, 그리고 산업내 노조 집중률이 시간의 경과에 따라 상당히 변할 경우 (실제로 그러하다) 특정 연도에서 추출한 집중률은 노조의 영향력을 나타내는 변수로서 부적절하다.

Blanchflower and Millward(1988)는 기존 연구와는 달리 사업장 단위의 데이터를 사용하여 노조의 존재와 고용과의 관계를 분석하였다. 사업장 단위의 고용량의 로그값을 수요변수, 산업더미, 전기의 고용수준(이는 조정 비용에 대한 대리변수로 포함되었다), 그리고 노조변수들에 회귀시켰을 때 노조변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 결국 그들은 노조가 고용조정에 별 영향을 주지 않는다고 결론지었다. 그

후 Blanchflower, Millward, and Oswald(1991)는 Blanchflower and Millward(1988)의 연구를 확대하여 재추정한 결과, 장기적으로 노조는 고용성장을 2~4% 낮추는 효과를 낳는다는 것을 발견하였다.

### 제3절 추정 방법 및 데이터

본 연구에서는 기업이 생산량 조절시 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절변수로 사용하는가를 분석함에 있어서 일차적으로 다음과 같은 모형을 추정한다.<sup>10)</sup>

$$\Delta \ln Wage_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \dots (1)$$

여기서  $\Delta$ 는  $(t-1)$ 기와  $t$ 기 사이의 변수의 차분값을 말하며,  $wage_{ijt}$ 는  $j$ 산업에 있는 기업  $I$ 의  $t$ 연도에 있어서의 평균 실질임금을 말하며,  $X$ 는 통제변수들을 나타낸다. 기업 단위의 실질임금의 성장률을 종속변수로 하기 때문에 평균임금 수준에 영향을 미치는 기업 고유의 시간 경과에 따라 변하지 않는 고정효과(fixed effects)는 제거되었다.  $Y_{ijt}$ 는  $j$ 산업에 있는 기업  $i$ 의 연도  $t$ 에서의 실질 매출액 성장률을 나타내며, 이는 기업 단위에서의 수요충격에 대한 대리변수로서 사용된다. 따라서 이에 해당하는 계수( $\delta$ )는 탄력성으로서 기업 단위의 수요 변화에 임금이 얼마나 경직적 혹은 신축적으로 반응하는가를 나타낸다. 임금성장률에 영향을 미치는 기업 단위의 통제변수들로는 기업 내의 노조조직 유무 혹은 노조조직률과  $t$ 기에서의 종업원수로 표시된 기업규모를 들 수 있으며, 산업더미는 기업 단위의 수요를 통제할 후에도 임금조정이 산업별로 다른가를 분석하기 위해 포함시켰다. 한편  $X_t$ 는 연도더미 변수

10) 현 연구에서 채택한 모형은 Holzer and Montgomery(1993), Brannon(1997) 등 기존의 연구들이 사용한 모형들과 같다.

를 의미한다. 실질임금과 실질매출액을 유도함에 있어서는 생산자물가지수를 사용하였다.

$$\Delta \ln Emp_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + v_{ijt} \quad \dots (2)$$

$$\Delta \ln Hour_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + v_{ijt} \quad \dots (3)$$

등식 (2)는 등식 (1)에서 종속변수를 피고용인수의 로그값으로 대체 해 놓은 형태이다. 여기서 실질매출액 성장률에 해당하는 계수(5)는 기업 단위의 수요 변화에 고용이 얼마나 경직적 혹은 신축적으로 반응하는가를 나타낸다. 마찬가지로 등식 (3)에서는 종속변수로서 총근로시간을 사용하고 있으며 실질매출액 성장률의 계수는 기업 단위의 수요 변화에 근로시간이 얼마나 신축적으로 반응하는가를 나타내는 수치다.

등식 (1), (2) 및 (3)의 추정을 통하여 기업이 수요충격에 대하여 임금과 근로자수와 근로시간 중 어느 변수를 주요 정책변수로 사용하는지를 검토할 수 있다. 본 연구가 기존의 많은 연구들과 다른 점은 수요충격에 대한 대리변수로서 기업 단위의 매출액 성장률을 사용하고 있다는 점이다. 반면, 기존의 많은 연구들은 수요충격에 대한 대리변수로서 거시적인 경기변동지표, 예를 들어 국내총생산 성장률, 실업률 등을 사용하고 있다.

한편 모형 (1), (2) 및 (3)의 오차항들은 같은 연도에 대해서 등식간에 상관관계(across-equation contemporaneous correlation)를 맺고 있을 수 있다. 예를 들어, 정부가 특정 연도에 근로자 임금대장에 근거하여 고용주들이 지불해야 할 사회보장비용을 상승시킬 경우 기업들은 고용을 축소시키고 동시에 근로시간의 확대와 임금상승을 통한 노동강도의 상향조정으로 맞대응할 수 있다. 이 경우 얼핏 보기에는 SUR (Seemingly Unrelated Regression)을 통한 시스템 분석이 바람직한 것처럼 보이나 Theil(1970)이 증명하였듯이 세 등식에 있는 설명변수들이 동등할 때에는 오차항이 동 시기에 있어서 등식간에 상관관계를 맺는

다고 하더라도 각 등식을 최소자승법으로 추정하나 세 등식을 SUR로 추정하나 결과는 같다.

본 연구에서는 등식 (1), (2) 및 (3)을 기본 모형으로 하면서도 임금과 고용의 기업 단위의 수요충격에 반응하는 정도가 다양한 집단별로 어떻게 다를 수 있는지를 연구한다. 우선 세 등식에 실질매출액 성장률과 노조더미 변수와의 상호작용항을 추가적으로 포함시켜 임금과 고용의 반응 정도가 비노조기업과 노조기업 사이에 어떻게 다른지를 검토한다. 그 밖에도 기업들의 수요충격에 대한 대응방식에서의 차이를 산업별로 분석하기 위해 산업더미 변수와 매출액 성장률과의 상호작용을 포함시켜 분석하며, 나아가 이러한 조절 방식이 감량 경영과 확대 경영 시 다른 패턴을 보이는가를 분석하기 위해 매출액이 증가할 때를 1로 놓고, 감소할 때를 0으로 놓은 더미변수를 매출액 성장률과 상호작용시켜서 추정한다.

여기서 기업 단위의 매출액 성장률이 과연 기업 단위의 외생적 수요 충격으로 받아들여질 수 있는가에 대한 의문을 제기해 볼 필요가 있다. 예를 들어, 임금의 하락이 가격의 하락을 유발하여 매출액 신장으로 이어진다면 분명 매출액 성장률 계수에 대한 최소자승 추정량은 불일치성(inconsistency)을 가질 것이다. 본 연구에서는 Hausman(1978) 검증을 통하여 매출액 성장률의 내생성을 검증한다. Hausman 검정을 수행할 때에는 산업더미와 노조변수 그리고 기업규모를 도구변수로 사용한다.<sup>11)</sup>

마지막으로 고려할 사항은 평균임금의 변동을 도출함에 있어서 기업이 감량 혹은 확대 경영을 함에 따라 근로자의 구성이 바뀔 수 있다는 점이다. 만약 기업이 감량 경영 시 저임금 근로자를 우선적으로 해고한다면 그 자체로서 그 기업이 지불하는 평균임금을 상승시키는 효과를 유발할 것이다. 이는 다시 말해서 임금이 하방으로 경직적이라는 결론을 내리는 방향으로 작용할 것이다. 반대로 확대 경영시 추가적으로 고

11) Holzer and Montgomery(1993)도 언급하였듯이 표본 기간 동안 재고(inventory)가 일정하게 남지 않을 경우 매출액(sales) 증가율은 산출물(output) 증가율보다 외생적 수요 변동을 보다 잘 반영한다고 볼 수 있다.



용되는 근로자들의 평균임금이 그 이전에 근로하던 근로자들과 비교하여 상대적으로 낮다면 기업이 지불한 평균임금은 그다지 높게 나타나지 않아 상방으로도 경직적으로 보이게 할 것이다. 결국 이러한 구성의 효과를 통제하지 않고 계산한 기업별 평균임금은 기업의 전략수단으로서의 임금의 역할을 과소평가하는 방향으로 보이게 할 것이다.

본 연구에 사용될 데이터는 한국신용평가주식회사에서 상장회사들을 대상으로 1999년, 2000년, 그리고 2001년에 수집한 기업 단위의 정보와 (향후 이를 한신정 데이터라 칭함) 한국노동연구원에서 2002년, 2003년, 그리고 2004년도에 걸쳐 수행한 사업체패널 조사이다(향후 이를 노동연 데이터라 칭함). 노동연 데이터는 사업장 단위의 데이터이므로 동일 기업이 복수의 사업장을 소지할 경우 매출액에 대한 응답이 모호해질 수 있다. 실제로 검토한 바에 따르면 동일 기업 내에 있는 사업장들이 응답한 매출액이 서로 불일치하는 경우를 발견한 수 있었다. 이 문제를 해결하기 위해 노동연 데이터를 사용할 경우 동일 기업내 복수의 사업장이 있는 경우 이들이 응답한 매출액이 모두 일치할 때에만 사용하기도 하였고 아예 복수의 사업장이 있는 경우 표본에서 제외시키는 방법도 고려하였다.

한신정 데이터를 사용할 경우 임금, 종업원수, 매출액 성장률은 1999~2000년과 2000~2001년 두 기간에서 수집되기 때문에 임금과 매출액 변수를 생산자물가지수로 나누어 사용하였다. 그러나 노동연 데이터의 경우 상황이 다소 복잡하다. 임금성장률의 경우 유일하게 사용할 수 있는 기간은 2001~2002년이다. 이 임금성장률 변수는 2003년 조사에 있는 “지난해(2002년) 최종 임금인상률은 얼마입니까?”라는 설문 항목에 해당한다. 이에 대해 각 사업체는 통상임금과 총액임금 기준으로 응답을 하게 되는데 본 연구에서는 한신정 데이터와의 일치성을 위해 총액임금 기준을 사용하였다. 그러나 통상임금을 사용하였을 때에도 비록 통계적 유의성은 떨어졌지만 계수들의 패턴은 유사하게 나타났다. 또한 이에 상응한 매출액 성장률은 2002년과 2003년 조사 기준으로 작년의 매출액(즉 2001년과 2002년)을 이용하여 계산하였다. 불행하게도 동일한 질문을 2003년도를 제외한 어느 연도에도 하지 않았으며 따라서 임

금과 매출액을 디플레이트할 필요도 없었다. 본 연구 목적과 관련하여 또 하나의 문제는 고용 성장률의 경우 2002~2003년 기간에 대해서만 계산이 가능하다는 점이다. 이는 매출액은 작년에 대해 조사하고 있는데 반해 사업장별 고용규모는 현 시점에서 조사하고 있기 때문이다. 따라서 노동연 데이터를 사용할 경우 임금조정 시점과 고용조정 시점은 같은 사업장에 대해서도 다를 수밖에 없다.

성장률로 표시한 각 변수들의 값은 경우에 따라 심한 극단값을 보이기도 한다. 예를 들어 매출액이 전년도에 비해 400배 증가한 경우가 있는가 하면, 임금과 고용증가율이 -100%인 경우도 있다. -100%의 고용증가율은 기업의 도산으로 해석할 수도 있고, 수백 배의 매출액 증가도 기업의 인수·합병을 통해서 나타날 수도 있지만 본 연구에서는 불확실성을 제거하기 위해 이러한 극단값들은 분석에서 제외하기로 하였다. 더구나 본 연구에서 사용될 표본의 규모가 대략 400~500개 정도밖에 되지 않는다는 점을 생각하면 이러한 극단값은 평균 회귀모형의 추정치들을 심하게 왜곡시킬 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 자의적인 기준이기는 하지만 모든 성장률 변수들의 값이 -70% 이하 그리고 500% 이상인 경우 표본에서 제외하였다.

#### 제4절 추정 결과

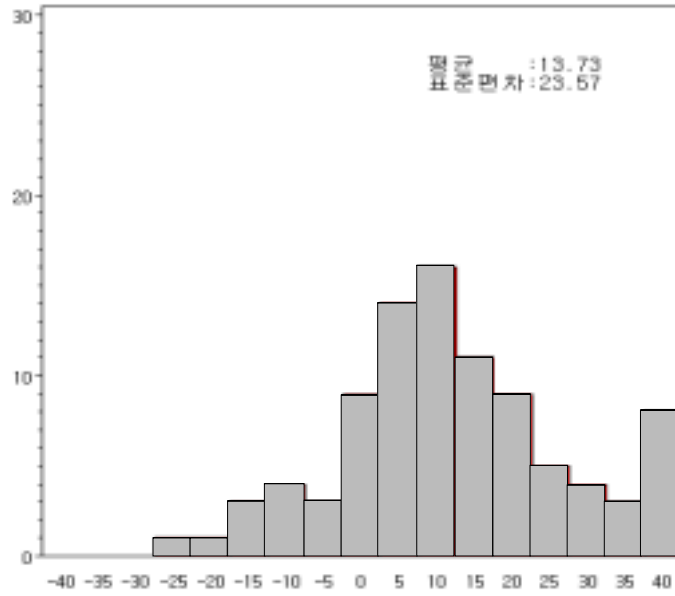
기업들이 기업 단위의 수요충격 시 임금과 고용, 그리고 근로시간 중 어느 변수를 주요 조절 변수로 사용하는가를 등식 (1)~(3)을 이용하여 분석하기 전에 [그림 3-1]부터 [그림 3-6]은 한신정 데이터에 근거하여 임금과 고용조정의 규모가 어느 정도에 이르며, 정(+)과 부(-)의 수요충격 시 어떤 패턴을 보이는지를 기술적으로 요약하고 있다. 막대그래프의 구간은 5%이며, 횡축의 눈금들은 각 구간의 중앙값에 해당한다. 예를 들어 횡축의 값이 0이란 것은 표준화된 임금이나 고용변동률이 -2.5~2.5% 구간에 있음을 의미한다.

우선 [그림 3-1]에 나타난 임금조정률의 분포를 보면 0을 중심으로 비대칭적임을 알 수 있다. 즉 임금조정률이 양(+ )인 기업들이 음(-)인 기업들보다 훨씬 많아, 임금조정이 하방으로 경직적일지 모른다는 추측을 갖게 한다. 평균 임금조정률은 약 14%에 이르고 표준편차도 약 24로 매우 높게 나타난다. [그림 3-2]는 고용조정률의 분포를 그린 것이다. 평균 고용조정률은 0%를 약간 밑돌며 분산도 임금조정률의 그것보다 낮다. 한 가지 흥미있는 사실은 임금조정률의 분포와 비교하여 고용조정률의 분포는 비교적 대칭적이라는 점이다.

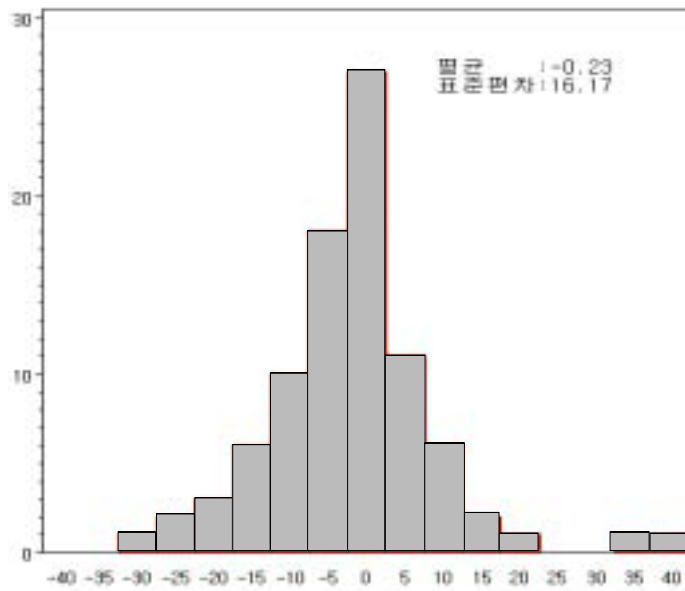
임금조정과 고용조정이 정(+ )의 수요충격(매출액 신장)과 부(-)의 수요충격(매출액 감소)시 비대칭적으로 나타나는지를 파악하기 위해 [그림 3-3]과 [그림 3-4], 그리고 [그림 3-5]와 [그림 3-6]은 임금조정과 고용조정의 분포를 정과 부의 수요충격의 경우로 구분하여 도식화하고 있다. 우선 [그림 3-3]과 [그림 3-4]를 보면 임금조정의 비대칭성은 현저히 관찰된다. 정(+ )의 수요충격 시 임금의 평균 조정률은 약 14%에 이르고 부(-)의 수요충격 시에도 약 13%에 이르고 있다. 달리 표현하여 부의 수요충격 시에도 임금은 좀처럼 하향조정되지 않는다는 점이다. 그러나 임금조정과는 달리 [그림 3-5]와 [그림 3-6]을 보면 고용조정은 매우 대칭적으로 이루어짐을 알 수 있다. 정(+ )의 수요충격 시 고용조정률은 평균 3.5%에 이르고, 부의 수요충격 시에는 -7%를 하회하여 고용조정은 전혀 하방으로 경직적이지 않음을 알 수 있다.

이상의 논의는 임금과 고용조정의 규모와 패턴을 매출액 변동률의 크기와는 상관없이 진행한 것이다. 이하에서는 식 (1)부터 식 (3)에 근거하여 임금과 고용조정의 크기 및 패턴을 “매출액이 1% 증가할 때”로 표준화하여 분석한다. 우선 <표 3-1>은 한신정 데이터와 노동연 데이터를 이용하여 등식 (1)과 (2)를 추정한 결과를 요약하고 있다. 본 연구에서 사용된 한신정 데이터에는 성장률로 표시된 각 변수의 관찰치가 2개 연도에 걸쳐 나타나고 있기 때문에 그 중 한 연도의 관찰치들을 나타내는 연도더미를 포함시켰으나 노동연 데이터에는 성장률로 표시된 변수들의 값을 횡단면적으로만 사용할 수 있으므로 연도더미를 포함시키지 않았다. 우선 한신정 데이터를 사용할 경우 임금조정함수에

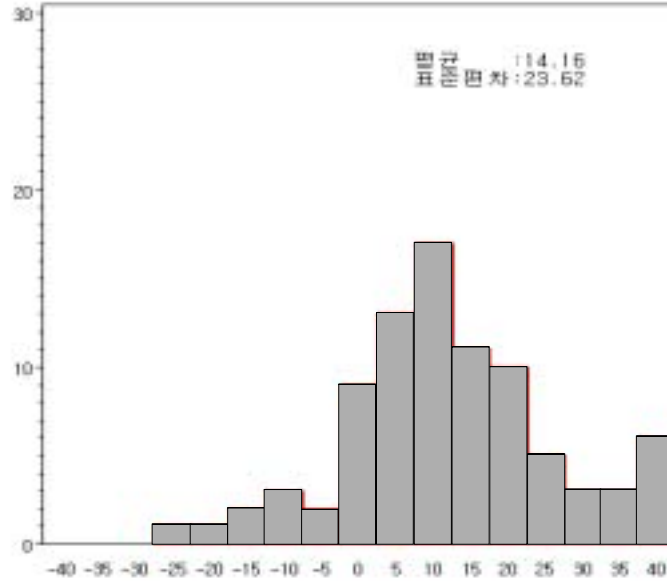
(그림 3-1) 임금변동률의 분포: 전체



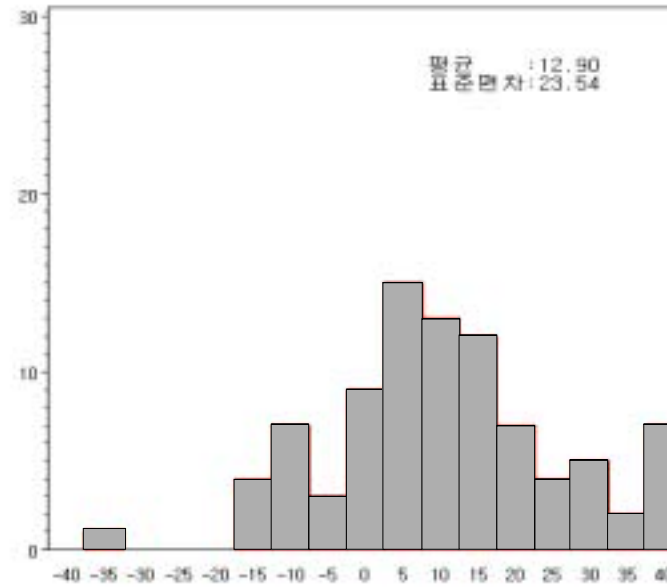
(그림 3-2) 고용변동률의 분포: 전체



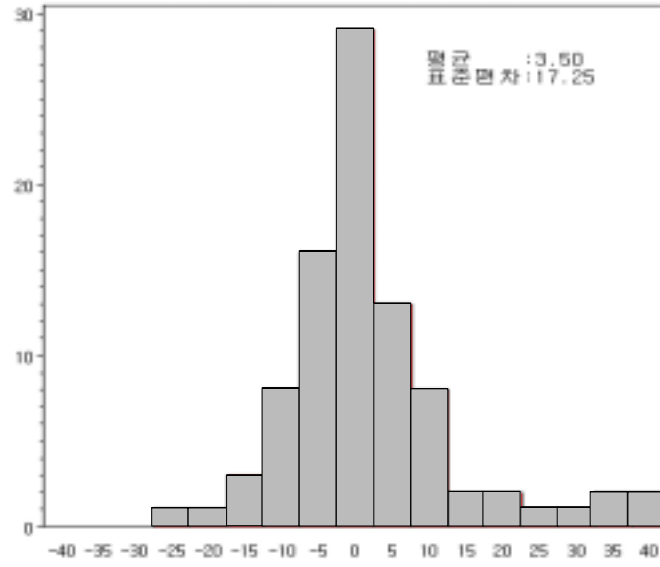
(그림 3-3) 정(+의 수요충격 시 임금변동률의 분포



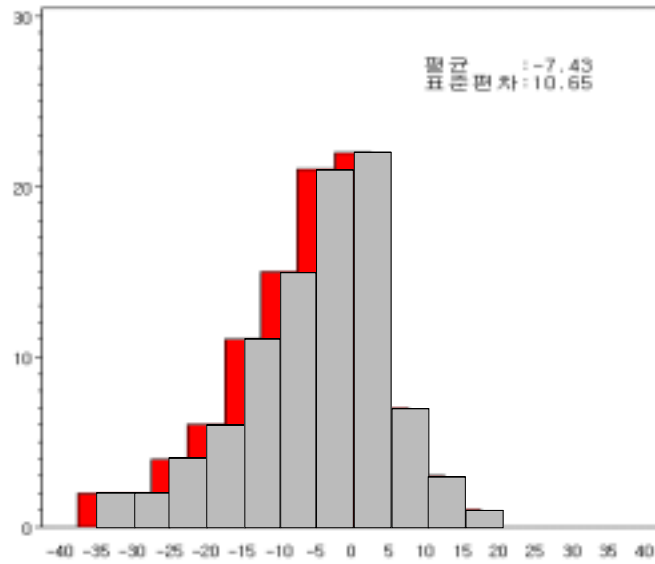
(그림 3-4) 부(-)의 수요충격 시 임금변동률의 분포



[그림 3-5] 정(+의 수요충격 시 고용변동률의 분포



[그림 3-6] 부(-)의 수요충격 시 고용변동률의 분포



서 매출액 성장률의 계수는 0.11로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이 수치는 매출액이 1% 변동할 경우 임금은 같은 방향으로 0.11% 변동함을 나타낸다. 전통적인 탄력성 개념으로 보면 그다지 크지 않은 것처럼 보이지만 완전히 무시할 수준은 아님을 알 수 있다. 예를 들어 Holzer and Montgomery(1993)은 본 연구와 같은 모형에 근거하여 미국 기업들에 대해 추정한 결과 추정치는 대략 0.05 정도로 나타났으며 통계적으로도 유의하지 않다는 것을 발견하였다. 한편 고용조정함수의 추정 결과 매출액 성장률의 계수는 약 0.31로 통계적으로도 매우 유의미하게 추정되었다. 이 수치는 임금조정의 크기를 나타내는 0.11의 약 3배에 이르는 수치로서 두 계수가 같다는 가설은 1% 유의수준에서도 기각된다. 한편 Holzer and Montgomery(1993)의 연구에서 나타난 고용조정의 크기는 약 0.39 정도로 본 연구의 수치와 매우 유사함을 알 수 있다.

한편 노동연 데이터를 사용할 경우 매출액 증가율의 계수는 전반적으로 작아진다. 매출액이 1% 변동할 때 임금은 같은 방향으로 약 0.015% 변하여 비록 이 수치가 통계적으로는 매우 유의하지만 실질적

〈표 3-1〉 임금조정과 고용조정

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1156*** (0.0127)	-0.0567*** (0.0080)	0.0605*** (0.0017)	-0.1173*** (0.0261)
매출액 증가율	0.1071** (0.0463)	0.3102*** (0.0262)	0.0151*** (0.0054)	0.1390* (0.0827)
연도더미	-0.0101 (0.0178)	0.0422*** (0.0115)	-	-
관찰치 수	479	525	416	248
조정된 결정계수	0.0074	0.2421	0.0165	0.0073

주: \*\*\*, \*\*, \* = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

인 중요성은 거의 없다고 판단된다. 고용조정인 경우 매출액 성장률의 계수는 역시 양으로 10% 유의수준에서 유의하게 추정되었으나 그 크기는 한신정 데이터를 사용하였을 경우의 절반 정도에 지나지 않는다. 그러나 한신정 데이터의 경우와 마찬가지로 여전히 고용조정의 규모는 임금조정의 규모보다 더 크게 나타났다. 요약하면, 두 데이터 셋 모두 기업이 수요변화에 대해 임금조정보다는 고용조정을 보다 큰 전략 변수로 사용한다는 결론을 내리고 있다. 그러나 Holzer and Montgomery (1993)의 연구에서처럼 임금이 수요변화에 경직적(rigid)인지에 대해서는 두 데이터베이스 사이에 차이가 난다. 비록 한신정 데이터에서는 임금이 수요충격에 다소의 반응을 보이고 있지만 노동연 데이터상에서는 Holzer and Montgomery(1993)의 연구와 마찬가지로 거의 경직적이라고 할 수 있다.

여기서 몇 가지 계량경제학적인 이슈를 제기해 볼 수 있다. 첫째, 변수들의 측정오차 문제가 제기된다. 우선 매출액 성장률의 측정오차는 한신정 데이터든 노동연 데이터든 어디에서나 존재할 수 있으며, 이는 임금조정함수에서든 고용조정함수에서든 어디서나 매출액 성장률의 계수를 0의 방향으로 회석시킬 것이다(attenuation inconsistency). 따라서 이 효과를 고려하면 임금조정과 고용조정의 규모는 전반적으로 본 연구에서 나타난 것보다 클 것이다. 한편 종속변수의 측정오차에 대한 고전적인 가정(측정오차가 임의적(random)으로 발생한다면)에 따르면 적어도 매출액 성장률의 계수의 일치성은 보장된다. 그러나 만약 임금변동을 변수의 측정오차가 변동을 회석시키는 방향으로 나타난다면(mean-reverting measurement errors) 매출액 성장률의 계수는 역시 절대값 면에서 과소평가될 것이다. 특히 노동연 데이터의 경우 임금증가율을 직접 대답하였기에 그러한 가능성은 더욱 커진다. 아마도 이러한 이유로 노동연 데이터로 추정한 임금조정의 정도가 한신정 데이터로 추정한 임금조정의 정도보다 작게 나타났을지도 모른다.

다음으로는 매출액 증가율의 내생성 문제를 제기해 볼 수 있다. 특히 임금의 하락이 가격의 하락을 유발하여 매출액 신장으로 이어진다면 분명 매출액 성장률 계수에 대한 최소자승 추정량은 불일치성(incon-



sistency)을 가질 것이다. 우선 본 연구에서는 Hausman(1978)의 검정법을 따라 매출액 성장률의 내생성을 검증하였다. 매출액 성장률에 대한 도구 변수로서는 Holzer and Montgomery(1993)의 제안을 따라 제조업 더미, 노조가입률(노동연 데이터를 사용하는 경우), 그리고 기업규모를 사용하였다. 매출액 성장률의 예측값을 실제값과 아울러 포함시켜 분석한 결과 예측값 계수의 t-값은 -0.1(한신정)과 -0.3(노동연)으로 통계적으로 매우 무의미하여 매출액 성장률의 내생성을 강하게 기각하고 있다.

다음으로는 수요충격에 대한 이러한 기업들의 반응이 정(+의 충격과 부(-의 충격)에 대칭적일 것인지 아니면 비대칭적일 것인지를 알아보기 위해 <표 3-2>와 <표 3-3>에서는 각각 매출액 성장률이 양일 때와 음일 때로 구분하여 분석하고 있다. 한신정 데이터를 보면 임금조정은 정의 수요충격과 부의 수요충격에 대해 비대칭적(asymmetric)으로 이루어진다는 것을 알 수 있다. 즉 수요가 확대시에는 임금조정이 유의미하게 상향조정되나 부의 충격 시에는 하향조정되지 않는다는 것이다. 정의 수요충격 시 매출액이 1% 증가할 경우 실질임금은 약 0.24% 증가하며 통계적으로도 유의하나 부의 수요충격 시 매출액이 1% 감소할 때에는 계수의 크기도 정의 충격 시의 수치에 절반 정도에 해당할 뿐만 아니라 통계적 유의성도 없다. 즉 실질임금의 조정은 하방으로 경직되어 있다고 본다. 노동연 데이터상에서는 정과 부의 수요충격 시 계수 값이 모두 유의하지 않게 나타나고 있다. 한편 고용조정의 대칭성에 대해서도 한신정과 노동연 데이터는 불일치적인 결과를 낳고 있다. 우선 한신정 데이터를 보면 고용조정은 정의 수요충격과 부의 수요충격 사이에서 대칭성을 보이고 있다. 정의 수요충격 시에는 매출액이 1% 성장함에 따라 고용이 0.3% 증가하며 부의 충격 시에는 매출액이 1% 감소함에 따라 고용이 0.26% 감소하는 것으로 나타났다. 두 계수가 같다는 가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 반면 노동연 데이터상에서는 정의 수요충격 시에는 고용이 약 0.27% 증가하는 반면, 부의 수요충격시에는 약 0.09% 감소하여 계수값들만을 비교할 때에는 비대칭성이 보이거나 통계적으로는 유의하지 않다. 본 연구에서는 한신정 데이터에 보다 큰 비중을 두고 있는데 그 이유로는 첫째, 전술한 바와

같이 노동연 데이터의 임금변동률 변수는 변동을 회석시키는 방향의 추정오차를 수반하고 있으며, 둘째, 임금조정과 고용조정의 시점이 달라 “같은 경제상황하에서의” 기업의 전략적인 행동을 나타내지 못하고 있으며 셋째, 표본의 크기가 상대적으로 작아 통계적으로도 유의성이 떨어지기 때문이다.

〈표 3-2〉 임금조정과 고용조정: 정의 수요충격 시

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.0974*** (0.0187)	-0.0630*** (0.0123)	0.0651*** (0.0024)	-0.1506*** (0.0446)
매출액 증가율	0.2426*** (0.0716)	0.3006*** (0.0412)	0.0011 (0.0075)	0.2719* (0.1581)
연도더미	-0.0363* (0.0212)	0.0570*** (0.0149)	-	-
관찰치 수	313	346	273	141
조정된 결정계수	0.0368	0.1784	-0.0036	0.0137

주:\*\*\*, \*\*, \* = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

〈표 3-3〉 임금조정과 고용조정: 부의 수요충격 시

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1142*** (0.0264)	-0.0561*** (0.0145)	0.0586*** (0.0044)	-0.1173*** (0.0575)
매출액 증가율	0.1258 (0.1327)	0.2619*** (0.0663)	0.0208 (0.0143)	0.0932 (0.1618)
연도더미	0.0422 (0.0318)	0.0125 (0.0175)	-	-
관찰치 수	165	178	143	106
조정된 결정계수	0.0033	0.0741	0.0077	-0.0063

주:\*\*\*=1% 수준에서 유의한 경우.

이상의 발견을 기존의 이론으로 해석하기는 간단하지가 않다. 노동연 데이터를 신뢰할 경우, 본 연구 결과는 Freeman(1977)과 Fisher(1977)의 이론을 지지하기에는 비록 임금은 하방으로 경직적이지만 고용은 적어도 한신정 데이터의 경우 정(+)과 부(-)의 수요충격 시 대칭적으로 나타나 임금과 고용조정이 모두 대칭적이라는 그들의 주장과 불일치한다. 본 연구 결과는 Holmstrom(1983)의 복수 기간 최적계약 모델(multiperiod optimal contract model)이 예측하는 바도 불일치 임금과 고용 모두 비대칭적이며 그 비대칭성의 방향도 같아야 하기 때문이다. 또한 고용이 정(+)의 수요충격 시에는 상방향으로 경직적인 반면, 부(-)의 충격시 하방으로 조정된다는 Lindbeck and Snower(1988)의 발견과도 불일치한다고 볼 수 있다.

한편 임금조정과 고용조정의 정도가 수요충격의 정도에 따라 비선형으로 반응할 수도 있다. 예를 들어, 정의 수요충격 시에도 매출액이 어느 선까지 증가할 때까지는 임금조정이 이루어지지 않다가 일정 수준을 넘어 수요가 크게 증가할 경우 임금이 본격적으로 상향조정될 수 있다. 또한 고용조정도 수요충격이 미약할 때에는 발생하지 않다가 상당한 부(-) 혹은 정(+)의 수요충격이 발생할 때에야 비로소 이루어질 수도 있다. 이러한 가능성을 검토하기 위해 매출액 성장률의 제곱항을 모형에 추가적으로 포함시키고 재추정한 결과를 <표 3-4>에 정리하였다.<sup>12)</sup> 우선 임금조정 패턴을 전체적으로 볼 때 이차식의 계수는 비록 음으로 나타났지만 통계적으로나 계수의 실질적인 크기에 있어서나 유의하지 못하다. 하지만 이를 정의 수요충격과 부의 수요충격의 경우로 나누어 분석하면 상황은 달라진다. 정의 수요충격 시 이차식의 계수는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의할 뿐만이 아니라 그 계수도 약 0.6으로 매우 크게 추정되었다. 또한 부의 수요충격 시에도 이차식의 계수는 10% 유의수준에서 의미가 있으며 그 계수의 절대값은 정의 수요충격 시와 매우 유사하다. 결국 정의 수요충격 시에 임금조정은 수요충격이 상대적으로 약할 때는 이루어지지 않다가 그 충격의 강도가 커짐에

12) <표 3-4>의 추정치들은 한신정 데이터에 근거한 것이다. 노동연 데이터를 사용한 경우 대부분의 경우에 있어서 추정치들은 유의하지 않게 나타났다.

〈표 3-4〉 임금과 고용조정 비선형성: 한신정 데이터

		매출액 성장률	매출액성장률 제공	극단값에서의 매출액성장률	조정된 결정계수
임금조정	전 체	0.1990*** (0.0526)	-0.0309 (0.0841)	3.2200	0.0294
	정의 충격	-0.0819 (0.1873)	0.5874** (0.2503)	0.06971	0.0659
	부의 충격	-0.1380 (0.3161)	-0.5383* (0.3232)	-0.1282	0.0343
고용조정	전 체	0.2849*** (0.0275)	0.0912** (0.0367)	-1.5620	0.2005
	정의 충격	0.3656*** (0.1171)	-0.0484 (0.1195)	3.7769	0.1617
	부의 충격	0.2682* (0.1436)	0.1726 (0.1530)	-0.7769	0.0134

주: \*\*\*, \*\*, \* = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

따라 조정‘률’이 증가하는 방식으로 이루어진다고 볼 수 있다. 달리 표현하면 임금의 성장률은 매출액 성장률의 볼록함수이다.<sup>13)</sup> 반대로 부의 수요충격 시에도 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때에는 임금조정이 미약하다가 수요충격의 정도가 강해질수록 임금하락률이 점차 증가함을 알 수 있다.<sup>14)</sup>

고용조정을 전체적으로 볼 때 이차항의 계수는 통계적으로 유의하고 그 크기도 무시할 수준은 아니어서 고용조정의 비선형성을 보여주고 있다. 결국 고용조정함수는 원점에 대해 오목함수로 나타나고 있다. 그러나 이를 정의와 부의 수요충격의 경우로 나누어 분석할 때에는 계수들이 모두 통계적으로는 무의미하게 추정되었다. 결국 <표 3-4>의 결과를 <표 3-2> 및 <표 3-3>의 결과와 종합하면 정의 수요충격 시 임금조정함수는 볼록함수이므로 수요충격의 강도가 어느 수준을 넘어야 본격적으로 임금조정이 이루어지는 반면 고용조정은 선형함수의 설명력

13) 제3열의 수치들은 극단값에서의 매출액 성장률을 나타낸다.

14) 독자들은 부의 수요충격 시 매출액 성장률은 모두 음임을 상기하기 바란다.

이 더 높으므로 매출액 성장률과 비례하여 고용증가가 이루어진다고 볼 수 있다. 반대로 부의 수요충격 시에는 임금조정의 경우 오목함수 형태를 가지므로 약간의 부의 충격에는 반응을 보이지 않다가 그 강도가 심해질 때에는 본격적으로 임금을 하향조정하게 되는 데에 반해 고용조정함수는 선형함수이어서 매출액이 마이너스의 성장을 하게 됨에 따라 이에 비례하여 고용감축을 단행하고 있다.

한편 노동연 데이터의 경우 임금과 근로자수 외에도 근로시간을 아울러 보고하고 있어서 앞선 분석들을 등식 (3)에 근거하여 수행할 수 있었다. 그 결과 총 수요충격과 정의 수요충격의 경우 근로시간의 반응은 통계적 유의성에 있어서나 계수의 크기에 있어서나 무의미하게 나타났다. 다만, 부의 수요충격 시 매출액 성장률의 계수는 0.1862(표준오차=0.0867)로 나타나 매출액이 1% 하락할 경우 근로시간은 약 2% 감소함을 알 수 있다.

<표 3-5>에서는 한신정 데이터를 이용하여 이러한 임금조정과 고용조정 패턴이 기업규모별로, 그리고 제조업과 비제조업에 사이에 어떻게 다르게 나타나는지를 분석한 결과를 요약하고 있다. 분석과 보고의 간결성을 위해 이 단계에서는 다시 원모형으로 돌아가서 임금조정함수도 선형으로 간주하고 분석을 진행하겠다. 우선 임금조정함수에 기업규모와 매출액 성장률과 규모의 상호작용항을 추가시킬 경우(제1열), 그리고 제조업더미와 매출액 성장률과 제조업더미의 상호작용항을 추가할 경우(제2열) 모두 상수항을 제외한 계수들이 통계적으로 무의미하게 추정되었다. 따라서 얼핏 보기에는 <표 3-1>에서 매출액 증가율의 계수들이 통계적으로 유의미하게 추정된 것이 마치 산업이나 규모를 통제하지 않았기 때문인 것처럼 보이지만 다음의 두 가지 사항을 고려하면 매출액 증가율은 여전히 유의미하게 임금이 영향을 준다고 볼 수 있다. 첫째, 비록 보고의 간결성을 위해 생략하였지만 <표 3-5>의 모형에서 상호작용항들만을 제외시킬 경우, 매출액 증가율 계수의 추정치는 <표 3-1>의 추정치와 사실상 같게 나타났다. 즉 산업이나 기업규모를 통제하여도 (상호작용항을 통제하지 않는 한) 매출액 증가율은 여전히 유의하게 임금증가율과 상관관계를 맺는다는 점이다. 상호작용항에는 표현 그대로 매출액 증가율의 효과가 포함되어 있음을 지적해 둔다. 둘째,

<표 3-5>에서처럼 상호작용항을 추가로 통제할 경우에도 매출액 증가율의 계수는 비록 통계적으로는 유의하지 않게 추정되었지만 추정된 계수의 크기는 <표 3-1>의 그것보다 더 큼을 알 수 있다. 한편 제3열의 추정치들을 보면 기업규모가 클수록 수요변동과 관련이 있든 없든 고용조정 폭은 양으로 더 크게 나타남을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 수요변동과 관련된 고용조정의 정도는 커지는 것으로 나타났다. 마지막으로 제4열에 있는 상호작용항 계수의 추정치를 보면 매출액 변동에 따른 고용조정 강도에 있어서는 제조업과 비제조업 사이의 차이는 별로 없음을 나타내고 있다. 비록 표에는 보고되어 있지 않지만 제3열과 제4열에서 상호작용항들만을 제외시키고 재추정한 결과 매출액 증가율 계수의 추정치는 <표 3-1>의 그것과 계수의 크기나 통계적 유의성에서나 매우 유사하게 나타났음을 지적해 둔다.

<표 3-5> 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터

	임금조정		고용조정	
	상수	0.1078** (0.0556)	0.1724** (0.0698)	-0.0926*** (0.0348)
매출액 증가율	0.1242 (0.2537)	0.8849 (0.5731)	-0.0386 (0.1567)	0.2763*** (0.0499)
규모	0.0012 (0.0082)		0.0049 (0.0050)	
제조업		-0.0567 (0.0699)		-0.0401* (0.0249)
연도더미	-0.0102 (0.0179)	-0.0120 (0.0179)	0.0410*** (0.0114)	0.0431*** (0.0116)
매출액 증가율* 규모	-0.0027 (0.0383)		0.0520** (0.0233)	
매출액 증가율* 제조업		-0.7812 (0.5748)		0.0420 (0.0583)
관찰치 수	479	479	525	
조정된 결정계수	0.0033	0.0090	0.2507	0.2431

주: \*\*\*, \*\*, \* = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

<표 3-6>은 <표 3-5>의 분석을 그대로 반복하되 기업이 매출액을 신장하는 경우에 한하여 분석한 결과를 나타낸다(표 3-5의 분석을 부의 충격에 대해 시도한 결과 모든 계수들은 통계적으로 유의하지 않게 나타나서 보고에서는 생략하겠다). 제1열에 있는 추정치를 보면 매출액 성장률에 따른 임금의 상향조정 정도는 정의 수요충격 시에는 기업규모가 클수록 작게 나타남을 알 수 있다. 한편 제2열의 추정치들은 비제조업과 비교하여 제조업 기업들은 정의 수요충격 시 임금조정을 덜하는 것으로 나타났으나 (비록 추정된 계수는 크지만) 통계적으로는 유의하지 않게 나타났다. 제3열과 고용조정 패턴을 보면 기업들은 정의 수요충격 시 규모가 클수록 고용을 비례적으로 더 크게 상승시켜 확대경영의 주요 조절수단이 임금이 아닌 고용임을 알 수 있다. 한편 제4열의 수치들을 보면 제조업은 비제조업에 비해 정의 수요충격 시 고용증가율이 상대적으로 낮지만 역시 통계적으로는 유의하지 않다.

<표 3-6> 정의 수요충격 시 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터

	임금조정		고용조정	
	상수	-0.1130 (0.0982)	0.2206 (0.1383)	-0.0196 (0.0649)
매출액 증가율	1.0973*** (0.4434)	0.5253 (1.0207)	-0.4291 (0.2795)	0.4059*** (0.0864)
규모	0.0304** (0.0140)		-0.0061 (0.0092)	
제조업		-0.1247 (0.1387)		0.0517 (0.0520)
연도더미	-0.0341* (0.0212)	-0.0384* (0.0213)	0.0541*** (0.0147)	0.0560*** (0.0150)
매출액 증가율* 규모	-0.1244** (0.0638)		0.1070*** (0.0403)	
매출액 증가율* 제조업		-0.2787 (1.0232)		-0.1431 (0.1002)
관찰치 수	313	313	346	346
조정된 결정계수	0.0458	0.0388	0.1986	0.1785

주: \*\*\*, \*\*, \* = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

마지막으로 임금과 고용조정 패턴에 있어서 노동조합이 결성되어 있는 기업과 그렇지 않은 기업들 사이에 차이가 있는가를 분석하기 위해 <표 3-7>에서는 한신정 데이터를 이용하여 앞의 분석을 그대로 답습하되 노조더미 변수와 (매출액 성장률  $\times$  노조더미)를 고려하였다. 노동연 데이터상에는 사업장 내에 노조의 존재를 나타내는 변수가 있어서 많은 관찰치를 확보할 수 있었으나 분석 결과 조정된 결정계수의 값은 모든 경우에 있어서 0.01을 밑돌고 많은 경우 음으로 나타나, 모형이 무의미하므로 보고를 생략한다. 한신정 데이터를 사용할 때에도 노조 변수들의 계수들은 통계적 유의성이 대체적으로 낮다. 다만, 노조더미와 매출액 성장률의 상호작용항의 계수는 일부의 경우 15% 유의수준에서 유의하게 나타났고 추정된 계수의 크기도 무시할 수준은 아니었다. 전반적으로 노조가 결성되어 있는 기업은 임금보다 고용이 더 경직적임을 알 수 있다. 우선 제4열 및 제6열의 상호작용항 계수들을 보면 정의 수요충격 시에는 노조기업들은 비노조기업들과 비교하여 고용 성장을 억제하는 경향이 있고, 반대로 부의 수요충격 시에는 고용 감축을 억제하는 경향이 있음을 알 수 있다. 이에 따라 제2열에서 전반적인 고용조정은 매우 경직적으로 나타났다.<sup>15)</sup> 이와는 다소 다르게 제5열의 추정치를 보면 부의 충격 시 노조기업은 비노조기업과 비교하여 임금을 비례적으로 더 크게 하향조정하는 것으로 나타났다. 정의 수요충격 시에는 노조기업이 비노조기업보다 비례적으로 임금을 더 상향조정하는 것으로 나타났으나 통계적으로는 유의하지 않다. 이상의 수치들을 종합하여 보면 비록 통계적 유의성은 다소 떨어지지만 노조기업은 비노조기업과 비교하여 수요충격에 대한 적응수단으로 (특히 부의 수요충격 시) 고용보다는 임금을 주로 사용함을 알 수 있다. 이러한 발견은 Freeman and Medoff(1984), Pencavel(1991) 등의 연구 결과와 일치한다고 볼 수 있다. 이들은 노조를 일차적으로 고용안정화를 지향하는 집

15) 사실 고용조정경의 경우 추정된 매출액 증가율 계수의 부호가 음으로까지 나타난 것은 그다지 만족스럽지는 못한 결과라고 본다. 다만, 이 결과는 매출액 변동에 맞추어 고용을 신축적으로 조정한다는 주장에 대한 강한 반증, 즉 고용조정은 상당히 경직적이라는 증거로 받아들여기로 한다.



〈표 3-7〉 임금과 고용조정 패턴에 있어서의 노조와 비노조 차이

	전 체		정의 수요충격		부의 수요충격	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1122** (0.0469)	-0.0502*** (0.0134)	0.1205 (0.0772)	-0.0773*** (0.0227)	-0.0065 (0.0921)	-0.0415 (0.0258)
매출액 성장률	0.1415 (0.2182)	0.3731*** (0.0543)	0.2706 (0.2914)	0.4735*** (0.0906)	-1.1670 (1.1071)	0.3085** (0.1294)
연도더미	-0.0030 (0.0392)	0.0348** (0.0132)	-0.0643 (0.0472)	0.0388** (0.0170)	0.1408** (0.0679)	0.0225 (0.0202)
노조	-0.0263 (0.0503)	-0.0055 (0.0146)	-0.0348 (0.0825)	0.0134 (0.0254)	0.1066 (0.1007)	-0.0342 (0.0297)
노조*매출 액 성장률	0.2129 (0.2383)	-0.0989† (0.0643)	0.1869 (0.3192)	-0.1607† (0.1034)	1.7817† (1.1465)	-0.2369† (0.1605)
관찰치 수	125	358	79	237	45	120
Adj-R <sup>2</sup>	0.0681	0.2568	0.1184	0.2392	0.1068	0.0299

주: \*\*\*, \*\*, † = 각각 1%, 5%, 15%에서 유의한 경우.

단으로 보고 이 목적 달성을 위해서는 기업으로 하여금 수요충격에 대해 임금을 주요 전략변수로 사용하게 한다는 것이다. 실제로 Freeman and Medoff (1984)에 의하면 노조 임금은 상당히 경직적이라는 일반 상식과는 달리 노조들은 명목임금의 삭감을 상당한 규모로 받아들여 왔다. 반대로 노조기업은 비노조기업과 비교하여 확대 경영 시 신규 일자리 창출보다는 기존 근로자의 임금을 상향조정하는 경향이 있다.

## 제5절 요약

본 연구에서는 한신정 데이터와 노동연 데이터를 이용하여 기업이 임금, 고용, 근로시간 중 주로 어느 변수를 전략변수로 하여 수요충격에 대응하는가를 연구하였다. 수요충격(demand shock)을 측정함에 있어서 본 연구에서는 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지

않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석하였다. 또한 그러한 기업들의 적응 과정이 정의 수요충격과 부의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 분석하며, 나아가 산업별·기업규모별 그리고 노조유무별로 그 적응 패턴이 상이한가를 분석하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체적으로 기업들은 수요충격에 대해 임금조정보다는 고용조정으로 대응해 나가고 있다. 둘째, 임금이 경직적(rigid)으로 나타나는 이유는 주로 부의 수요충격 시 임금이 하방으로 경직적(downward rigidity)이기 때문이다. 다시 말해, 임금조정은 정과 부의 수요충격 시 비대칭적(asymmetric)이라는 것이다. 셋째, 추정치의 크기 및 통계적 유의성에 있어서 두 데이터베이스 사이의 차이는 다소 있지만 임금조정과 비교하여 고용조정은 정과 부의 수요충격에 대해 대체로 대칭적으로 나타난다. 넷째, 임금조정은 매출액 변동률에 비선형으로 나타나는 반면 고용조정은 선형으로 나타난다. 정의 수요충격 시 임금은 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때는 반응을 하지 않다가 강도가 높아짐에 따라 상향조정의 폭도 점차 증가한다. 반대로 부의 충격 시 임금조정은 매출액 성장률의 오목함수로 표시된다. 넷째, 근로시간의 조정은 수요충격에 대체로 무관하다. 다만, 부의 충격 시에 근로시간은 유의하게 줄어드는 경향을 보인다. 다섯째, 노조기업은 비노조기업과 비교하여 수요충격에 대한 적응수단으로 (특히 부의 수요충격 시) 고용보다는 임금을 주로 사용하는 것으로 나타났다.

제 4 장



기술변화에 따른 고용구조의 변화

제1절 서론

최근 급속히 발전하고 있는 기술의 진보로 인하여 노동시장의 임금 및 고용 변화가 심화되고 있다. 특히 정보통신기술(IT)을 중심으로 한 첨단기술의 발달로 고학력 노동에 대한 수요가 증가하고 있으며, 이에 따라 고학력 근로자의 고용이 증가하고 있고 학력간 임금격차 역시 다시 확대되고 있는 추세이다.

본 연구의 목적은 기술진보가 노동시장의 고용과 임금구조에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것이다. 이러한 분석에서 고려하여야 할 점은 단순히 기술진보의 정도와 고용의 증감 여부만이 아니다. 기술진보의 성격, 상품시장의 성격, 노동공급의 추세, 노동시장의 유연화 정도 등 여러 가지 점이 모두 분석에서 고려되어야 한다. 즉 기술진보의 성격이 자본절약적인지 노동절약적인지에 따라 고용이 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다. 또한 노동공급이 단순한 인력(manpower)의 양이 아니라 숙련의 정도에 따라 상호 대체될 수 없는 숙련노동력과 비숙련노동력으로 구분된다면, 기술진보의 성격 역시 숙련 편향적인지 아니면 숙련 중립적인지 등의 여부에 따라 노동시장의 고용구조는 변화하게 될 것이다.

상품시장의 특성 역시 중요하다. 기술진보로 인한 생산성 향상이 가

저울 고용창출 규모가 상품마다 차이가 날 것이고, 지속적으로 성장하는 경제하에서는 상품수요에 대한 소득탄력성에 따라 고용규모는 달라질 것이기 때문이다. 한편 노동시장이 유연하지 못한 경우 외부의 충격이 있을 때 노동시장 내에서는 고용규모를 변화시키는 것이 어렵기 때문에 임금의 변화가 더 빨리 일어나게 될 것이다. 그러므로 고용구조의 변화만으로는 기술진보가 노동수요에 미치는 영향을 충분히 파악할 수 없고, 임금구조의 변화 역시 분석이 되어야 할 것이다.

따라서 본 연구에서는 기술진보가 고용 및 임금을 미치는 영향을 이론적으로 살펴본 후, 실증분석에서는 분석의 단위를 세분화하여 진행하였다. 즉 노동공급 측면에서는 단순히 취업자의 숫자만을 고려하지 않고 학력별 노동공급과 학력별 상대적 임금을 분석하고, 노동수요 측면에서는 상품시장의 특성을 반영할 수 있게 산업별 노동수요 변화를 분석하고자 한다.

실증분석에서 산업별 고용과 임금, 기술수준의 변화 등에 대한 논의가 모두 진행되어야 하므로, 본 연구에서 사용된 자료 역시 다양한 출처를 가지고 있다. 우리 경제 전체의 고용구조와 산업별 고용구조를 파악하기 위해서는 통계청의 『경제활동인구조사』가 사용되었고, 산업별 취업계수를 계산하기 위해서는 한국은행에서 조사한 『산업연관표』를 이용하였다. 또한 학력간 임금격차를 파악하기 위해서는 한국노동연구원의 『한국노동패널(KLIPS)』 자료를 활용하였다. 한편, 기술진보의 대변수(proxy)를 찾기 위해서 과학기술 관련 여러 문헌을 이용하였다.

실증분석의 방법 역시 주어진 자료의 한계 등으로 단순한 추세 분석, 상관관계 분석뿐만 아니라 임금격차의 경우 회귀분석 방법을 사용하였다.

제4장의 구성은 다음과 같다. 우선 제2절에서는 기술변화가 고용창출에 미치는 효과에 대한 이론적 논의를 간략히 정리하였다. 먼저 기술변화와 노동수요의 관계를 설명하고, 실증분석에 필요한 기술진보의 각종 대변수에 대한 장단점을 비교 설명하였다. 제3절에서는 산업별 고용비중의 추이, 고용흡수력의 변화 분석, 산업별·학력별 고용비중의 변화 등을 분석하였고, 학력별 임금격차와 기술진보와의 관계를 분석하였다. 마지막 제4절에서는 연구 결과의 요약과 정책적 함의에 대해 설명하였다.

## 제2절 기술변화의 고용창출 효과에 대한 이론적 논의

### 1. 기술변화가 노동수요에 미치는 영향

고용을 단순히 동질적인 노동으로 파악할 경우 기술변화는 전체 고용량을 감소시킬 수도 있고 증가시킬 수도 있다. 노동절약적인 기술진보가 일어나게 되면 종전보다 노동생산성이 증가하여 동일한 산출물을 생산하기 위해 필요한 고용량은 감소할 것이다. 이를 대체효과라고 할 수 있다. 그런데 종전보다 적은 비용으로 동일한 산출물을 생산할 수 있다는 것은 종전과 같은 비용으로는 더 많은 산출물을 생산할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 산출물의 수요가 증가하기 때문에 노동의 수요 역시 증가하게 되는데 이를 규모효과 혹은 산출물효과라고 할 수 있다. 그러므로 기술진보로 인하여 노동의 수요가 증가하는가 감소하는가는 대체효과가 더 큰지 아니면 규모효과가 더 큰지의 여부에 달려 있다. 그런데 이 대체효과와 규모효과는 기술진보의 성격과 속도, 그리고 산출물 수요의 특성 등에 달려 있다. 그러므로 기술변화와 고용 간의 관계는 산업별로 상이할 것이다.

한편, 지식정보화 시대가 도래하고, IT 등을 중심으로 한 기술진보가 급속하게 이루어지면서 노동이라는 생산요소를 단순히 인력(manpower)이라는 개념만으로 파악할 수 없다는 점이 인식되고 있다. 대부분 국가에서 노동시장 내의 소득격차 확대, 학력별 임금격차의 확대, 실업률 혹은 장기실업률의 증가 현상 등이 나타나면서 이러한 문제가 기술진보와 밀접하게 관련이 되어 있다고 파악되기 때문이다. 즉 기술진보가 노동수요에 미치는 영향은 학력수준(혹은 skill)에 따라 상이하게 나타난다는 것이다. 특히 최근 들어 기술진보의 방향은 숙련 편향적(skill-biased technological change)으로 일어나기 때문에 고학력자들의 수요는 증가하고 저학력자들의 수요는 감소한다는 것이다. 따라서 기술진보가 일어날수록 노동시장 내에서는 고학력자의 고용이나 임금이 저학력

자에 비해서 상대적으로 증가하고 있다. 이 같은 결과는 물론 노동공급이 일정하다는 가정하에서이다. 만약 고학력자의 상대적 노동공급이 증가하면 상대적으로 임금은 감소할 수 있으며, 이것은 요소간의 대체탄력성과 노동공급 증가 정도에 따라 달라지게 된다. 이를 좀 더 자세히 살펴보기 위해서 편의상 기업이 생산을 하기 위해 필요한 투입물이 숙련근로(대졸자)와 비숙련근로(고졸자) 두 가지만 존재한다고 하자. 기업의 생산함수는 다음과 같은 CES 생산함수로 가정하자.

$$Q_t = [a_t(a_t N_{ct})^\rho + (1 - a_t)(b_t N_{ht})^\rho]^{1/\rho} \dots\dots\dots (1)$$

여기서  $N_{ct}$  및  $N_{ht}$ 는  $t$  기의 대졸 및 고졸 취업자수,  $a_t$  및  $b_t$ 는 대졸자와 고졸자의 노동사용적 기술진보 계수, 그리고  $a_t$ 는 시간에 따른 기술진보의 계수로서 고학력자의 몫을 나타낸다. 또한  $\rho$ 는 생산함수의 모수(parameter)이며, 두 가지 생산요소간의 대체탄력성  $\sigma=1/(1-\rho)$ 가 된다. 만약 숙련 중립적인 기술진보(skill-neutral technological change)가 일어나면  $a_t$  및  $b_t$ 는 동일한 비율로 증가하고, 숙련 편향적인 기술진보(skill-biased technological change)가 일어나면  $a_t/b_t$  또는  $a_t$ 가 증가하게 된다.

기업은 이윤극대화를 위하여 두 가지 생산요소의 한계생산물가치를 요소가격에 일치시키게 된다. 상품가격을 1이라고 가정하면 다음과 같다.

$$\ln W_{ct} = \ln(a_t) + \rho \ln a_t - (1 - \rho) \ln N_{ct} + \left(\frac{-\rho - 1}{\rho}\right) C_t \dots\dots\dots (2)$$

$$\ln W_{ht} = \ln(1 - a_t) + \rho \ln b_t - (1 - \rho) \ln N_{ht} + \left(\frac{-\rho - 1}{\rho}\right) C_t \dots\dots\dots (3)$$

여기서  $C_t = [a_t(a_t N_{ct})^\rho + (1 - a_t)(b_t N_{ht})^\rho]^{(1-\rho)/\rho}$ 이다. 위

의 두 식에서 보면, 상대적 임금격차가 일정할 경우 숙련 편향적인 기술진보가 일어나면 숙련근로자의 비중은 증가하고, 비숙련근로자의 비중은 감소할 것이다.

한편, 식 (2)와 (3)을 묶어서 상대적 임금으로 표시하면 다음과 같다.

$$\ln(W_{ct}/W_{nt}) = \ln[a_t/(1-a_t)] + \rho \ln(a_t/b_t) - (1-\rho)\ln(N_{ct}/N_{nt}) \dots\dots\dots (4)$$

위 식에서 숙련 중립적인 기술진보가 일어나면  $a_t$  및  $b_t$ 는 동일한 비율로 증가하기 때문에 숙련근로자의 임금과 비숙련근로자의 임금 모두 증가한다. 그러나 상대적인 임금의 변화는 없다. 만약 SBTC가 일어나면  $a_t/b_t$  또는  $a_t$ 가 증가하게 되고, 따라서 숙련근로자의 임금은 증가하고 비숙련근로자의 임금은 감소하게 된다. 즉 숙련근로자의 상대적 임금이 상승하게 된다.<sup>16)</sup>

실제로 기존의 많은 연구들이 이 SBTC 가설을 검정하고 있다. 우선 Bound and Johnson(1992), Katz and Murphy(1992), 최강식· 정진호(2003) 등은 학력별·연령별로 근로자를 구분하여 각 집단의 공급변화를 제어한 후 수요의 변화를 살펴보았다. 반면에 Berman, Bound and Griliches(1994), Berman, Bound and Machin(1998), 강석훈·홍동표(1999), 허재준 외(2002) 등은 숙련근로자의 임금비중(wage bill)의 변화와 기술진보 간의 상관관계를 분석하였다.

## 2. 산업별 기술진보의 지수

한 국가나 산업의 기술수준을 정확히 정량화한다는 것은 사실상 불가능하나 적절한 대변수를 사용할 수 있을 것이다. 대변수의 선택은 크게 세 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 연구개발에 대한 투입물(input-

---

16) 물론 노동공급의 변화가 동시에 일어나면 상대적 임금은 하락할 수도 있지만 노동공급의 변화를 상쇄하는 SBTC의 효과가 있으면 상대적 임금은 상승할 것이다.

based measure)을 기준으로 하는 방법, 연구개발의 결과로서 나타나는 산출물(output-based measure)을 기준으로 하는 방법, 그리고 실물생산과의 관계에서 간접적으로 도출되는 총요소생산성(total factor productivity)을 사용하는 방법 등이다. 이 같은 방법들은 그러나 모두 나름대로의 문제점을 지니고 있다.

기술진보의 대변수로 가장 많이 사용되는 것은 총요소생산성의 증가율이다. 본 연구에서는 한국생산성본부에서 제조업 중분류 수준으로 1980년부터 2000년 사이의 TFP 증가율을 추정된 값을 사용하였다.<sup>17)</sup>

그런데 TFP는 기술에 대한 직접적인 측정이 아니라 생산함수에서의 잔차항의 증가분이다. 이 잔차항은 기술진보를 나타낼 수도 있지만 우리가 모르고 있는 것의 총합일 뿐이다. 더구나 실제 TFP의 추정에 있어서는 자본과 노동 등의 투입요소를 측정하여야 하는데 이 과정에서 추가적인 오차가 존재할 수 있다.

보다 직접적인 지표로서는 특허건수 등을 들 수 있다. 이는 기술 활동의 산출물로서 기술의 대변수로 적합하나, 실제 추정에서는 특허나 실용신안 등의 숫자를 정량화하여 사용한다. 그렇게 되면 개별 특허마다 질적 수준이 크게 차이가 나는 점을 고려할 수 없게 된다. 물론 특허의 숫자가 많고 오랜 기간에 걸쳐 자료가 수집될 경우 이러한 문제는 완화될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 불행히도 산업별 특허건수가 약 10개 정도의 산업만으로 구분되어 있어 사용할 수 없었다.

기술개발의 투입물 기준의 지표로서는 연구개발에 대한 지출(R&D expenditure), 과학기술자 숫자(number of scientists and engineers) 등이 사용된다. R&D 지출과 같은 투입물을 기준으로 할 경우는 숫자가 금액으로 표시되므로, 특허건수의 경우처럼 질적인 차이를 반영하지 못하는 문제점은 피할 수 있다. 그러나 연구개발은 실패의 위험성이 크기 때문에 R&D 지출이 늘어난다고 해서 비례적으로 연구 성과가 늘어난다고 보기는 힘들다. 하지만 수많은 연구개발이 진행되고, 장기간에 걸친 자료를 이용할 경우, 이러한 실패의 위험성은 분산되기 때문에 비교

17) 산업은 서비스업의 경우 기술진보를 나타내는 지표의 문제 등으로 본 연구에서는 제조업만을 대상으로 하였다(Griliches, 1994)



〈표 4-1〉 산업별 기술진보 지수

산 업	산업 분류	R&D 집약도 (1991~ 99)	과학기술 자 비중 (1993~ 99)	총요소 생산성 (1980~ 2000)	ICT 집약도
제조업	D	2.3889	1.26	0.7	2.38
음식료품	15	0.5667	1.17	0.24	1.009
담배	16	0.5667	1.17	8.28	1.009
섬유제품	17	0.8556	0.07	-0.13	0.777
의복 및 모피제품	18	0.8556	0.07	0.21	2.822
가죽 및 신발제품	19	0.8556	0.07	0.63	2.822
목재 및 나무제품	20	0.2333	0.07	0.88	0.501
종이 및 종이제품	21	0.6667	0.35	-0.14	1.341
임채 및 출판	22	2.5778	0.1	0.12	3.157
코크스, 석유, 핵연료, 화합물	23	0.4444	4.41	-0.54	1.092
화학제품, 고무 및 플라스틱 제품	24	1.8778	4.21	0.23	1.625
고무 및 플라스틱 제품	25	2.1333	0.65	0.89	2.069
비금속 광물제품	26	1.2778	0.43	0.91	7.091
제1차 금속산업	27	0.6333	0.94	0.58	0.441
조립금속제품(기계, 가구 제외)	28	1.7778	0.25	0.6	2.243
기타 기계 및 장비	29	2.7111	0.81	1.4	5.604
사무, 계산용 기계	30	3.4444	6.24	2.73	3.589
전기기계 및 전자장비	31	2.2889	1.66	0.67	3.589
전자부품, 영상, 음향 및 통신장비	32	5.1222	6.23	2.73	3.589
의료, 정밀, 광학기기 및 시계	33	4.9889	1.49	0.7	3.724
자동차, 트레일러 및 준트레일러	34	4.0778	3.27	1.6	3.005
기타 운수장비	35	1.7222	1.55	-0.67	3.005
기타 제조업	36	1.4778	0.14	0.11	1.389

자료: 과학기술부, □□과학기술통계연감□□; 한국생산성본부.

적 안정적인 지표를 얻을 수 있다. 따라서 이 분야의 많은 문헌에서는 R&D 지출이나 과학기술자의 숫자 등을 기술수준의 지표로 활용하는 경우가 많다. 본 연구에서는 1991년부터 1999년까지 산업별 R&D 지출을 매출액으로 나눈 값, 즉 연구개발비 집약도와 산업별 과학기술자 숫자를 취업자 숫자로 나눈 과학기술자 비중을 산업별 기술수준의 대변수로 사용하였다.<sup>18)</sup> 연구개발비 지출과 과학기술자 숫자는 과학기술부에서 나온 □□과학기술통계연감□□을 사용하였고, 취업자 숫자는 통계청의 □□경제활동인구조사□□ 원자료를 사용하여 계산하였다.

마지막으로 최근 기술진보가 가장 활발하게 일어난 정보통신 분야(ICT)의 지출 집약도를 사용하였다.<sup>19)</sup> 산업별 수치는 <표 4-1>에 나타나 있다.

### 제3절 기술변화의 고용효과에 대한 실증적 분석

#### 1. 산업별 고용흡수력의 변화 분석

##### 가. 산업별 고용비중의 추이

일반적으로 산업의 특성을 기술변화의 정도와 상품에 대한 소득탄력성의 크기에 따라 다음의 네 가지 정도로 구분해 볼 수 있다. 첫째, 기술진보의 속도는 매우 느리고, 반면에 상품에 대한 소득탄력성은 큰 경

18) 기술수준을 나타내는 지표와 기술수준의 변화, 즉 기술진보의 정도를 나타내는 지표는 엄밀히 말하면 서로 다를 수 있다. 기존의 기술수준이 높기 때문에 고학력자를 더 수요하는지, 아니면 기술진보의 속도가 빠르기 때문에 새로운 환경에 적응하는 능력이 고학력자가 더 높은 것인지에 따라서 이 둘의 구분은 달라질 수 있다. 그러나 기술진보의 영향을 분석하는 대부분의 문헌에서는 이를 구분하고 있지는 않다.

19) 허재준·서환주·이영수, 『정보통신기술 투자와 숙련노동 수요변화』, □□경제학연구□□, 제50집 제4호.

우이다. 이 경우는 고용이 (다른 부문에 비해 상대적으로) 빠른 속도로 증가할 것이다. 주로 서비스산업이 여기에 해당된다고 할 수 있다. 둘째는 기술진보도 거의 이루어지지 않고 상품에 대한 소득탄력성도 낮은 경우이다. 이 경우는 생산과 고용이 모두 감소할 것이다. 셋째는 기술진보가 빠르게 이루어지면서 동시에 소득탄력성도 매우 큰 산업이다. 이 경우는 두 가지 효과의 크기에 따라 고용이 증가하거나 감소할 수 있다. 주로 IT를 포함한 전자산업의 경우가 해당된다. 넷째는 기술진보는 매우 빠르게 이루어지나 제품에 대한 소득탄력성은 크지 않은 경우이다. 이 경우 고용은 급속도로 감소하게 될 것이다. 주로 음식료품산업 등이 여기에 해당할 것이다.

실제 우리나라의 산업별 고용비중을 산업연관표를 통해서 살펴보면 위의 이론적 추측과 거의 유사하게 변화하고 있음을 알 수 있다. [부표 4-1]에는 산업별 고용비중이 연도별로 제시되어 있다. 우선 고용이 지속적으로 증가하고 있는 산업은 전기·가스·수도, 건설업, 운수 및 보관, 통신, 정부서비스, 교육·보건·의료·연구, 기타서비스 등이며, 지제품 및 인쇄출판, 금속제품, 일반기계 등도 지속적인 증가세를 보였다.

반면, 고용이 급속히 감소하는 산업은 농림어업, 음식료품 등으로 기술진보는 빠르게 이루어지나 소득탄력성이 크지 않은 경우이다(실제 농림어업과 음식료품산업에서 R&D 투자가 많이 이루어진다고 보기보다는 다른 산업에서 이루어진 R&D 투자의 효과가 이 산업에서 크게 이용되기 때문에 기술진보가 빠를 수 있다.<sup>20)</sup>).

한편, 일시적 증가 이후 계속 감소하고 있는 분야는 광업, 섬유 및 의복, 화학제품, 석유석탄제품, 비금속광물제품, 일차금속제품, 전자부품, 가전기기, 수송기계-자동차, 정밀기계, 금융·보험·부동산 등이다. 그리고 반도체, 수송기계-자동차 제외, 기타제조업(목재포함), IT기기 등의 분야에서는 증가와 감소를 반복하고 있다.

그러나 취업자 비중을 종속변수로 하고 상수항과 시간( $t$ )을 독립변수로 해서 회귀분석을 실시한 결과 농림어업, 광업, 음식료품, 섬유 및

20) 기술의 파급효과에 대한 자세한 설명은 최강식, □□기술진보와 노동시장의 변화□□, 한국노동연구원, 1997 참조.

〈표 4-2〉 고용비중의 추세 회귀분석(1975~2000)

부 문	상수항	부문의 계수값
농림어업(1)	22.22**	-0.01107**
광업(2)	1.05**	-0.00053**
음식료품(3)	1.77**	-0.00088**
섬유 및 의복(4)	4.06**	-0.00201**
지제품 및 인쇄출판(5)	-0.25**	0.00013**
화학제품(6)	-0.26	0.00014
석유석탄제품(7)	-0.09**	0.00005**
비금속광물제품(8)	-0.12	0.00007
일차금속제품(9)	-0.25**	0.00013**
금속제품(10)	-0.74**	0.00037**
일반기계(11)	-0.71**	0.00036**
반도체(12)	-0.12**	0.00006**
전자부분품(13)	-0.52**	0.00027**
IT기기(14)	-0.57**	0.00029**
가전기기(15)	-0.07**	0.00004**
수송기계-자동차(16)	-0.86**	0.00044**
수송기계-자동차 제외(17)	-0.59**	0.00030**
정밀기계(18)	-0.02	0.00001
기타제조업(목재포함)(19)	0.60**	-0.00029**
전기·가스·수도(20)	-0.19**	0.00010**
건설업(21)	-3.32**	0.00170**
도소매업(22)	-3.16**	0.00166**
음식점 및 숙박업(23)	-4.71*	0.00245*
운수 및 보관(24)	-1.34**	0.00070**
통신(25)	-0.18**	0.00009**
금융·보험·부동산(26)	-3.13**	0.00159**
정부서비스(27)	-2.50**	0.00127**
교육·보건·의료·연구(28)	-3.03**	0.00155**
기타서비스(29)	-1.97**	0.00101**

주: \*\* : 99% 유의 수준, \* : 95% 유의 수준.

종속변수: 부문별 취업자수/ 총취업자수, 독립변수: 상수항, 연도.

의복, 기타제조업 등을 제외하고는 대부분 고용비중이 증가하는 추세로 나타났다(표 4-2 참조).

#### 나. 산업별 기술수준의 변화와 고용흡수력의 변화 분석

앞서 살펴본 고용비중 추세는 생산량의 변화에 따른 효과와 기술수준의 변화로 인한 효과가 복합된 것이어서 기술진보만의 효과를 구분하여 볼 수가 없다. 생산량 비중이 증가하면 고용을 증가시키는 효과가 있고, (노동절약적) 기술진보가 이루어지면 고용이 감소하는 효과가 있다. 생산량 비중은 산업에 따라 비중이 증가한 산업도 있고 감소한 산업도 있다. 그러나 기술진보는 (산업별로 정도의 차이는 있으나) 전산업에서 지속적으로 이루어져 왔다. 따라서 기술변화에 따라 노동의 수요가 어떻게 변화하였는가를 보기 위해서 본 연구에서는 취업계수(취업자수/생산량)를 구하였다. 기술진보의 효과만을 살펴보기 위함이다.<sup>21)</sup>

부문별 생산량은 한국은행에서 발표하는 산업연관표를 이용하였다. 산업연관표에서는 3~5년 단위로 부문별 생산량을 조사하고 있는데 생산량이 조사되지 않은 연도의 자료는 보간법(interpolate)을 사용하여 추정하였다.

취업계수는 노동생산성의 역수가 되는데 기술이 발전할수록 노동생산성이 증가한다고 볼 수 있다. 실제로 모든 부문에 있어 취업계수는 시간이 지날수록 감소하는 것으로 나타났다(부표 4-2 참조). 이를 자세히 분석하기 위해서 앞서와 마찬가지로 취업계수를 종속변수로 하고, 상수항과 시간( $t$ )을 독립변수로 해서 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 <표 4-3>에 나타나 있다. 이에 따르면 모든 부문에서 취업계수는 감소하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 감소하는 정도는 부문별로 차이가 난다. 가장 큰 감소를 보이고 있는 부문은 음식 및 숙박업이며, 농림어업이 그 다음을 차지하고 있다<sup>22)</sup> (그림 4-1 참조).

21) 물론 이 경우에도 대체효과와 규모효과의 구분은 이루어지지 않는다.

22) 이들 분야에는 생산성 향상의 효과 이외에도 경제가 성장하면서 불완전취업이 감소한 영향도 있다고 보여진다.

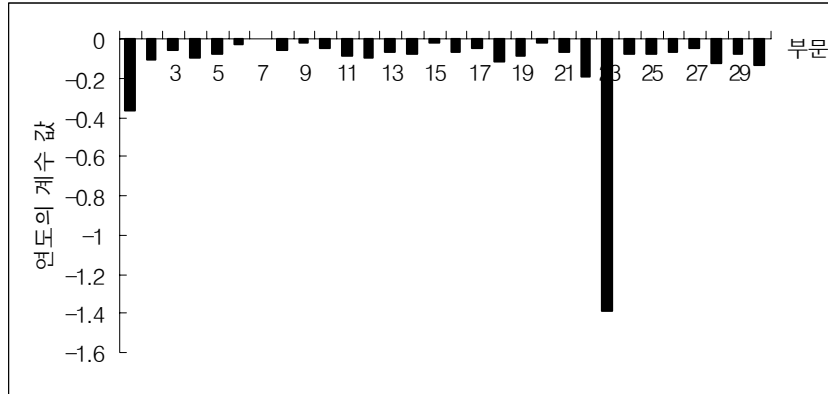
〈표 4-3〉 산업별 취업계수의 추세 회귀분석(1975~2000)

	상수항	연도(t)의 계수
농림어업	723.24**	-0.3624**
광업	204.87**	-0.1027**
음식료품	114.87**	-0.0576**
섬유 및 의복	186.07**	-0.0932**
지제품 및 인쇄출판	152.77**	-0.0766**
화학제품	60.28**	-0.0302**
석유석탄제품	2.11**	-0.0011**
비금속광물제품	118.86**	-0.0596**
일차금속제품	29.49**	-0.0148**
금속제품	102.20**	-0.0512**
일반기계	165.91**	-0.0832**
반도체	190.49**	-0.0955**
전자부분품	133.08**	-0.0667**
IT기기	149.04**	-0.0747**
가전기기	33.98**	-0.0170**
수송기계-자동차	139.75**	-0.0701**
수송기계-자동차 제외	101.35**	-0.0508**
정밀기계	237.48**	-0.1191**
기타제조업(목재포함)	168.92**	-0.0846**
전기·가스·수도	30.65**	-0.0154**
건설업	140.41**	-0.0703**
도소매업	380.24**	-0.1904**
음식점 및 숙박업	2770.84**	-1.3875**
운수 및 보관	153.92**	-0.0771**
통신	155.26**	-0.0778**
금융·보험·부동산	126.45**	-0.0634**
정부서비스	93.00**	-0.0465**
교육·보건·의료·연구	256.89**	-0.1287**
기타서비스	148.03**	-0.0742**
종합	263.42**	-0.1320**

주: \*\* P>99%

종속변수: 취업자수(단위 1명) / 총투입액(단위 천 만원), 독립변수: 연도, 상수항

(그림 4-1) 산업별 취업계수의 변화



자료: <표 4-1>와 동일.

한편, 산업별 기술진보가 산업별  $\alpha$ 취업계수의 변화에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 산업별 취업계수의 회귀식에서 구한 추세변수( $\tau$ )의 계수와 <표 4-1>에서의 산업별 기술수준 지수간에 상관관계를 구하였다. 취업계수 추세의 계수가 음(-)의 값을 가진다는 것은 노동절약적인 기술진보가 일어났음을 시사하는 것이다. 이 계수와 산업별 R&D 집약도 간의 상관관계는 -0.2355, TFP와의 상관관계는 -0.0406, ICT 집약도와와의 관계는 -0.2021 등으로 나타나서, 기술진보가 빠른 산업일 수록 취업계수가 빨리 감소하고 있는 것으로 나타났다.

#### 다. 기술수준의 변화와 산업별·학력별 고용흡수력의 변화 분석

지금까지의 논의는 취업자를 모두 동일한 노동력으로 간주하고 분석한 것이다. 그러나 최근 들어 기술진보의 성격은 단순히 노동절약적인 것이라기보다는 학력에 따라 그 효과가 다르게 나타나고 있는 것으로 보인다. 즉 숙련 편향적인 기술진보가 이루어지고 있기 때문에 이하의 분석에서는 노동력을 학력별로 구분하여 기술진보와 고용흡수력 간의 관계를 분석하였다.

앞서 사용한 산업연관표는 취업자의 학력에 대한 정보가 없기 때문

에 여기서는 통계청의 경제활동인구조사를 이용하여 산업별·학력별 고용비중을 구하였다(부표 4-3 참조). 이 자료를 이용하여 앞서와 마찬가지로 취업비중을 종속변수로 하고 상수항과 시간( $t$ )을 독립변수로 해서 회귀분석을 학력별로 실시하였다. 그 결과는 <표 4-4>에 나타나 있다. 여기에 따르면 중졸 이하의 저학력자인 경우 금융보험서비스업을 제외한 전 분야에서 취업자 비중이 감소하였다. 이는 전 산업에서 기술진보가 이루어졌지만 주로 저학력자를 대체하는 기술진보가 이루어졌다는 것을 의미한다. 반면에 고졸의 경우는 취업자 비중이 증가한 산업과 감소한 산업으로 구분된다. 농림어업, 광업, 일부 제조업에서는 취업자 비중이 감소하였지만 다른 산업에서는 취업자 비중이 모두 증가하였다. 또한 전문대졸 이상인 경우도 농림어업, 광업, 가구 및 기타제품

<표 4-4-1> 학력별 취업 비중 추세의 회귀분석: 중졸 이하

	상 수	계 수
농림어업	1969.49***	-0.9811***
광업	90.71***	-0.0454***
음식료품, 담배	85.57***	-0.0424***
섬유, 의복, 신발	381.52***	-0.1897***
목재 및 나무제품	22.03	-0.0107
출판, 인쇄	49.84***	-0.0248***
코크스, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	145.14***	-0.0725***
비금속광물제품	47.01**	-0.0234***
제1차금속산업	25.39***	-0.0127***
조립금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	84.57***	-0.0414***
가구 및 기타제품	116.98***	-0.0585***
전기·가스 및 수도사업	3.52***	-0.0017***
건설업	142.83***	-0.069***
도소매업 및 숙박, 음식점업	493.13***	-0.2425***
운수, 통신업	62.39***	-0.0305***
금융, 보험업 및 서비스업	-119.52***	0.0606***
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	148.74***	-0.0729***

주: \*\*\* : 99% 신뢰수준, \*\* : 95% 신뢰수준, \* : 90% 신뢰수준.



을 제외하고는 취업자 비중이 모두 증가하였다. 생산량 비중은 산업에 따라 비중이 증가한 산업도 있고 감소한 산업도 있다. 그러나 기술진보는 (산업별로 정도의 차이는 있으나) 전 산업에서 지속적으로 이루어져 왔다. 그렇기 때문에 거의 전 산업에서 전문대졸 이상의 취업자 비중은 증가하였고, 중졸 이하의 취업자 비중은 감소하였다는 점은 기술진보가 숙련노동을 더 많이 사용하고, 비숙련노동은 대체하였다는 것을 뜻한다.

따라서 이 결과는 숙련 편향적 기술진보(SBTC)가 일어나고 있음을 시사한다. 그러나 여기서 주의할 점은 노동공급 측면의 변화이다. 그동안 한국의 노동시장에서는 고학력화가 급속히 진행되었기 때문에 전체 취업자에서 고학력자의 비중이 크게 증가하였다. 그러므로 숙련 편향적 기술진보가 일어나고 있는지를 확인하려면 노동공급의 증가에도

〈표 4-4-2〉 학력별 취업 비중 추세의 회귀분석: 고졸

	상 수	계 수
농림어업	128.32 <sup>***</sup>	-0.0634 <sup>***</sup>
광업	23.23 <sup>***</sup>	-0.0116 <sup>***</sup>
음식료품, 담배	-8.58 <sup>*</sup>	0.0046 <sup>*</sup>
섬유, 의복, 신발	1.18	0.0005
목재 및 나무제품	-76.39 <sup>***</sup>	0.0387 <sup>***</sup>
출판, 인쇄	5.89	-0.0026
코크스, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	52.07 <sup>***</sup>	-0.0257 <sup>***</sup>
비금속광물제품	-11.79 <sup>*</sup>	0.0061 <sup>*</sup>
제1차금속산업	11.82 <sup>***</sup>	-0.0058 <sup>***</sup>
조립금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	-244.36 <sup>***</sup>	0.1247 <sup>***</sup>
가구 및 기타제품	58.83 <sup>***</sup>	-0.0294 <sup>***</sup>
전기·가스 및 수도사업	-1.09	0.0006
건설업	-274.33 <sup>***</sup>	0.1393 <sup>***</sup>
도소매업 및 숙박, 음식점업	-841.57 <sup>***</sup>	0.4281 <sup>***</sup>
운수, 통신업	-134.51 <sup>***</sup>	0.0689 <sup>***</sup>
금융, 보험업 및 서비스업	-299.98 <sup>***</sup>	0.152 <sup>***</sup>
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	-173.66 <sup>***</sup>	0.0899 <sup>***</sup>

주:\*\*\* : 99% 신뢰수준, \*\* : 95% 신뢰수준, \* : 90% 신뢰수준.

〈표 4-4-3〉 학력별 취업 비중 추세의 회귀분석: 전문대 이상

	상 수	계 수
농업어업	1.06	-0.0004
광업	3.69***	-0.0018***
음식료품, 담배	-12.43***	0.0063***
섬유, 의복, 신발	-22.19***	0.0113***
목재 및 나무제품	-22.95***	0.0116***
출판, 인쇄	-24.16***	0.0123***
코크스, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	-3.90	0.0022
비금속광물제품	-5.41***	0.0028***
제1차금속산업	-2.89	0.0015
조립금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	-152.07***	0.0770***
가구 및 기타제품	12.36***	-0.0062***
전기·가스 및 수도사업	-8.70***	0.0044***
건설업	-135.85***	0.0687***
도소매업 및 숙박·음식점업	-426.80***	0.2159***
운수·통신업	-96.68***	0.0489***
금융·보험업 및 서비스업	-420.30***	0.2120***
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	-547.19***	0.2776***

주: \*\*\* : 99% 신뢰수준, \*\* : 95% 신뢰수준, \* : 90% 신뢰수준.

불구하고, 대졸근로자의 임금이 중졸 이하(혹은 고졸 이하)의 근로자 임금보다 상대적으로 하락하지 않았음이 확인되어야 한다. 만약 이들의 상대적 임금이 크게 하락하였다면, 대졸자의 취업 비중 증가는 숙련 편향적 기술진보에 의한 영향이라기보다는 오히려 대졸자의 노동공급 증가에 의한 것일 가능성이 높기 때문이다. 따라서 이하에서는 고학력자와 저학력자의 상대적 임금과 기술진보와의 관계를 분석하겠다.

## 2. 산업별 기술수준의 변화와 학력간 임금격차 분석

기술진보와 학력별 취업 비중의 변화를 분석하려면 앞서 살펴본 대로 학력별 노동수요 변화와 학력별 노동공급의 변화를 모두 분석해야 할 것이다. 최강식·정진호(2003)에 따르면 1980년대까지의 학력별 임금격차의 변화는 주로 노동공급 변화(고학력화)에 의해 이루어진 것이

지만, 1990년대의 변화는 노동공급의 변화보다는 노동수요의 변화가 큰 영향을 미친 것으로 나타났다.<sup>23)</sup> 더구나 노동수요 중에서도 생산물시장의 구조변화로 인한 산업간 고용구조 변화보다는 모든 산업 내에서 고학력자의 취업비중이 증가하였음을 보이고 있다. 그러나 이들은 산업내의 변화가 숙련 편향적인 기술진보에 의한 것인지를 직접적으로 보여 주지는 못하였다.

본 연구에서는 기술진보의 몇가지 대리변수를 사용하여 취업 비중의 추세 및 학력별 취업 비중을 분석하였다. 그러나 노동시장이 유연하지 못한 경우 외부충격이 있더라도 그 충격에 따른 고용 변화가 즉각적으로 일어나지 못하는 경우도 있다. 이 경우에는 외부충격이 고용 증감보다는 상대적인 임금에 영향을 미치게 될 것이다. 이하에서는 기술진보의 충격이 학력간 상대적인 임금에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴볼 것이다.

학력별 임금격차를 분석하기 위해서 본 연구에서는 전형적인 임금함수에 기술진보의 대변수를 삽입한 아래 식 (5)을 추정하였다. 즉,

$$\ln W_{ijt} = \beta X_{it} + \nu_1 T_j + u_{ijt} \quad \dots\dots\dots (5)$$

여기서  $X_{it}$ 는  $t$ 년도에 근로자  $i$ 의 인적자원 특성을 나타내는 변수들이다. 여기에는 근로자의 교육연수, 노동시장에서의 잠재적 경력(연령-교육연수-6), 경력의 제공항, 근로자가 속해 있는 사업체의 규모, 지역, 근로자의 종사상 지위 등이 포함되어 있다. 그리고  $T_j$ 는 근로자  $i$ 가 속해 있는 산업  $j$ 의 기술진보를 나타내는 변수이다.

위 식에서 기술 중립적인 기술진보가 일어난다면 숙련근로자와 비숙련근로자의 임금이 모두 상승할 것이다. 즉 식 (5)에서 기술진보의 계수값이 정(+)<sup>24)</sup>의 부호를 가질 것이다( $\nu_1 > 0$ ). 다시 말하면 (숙련근로자이던 비숙련근로자이든 상관없이) 평균적으로 보면 기술진보가 빠른 산업에 종사하는 근로자들의 임금이 그렇지 못한 산업에 종사하는 근로

23) 최강식·정진호, 『한국의 학력간 임금격차 추세 및 요인분해』, □□국제경제연구□□, 2003. 12.

자들보다 더 많아서 임금프리미엄을 누린다는 것이다.

만약 기술진보가 숙련 편향적이라면 숙련근로자(교육을 많이 받은 근로자로 정의)의 상대적 임금은 상승할 것이다. 이를 확인하기 위해서 본 연구에서는 기술진보와 교육연수 간의 교차항을 식 (5)에 삽입하였다. 즉

$$\ln W_{ijt} = \beta X_{it} + \nu_1 T_j + \nu_2 EDU_i \cdot T_j + u_{ijt} \dots\dots\dots(6)$$

식 (6)에서 기술진보에 따른 임금프리미엄은 시간당 임금을 기술진보 변수로 편미분한 값, 즉  $(\nu_1 + \nu_2 EDU_i)$ 의 값을 구하면 알 수 있다. 그런데 이 값은 교육연수에 따라 다르게 나타난다. 만약 SBTC가 일어나면 이 임금프리미엄은 교육수준이 높을수록 커질 것이다. 즉 기술진보와 교육연수 간의 교차항이 정(+ )의 부호( $\nu_2 > 0$ )를 보일 것이다.

결국 임금함수의 추정에서 우리가 관심 있는 부분은 다음의 세 가지로 정리될 수 있다. 첫째, 기술진보가 빠른 산업에 종사하는 근로자들의 임금이 그렇지 못한 산업에 종사하는 근로자들보다 평균적으로 더 많은가 하는 점이다. 이 점은 식 (5)에서  $\nu_1 > 0$ 인지 아닌지를 확인하면 된다. 둘째로, 기술진보에 따른 임금프리미엄이 교육연수에 영향을 받는가의 여부이다. 즉  $(\nu_1 + \nu_2 EDU_i) > 0$ 인가 아닌가이다. 마지막으로 식 (6)에서  $\nu_2 > 0$ 인가 아닌가 하는 것이다. 즉 SBTC가 일어나고 있는지의 여부이다.

임금방정식의 추정에 사용된 자료는 한국노동패널 자료 실증분석에 사용된 근로자 특성 및 임금 자료는 한국노동연구원에서 조사한 한국노동패널 데이터(KLIPS) 4개 연도(1998년, 1999년, 2000년, 2001년) 자료이다. 이 자료는 현재 우리나라에서 근로자 특성 및 임금에 관한 유일한 패널 자료라고 할 수 있겠다. 4개 연도의 자료를 pooling하여 추정하고, 또한 각각의 연도 자료를 이용하여 추정하였다. 두 결과의 차이가 크지 않아서 여기서는 pooling한 자료를 사용하여 추정한 회귀분석의 결과만 <표 4-5>에 보고하였다.

회귀분석 결과를 보면 먼저 교육연수의 경우 0.062의 계수를 보이면

서 유의적으로 나타났다. 일반적으로 이 계수는 일정한 가정하에서 교육의 투자수익률을 나타내는 것인데 노동부의 『임금구조특별조사』 자료를 사용해서 추정된 결과보다는 약간 작은 계수값을 보이고 있다. 이는 노동부의 조사가 5인 이상 사업체의 상용근로자만을 대상으로 하고 있고, 또 기업체 설문조사이기 때문에 이 조사보다 임금이 높게 나타나기 때문으로 추측할 수 있다. 경력과 관련된 계수는 통상의 예상대로 일정한 값 이후에는 경력이 증가하여도 하락하는 것으로 나타난다. 이 역시 조사대상 자체가 5인 이상 사업체의 상용직인 경우(노동부 임금구

〈표 4-5〉 임금방정식(1998~2001): 근로자 전체 Pooled Regression

	R&D집약도	과학기술자 비용	TFP1	TFP2	ICT 지출 집약도
상수	0.168*** (2.7)	0.169*** (2.8)	0.183*** (3.0)	0.171*** (2.8)	0.185*** (3.0)
교육연수	0.062*** (18.4)	0.061*** (18.0)	0.062*** (18.5)	0.062*** (18.6)	0.062*** (18.5)
경력연수	0.016*** (7.2)	0.016*** (7.3)	0.016*** (7.2)	0.016*** (7.1)	0.016*** (7.2)
(경력) <sup>2</sup> /100	-0.016*** (-3.5)	-0.017*** (-3.5)	-0.017*** (-3.5)	-0.016*** (-3.4)	-0.017*** (-3.5)
근속연수	0.002*** (8.8)	0.002*** (8.7)	0.002*** (8.9)	0.002*** (8.9)	0.002*** (8.9)
(근속) <sup>2</sup> /100	-0.005*** (-5.4)	-0.005*** (-5.3)	-0.005*** (-5.5)	-0.005*** (-5.5)	-0.005*** (-5.4)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.043*** (8.7)	0.040*** (8.0)	0.043*** (8.8)	0.044*** (8.9)	0.043*** (8.7)
정규직 더미(=1)	-0.147*** (-5.79)	-0.147*** (-5.8)	-0.146*** (-5.7)	-0.147*** (-5.8)	-0.148*** (-5.8)
지역(서울=1)	0.087*** (4.71)	0.090*** (4.9)	0.085*** (4.6)	0.084*** (4.5)	0.087*** (4.7)
성(남성=1)	0.354*** (20.83)	0.355*** (20.9)	0.352*** (20.7)	0.356*** (20.9)	0.356*** (20.9)
기술진보	-0.001 (-0.10)	0.012*** (2.9)	-0.010** (-2.4)	-0.019** (-2.5)	-0.008* (-1.8)

주: \*\*\* : 99% 신뢰수준, \*\* : 95% 신뢰수준, \* : 90% 신뢰수준.

조특별조사)보다는 낮은 연령에서 임금의 정점(peak)이 나타나는 것으로 보인다. 이 밖에도 다른 변수에 대한 결과들이 있으나 여기서는 본 연구의 주된 관심사인 기술수준의 대변수로 사용된 변수의 계수를 살펴보고자 한다.

먼저 R&D 집약도의 계수값은 첫 번째 모형에서는 -0.001로서 음(-)의 값을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지는 않다. 이는 기술수준이 높은 산업이라고 해서 그렇지 않은 산업과 임금이 큰 차이가 없다는 의미이다. 그러나 기술수준을 R&D 집약도 대신 과학기술자의 비중으로 나타냈을 때는 0.012로서 음(-)의 값을 보이고 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 하지만 총요소생산성(TFP)이나 ICT 집약도 등은 오히려 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어, 어떤 대변수를 기술수준으로 나타내는가에 따라 상이한 결과를 보이고 있다. 따라서 기술수준이 높은 산업에 종사하는 근로자라고 해서 기술수준이 낮은 산업에 종사하는(동일한 특성을 지닌) 근로자보다 임금을 더 많이 받는다고 보기는 힘들다.

그러나 학력별로 구분해서 보면 결과는 달라진다. <표 4-6>에는 기술수준과 교육연수의 교차항을 회귀식에 포함시킨 추정 결과가 나타나 있다. 여기서 교차항의 계수(=v<sub>2</sub>)는 모든 경우에 음의 값을 보이고 통계적으로도 유의한 결과를 보인다.

한편, 기술수준이 임금에 미치는 영향을 보려면 추정된 회귀분석식 (6)에서 시간당 임금의 대수치를 기술수준의 대변수로 편미분하면 된다. 즉,

$$\frac{\partial \ln W_{iit}}{\partial T_j} = \gamma_1 + \gamma_2 EDU_i$$

예를 들어 기술수준을 R&D 집약도로 표시한 경우 R&D 집약도가 증가할 때 시간당 임금의 대수치가 증가하는 정도는 <표 4-6>의 첫 번째 모형의 결과에 따르면 다음과 같다.

$$\frac{\partial \ln W_{iit}}{\partial RND_j} = -0.090 + 0.007 EDU_i$$

따라서 근로자의 교육연수가 12년 이하이면 R&D 집약도가 높은 산업에 있다고 해서 그렇지 않는 산업에 있는 것보다 더 높은 임금을 받는 것은 아니다. 그러나 근로자의 교육연수가 12년을 초과하면 R&D 집약도가 높은 산업에 있는 경우가 그렇지 않는 산업에 있는 것보다 더 높은 임금을 받게 된다.<sup>24)</sup> 또한 기술수준이 높은 산업에 종사하는 근로자와 낮은 산업에 종사하는 근로자 간의 임금 차이는(다른 조건은 동일할 때에) 교육연수가 많아질수록 더 커진다.

한편,  $v_1 > 0$ 이어도 SBTC의 가설이 기각되는 것은 아니다. 이 경우는 기술진보가 고졸자와 대졸자의 생산성을 모두 상승시키지만  $v_2 > 0$ 이면, 대졸자의 생산성이 고졸자보다 상대적으로 더 많이 상승한다는 의미이기 때문이다. 그러므로 SBTC 가설의 채택 여부는  $v_1$ 의 값이 아니라  $v_2$ 의 값에 달려 있다고 하겠다.

기술수준을 과학기술자의 비중으로 파악한 경우에도 결과는 비슷하다. <표 4-6>의 두 번째 모형에서 과학기술자의 비중이 증가할 때 시간당 임금의 대수치가 증가하는 정도는 다음과 같다.

$$\frac{\partial \ln W_{ijt}}{\partial STP_j} = -0.066 + 0.006EDU_i$$

이 경우에는 근로자의 교육연수가 9년 이하이면 과학기술자의 비중이 높은 산업에 종사한다고 해서 그렇지 않는 산업에 종사하는 것보다 더 높은 임금을 받는 것은 아니다. 그러나 근로자의 교육연수가 10년 이상이면 과학기술자의 비중이 높은 산업에 종사하는 경우가 그렇지 않는 산업에 종사하는 것보다 더 높은 임금을 받게 된다.<sup>25)</sup> 나머지 변

24) 이를 교육연수에 따라 해석하면, 교육연수가 1년 증가할 때에 상승하는 임금은 R&D 집약도가 높은 산업일수록 더 많다는 의미이다. 즉 학력간 임금격차가 기술수준이 높은 산업일수록 더 크다는 의미이다.

25) 연도별 자료의 추정 결과에서도 pooled regression과 비슷한 결과를 얻었다. 다만 1998년의 경우 기술진보의 대변수와 교육연수 간의 교차항의 부호는 예상대로 양(+ )의 부호가 나타났으나, 통계적 유의성이 약간 떨어졌으며, 나머지 연도에서도 부호는 양(+ )으로 나타났으며 통계적 유의도도 매우 높은 것으로 나타났다.

〈표 4-6〉 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함

	R&D 집약도	과학기술자 비용	TFP1	TFP2	ICT 지출 집약도
상수	0.335*** (4.7)	0.257*** (4.0)	0.290*** (4.2)	0.243*** (3.8)	0.348*** (4.6)
교육연수	0.048*** (10.5)	0.053*** (14.3)	0.054*** (12.9)	0.057*** (15.5)	0.048*** (9.2)
경력연수	0.017*** (7.5)	0.017*** (7.5)	0.016*** (7.3)	0.016*** (7.2)	0.016*** (7.4)
(경력) <sup>2</sup> /100	-0.018*** (-3.9)	-0.018*** (-3.8)	-0.017*** (-3.6)	-0.017*** (-3.5)	-0.018*** (-3.8)
근속연수	0.002*** (8.9)	0.002*** (8.7)	0.002*** (8.9)	0.002*** (8.9)	0.002*** (8.9)
(근속) <sup>2</sup> /100	-0.005*** (-5.4)	-0.005*** (-5.2)	-0.005*** (-5.5)	-0.005*** (-5.5)	-0.005*** (-5.4)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.043*** (8.6)	0.040*** (7.9)	0.043*** (8.7)	0.044*** (8.9)	0.043*** (8.8)
정규직 더미(=1)	-0.158*** (-6.2)	-0.150*** (-5.9)	-0.147*** (-5.8)	-0.151*** (-6.0)	-0.152*** (-6.0)
지역 (서울=1)	0.086*** (4.7)	0.087*** (4.7)	0.087*** (4.8)	0.083*** (4.5)	0.090*** (4.9)
성 (남성=1)	0.353*** (20.9)	0.353*** (20.9)	0.347*** (20.4)	0.355*** (21.0)	0.354*** (20.9)
기술진보	-0.090*** (-4.4)	-0.059*** (-3.5)	-0.072*** (-3.6)	-0.132*** (-4.1)	-0.091*** (-3.9)
기술진보*교육 연수	0.007*** (4.5)	0.006*** (4.4)	0.005*** (3.2)	0.009*** (3.6)	0.006*** (3.6)

수들을 기술진보의 대변수로 사용하고 있는 경우에도 거의 비슷한 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과들은 기술진보가 숙련 편향적(SBTC)으로 이루어지고 있다는 가설을 확인시켜 주는 결과이다. 즉 기술이 진보할수록 고학력자에 대한 노동수요가 더 증가함을 보여주는 것이다.

지금까지의 결과를 성별로 구분할 경우에도 비슷한 결과를 보인다. <표 4-7>에는 식 (5)의 회귀방정식을 남자인 경우에만 추정한 결과가 나타나 있으며, <표 4-8>에는 같은 식을 여자인 경우에만 추정한 결과가 나타나 있다.



<표 4-7> 임금방정식(1998~2001): 남성 Pooled Regression

	R&D 집약도	과학기술자 비용	TFP 1	TFP 2	ICT 지출 집약도
상수	0.161* (1.9)	0.175** (2.1)	0.175** (2.1)	0.174** (2.1)	0.176** (2.1)
교육연수	0.072*** (17.7)	0.071*** (17.3)	0.073*** (17.8)	0.073*** (17.9)	0.073*** (17.8)
경력연수	0.041*** (11.8)	0.041*** (11.9)	0.040*** (11.8)	0.040*** (11.7)	0.040*** (11.8)
(경력) <sup>2</sup> /100	-0.063*** (-8.5)	-0.064*** (-8.6)	-0.063*** (-8.5)	-0.063*** (-8.4)	-0.063*** (-8.5)
근속연수	0.002*** (5.4)	0.002*** (5.3)	0.002*** (5.4)	0.002*** (5.5)	0.002*** (5.4)
(근속) <sup>2</sup> /100	-0.004*** (-3.3)	-0.003*** (-3.2)	-0.004*** (-3.4)	-0.004*** (-3.4)	-0.004*** (-3.4)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.042*** (7.0)	0.039*** (6.3)	0.043*** (7.1)	0.043*** (7.2)	0.043*** (7.1)
정규직 더미 (=1)	-0.140*** (-3.6)	-0.141*** (-3.6)	-0.139*** (-3.5)	-0.139*** (-3.5)	-0.140*** (-3.6)
지역 (서울=1)	0.035 (1.5)	0.040* (1.7)	0.033 (1.4)	0.031 (1.3)	0.034 (1.5)
기술진보	0.006 (0.9)	0.017*** (3.3)	-0.004 (-0.8)	-0.014 (-1.6)	-0.003 (-0.5)

전체 근로자인 경우와 마찬가지로 어떤 대변수를 기술수준으로 나타내는가에 따라 상이한 결과를 보이고 있다. 따라서 기술수준이 높은 산업에 종사하는 근로자라고 해서 기술수준이 낮은 산업에 종사하는(동일한 특성을 지닌) 근로자보다 임금을 더 많이 받는다고 보기는 힘들다. 전체 근로자의 경우처럼 성별로도 식 (5)에 기술수준 대변수와 교육연수 간의 교차항을 포함시킨 식 (6)을 각각 추정하였다. <표 4-9>에는 남자 근로자의 결과가, 그리고 <표 4-10>에는 여자 근로자의 회귀분

〈표 4-8〉 임금방정식(1998~2001): 여성 Pooled Regression

	R&D 집약도	과학기술자 비용	TFP 1	TFP 2	ICT 지출 집약도
상수	0.729*** (7.2)	0.726*** (7.2)	0.790*** (7.8)	0.732*** (7.3)	0.801*** (7.8)
교육연수	0.033*** (5.6)	0.032*** (5.4)	0.032*** (5.4)	0.033*** (5.6)	0.032*** (5.5)
경력연수	-0.006** (-2.1)	-0.006** (-2.0)	-0.006** (-2.0)	-0.006** (-2.0)	-0.006** (-2.0)
(경력) <sup>2</sup> /100	0.013** (2.2)	0.013** (2.2)	0.012** (2.1)	0.013** (2.2)	0.012** (2.0)
근속연수	0.002*** (2.9)	0.002*** (2.9)	0.002*** (3.0)	0.002*** (2.9)	0.002*** (3.1)
(근속) <sup>2</sup> /100	-0.002 (-0.8)	-0.002 (-0.7)	-0.003 (-0.9)	-0.003 (-0.9)	-0.003 (-0.9)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.039*** (4.7)	0.037*** (4.4)	0.038*** (4.7)	0.040*** (4.9)	0.038*** (4.7)
정규직더미 (=1)	-0.135*** (-4.3)	-0.133*** (-4.2)	-0.136*** (-4.4)	-0.136*** (-4.4)	-0.141*** (-4.5)
지역 (서울=1)	0.171*** (6.1)	0.172*** (6.1)	0.173*** (6.2)	0.170*** (6.0)	0.175*** (6.2)
기술진보	-0.006 (0.7)	0.004 (0.6)	-0.027*** (-3.6)	-0.028** (-2.2)	-0.026*** (-3.2)

석 결과가 나타나 있다. 이들 표에 따르면 SBTC의 가설은 남자인 경우에 더욱 부합하는 것으로 나타났다. 남자인 경우 교차항의 부호가 어떤 변수를 기술수준의 대변수로 삼든지 모두 양의 부호를 가지며 통계적으로도 유의미한 결과를 보였다. 또한, 계수의 절대값 역시 전체 근로자의 경우보다 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 앞서와 마찬가지로 기술변화가 빠른 산업에 종사하는 근로자여도 교육연수가 최소한 12년이 넘는 근로자에 한해서만 기술변화가 느린 산업에 종사하는(같은 특성

의) 근로자보다 더 많은 임금을 받는 것으로 나타났다.

여성의 경우는 교차항의 계수가 모두 양의 부호를 가지고 있으나, 총요소생산성, ICT 집약도 등을 기술진보 대변수로 사용한 경우는 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 못하였다. 또한, 계수의 절대값 역시 전체 근로자의 경우보다 더 작게 나타났다.

〈표 4-9〉 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함 (남성)

	R&D 집약도	과학기술자 비용	TFP 1	TFP 2	ICT 지출 집약도
상수	0.416*** (4.0)	0.283*** (3.2)	0.300*** (3.2)	0.254*** (2.9)	0.348*** (3.3)
교육연수	0.052*** (8.1)	0.062*** (12.6)	0.063*** (12.0)	0.067*** (14.4)	0.058*** (8.6)
경력연수	0.042*** (12.1)	0.042*** (12.2)	0.041*** (12.0)	0.040*** (11.8)	0.041*** (11.8)
(경력) <sup>2</sup> /100	-0.065*** (-8.8)	-0.066*** (-8.9)	-0.065*** (-8.7)	-0.063*** (-8.5)	-0.063*** (-8.5)
근속연수	0.002*** (5.5)	0.002*** (5.3)	0.002*** (5.5)	0.002*** (5.6)	0.002*** (5.5)
(근속) <sup>2</sup> /100	-0.004*** (-3.4)	-0.003*** (-3.1)	-0.004*** (-3.5)	-0.004*** (-3.5)	-0.004*** (-3.4)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.042*** (6.9)	0.039*** (6.3)	0.043*** (7.0)	0.043*** (7.1)	0.043*** (7.1)
정규직 더미 (=1)	-0.147*** (-3.7)	-0.140*** (-3.6)	-0.131*** (-3.3)	-0.136*** (-3.5)	-0.142*** (-3.6)
지역 (서울=1)	0.035 (1.5)	0.033 (1.4)	0.036 (1.5)	0.031 (1.3)	0.038 (1.6)
기술진보	-0.133*** (-4.0)	-0.086*** (-2.9)	-0.096*** (-3.3)	-0.150*** (-3.2)	-0.069*** (-2.7)
기술진보*교육 연수	0.011*** (4.3)	0.008*** (3.6)	0.007*** (3.2)	0.010*** (3.0)	0.006*** (2.7)

〈표 4-10〉 임금방정식(1998~2001): 교차항 포함 (여성)

	R&D 집약도	과학기술자 비용	TFP 1	TFP 2	ICT 지출 집약도
상수	0.816*** (7.4)	0.800*** (7.7)	0.848*** (7.5)	0.776*** (7.5)	0.832*** (7.0)
교육연수	0.025*** (3.5)	0.026*** (4.1)	0.028*** (3.8)	0.030*** (4.8)	0.029*** (3.3)
경력연수	-0.005* (-1.9)	-0.005* (-1.9)	-0.006** (-2.0)	-0.006** (-2.0)	-0.005* (-1.9)
(경력) <sup>2</sup> /100	0.012** (2.0)	0.012** (2.0)	0.012*** (2.0)	0.013** (2.2)	0.011* (1.9)
근속연수	0.002*** (2.9)	0.002*** (2.9)	0.002*** (3.0)	0.002*** (2.9)	0.002*** (3.1)
(근속) <sup>2</sup> /100	0.002 (-0.7)	-0.002 (-0.7)	-0.003 (-1.0)	-0.002 (-0.8)	-0.003 (-0.9)
기업규모 더미 (300인 이상=1)	0.038*** (4.6)	0.035*** (4.3)	0.037*** (4.6)	0.040*** (4.9)	0.039*** (4.8)
정규직 더미 (=1)	-0.140*** (-4.5)	-0.136*** (-4.4)	-0.139*** (-4.5)	-0.140*** (-4.5)	-0.141*** (-4.5)
지역 (서울=1)	0.170*** (6.0)	0.169*** (6.0)	0.174*** (6.2)	0.168*** (6.0)	0.174*** (6.2)
기술진보	-0.052** (-2.1)	-0.049** (-2.5)	-0.056** (-2.1)	-0.100** (-2.3)	-0.039 (-1.5)
기술진보*교육 연수	0.004* (1.9)	0.005*** (2.8)	0.003 (1.1)	0.006* (1.7)	0.001 (0.5)

#### 제4절 요약 및 결론

지금까지 기술진보와 고용흡수력, 그리고 학력별 고용비중 등 기술진보가 노동수요에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과를 요약해 보면

농림어업, 음식료품 등과 같이 기술진보는 이루어졌으나, 상품의 소득 탄력성이 크지 않은 산업에서는 전 산업에서는 산업별 고용비중이 감소하고 있고, 기술진보는 매우 빠르게 이루어지나 상품의 소득탄력성이 큰 정보통신기술(IT)이나 전자산업에서는 고용비중이 증감을 거듭하고 있다. 반면, 기술진보가(상대적으로) 느리게 이루어지면서 상품의 소득 탄력성은 큰 서비스산업에서는 고용비중이 지속적으로 증가하고 있다.

상품생산량의 변화를 통제한 후 기술진보만의 효과를 파악하기 위해서 취업계수의 변화를 살펴본 결과 모든 산업에서 노동절약적인 기술 진보가 이루어지고 있음이 확인되었다.

한편, 학력별 고용비중을 분석한 결과를 보면 고학력자에 대한 고용 비중은 거의 전 산업에서 증가하고 있는 반면, 저학력자에 대한 고용비중은 거의 전 산업에서 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이 같은 변화와 기술진보와의 관련성을 살펴보기 위해 임금방정식에 기술진보의 대리변수를 포함시켜 분석한 결과, 기술수준이 높은 산업일수록 학력간 임금격차가 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 기술수준이 높은 산업에 취업해 있다고 해서 그렇지 않은 산업에 취업한(동일한 특성의) 근로자보다 모두 임금을 더 많이 받는 것은 아니었다. 최소한 교육연수가 12년이 넘는 근로자에 한해서 기술수준이 높은 산업에 근무하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 임금을 더 많이 받는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 향후 정보통신기술(IT)을 포함한 첨단기술의 발전이 이루어질수록 고학력자의 수요가 더욱 커진다는 것을 의미하고, 동시에 학력간 임금격차의 확대, 더 나아가서 소득격차의 확대 및 저학력 근로자의 실업 증가 문제 등이 향후 더 심각해질 수도 있다는 것을 의미한다.<sup>26)</sup> 따라서 정책적 측면에서는 고급기술인력의 양성과 활용뿐만 아니라 노동시장의 양극화 현상을 방지할 수 있는 정책적 배려가 동시에 이루어져야 함을 시사한다.

26) 기술진보와 학력간 임금격차의 관계는 기술진보가 높은 산업에서의 노동통제 방식, 산업간 이동의 제약 등 제도적 요인에 기인할 수도 있다. 그러나 그 효과를 실증적으로 분석하는 데는 제약이 따른다.

〈부표 4-1〉 부문별 고용비중의 추이

연도	농림어업	광업	음식료품	섬유 및 의복	지제품 및 인쇄출판	화학제품	석유석탄 제품	비금속 광물제품	일차금속 제품	금속제품
1975	0.38685	0.01083	0.03711	0.06304	0.00875	0.01342	0.00038	0.00697	0.00383	0.00307
1976	0.37787	0.00967	0.03748	0.07078	0.00887	0.01508	0.00038	0.00700	0.00440	0.00356
1977	0.35917	0.01226	0.03894	0.07181	0.00907	0.01658	0.00039	0.00815	0.00453	0.00530
1978	0.32764	0.01248	0.04280	0.07688	0.00926	0.01564	0.00040	0.00833	0.00514	0.00545
1979	0.32567	0.01136	0.03754	0.07230	0.00846	0.01700	0.00050	0.00886	0.00626	0.00509
1980	0.29955	0.01180	0.02638	0.07320	0.00806	0.01869	0.00100	0.00799	0.00650	0.00581
1981	0.30409	0.01382	0.02520	0.07405	0.00823	0.01905	0.00109	0.00714	0.00705	0.00710
1982	0.28067	0.01309	0.02729	0.06890	0.00817	0.01963	0.00108	0.00742	0.00730	0.00770
1983	0.26053	0.01296	0.02662	0.06856	0.00864	0.02096	0.00110	0.00847	0.00799	0.00857
1984	0.24068	0.01260	0.02478	0.06811	0.00925	0.02154	0.00109	0.00875	0.00849	0.00879
1985	0.22545	0.01279	0.02319	0.06265	0.00938	0.02177	0.00106	0.00863	0.00835	0.00938
1986	0.21085	0.01271	0.02254	0.06593	0.00939	0.02367	0.00096	0.00867	0.00861	0.00982
1987	0.19303	0.01178	0.02179	0.07227	0.00997	0.02421	0.00097	0.00911	0.00928	0.00992
1988	0.19267	0.00901	0.02233	0.06805	0.01040	0.02493	0.00092	0.00983	0.00984	0.01008
1989	0.18377	0.00689	0.02305	0.06201	0.01079	0.02299	0.00108	0.00996	0.01059	0.01114
1990	0.16786	0.00508	0.02322	0.05809	0.01068	0.02277	0.00126	0.01153	0.01061	0.00977
1991	0.15018	0.00435	0.02174	0.05437	0.01007	0.02229	0.00138	0.01291	0.00998	0.01046
1992	0.14455	0.00320	0.02043	0.05119	0.00999	0.02205	0.00151	0.01287	0.00905	0.01020
1993	0.13565	0.00264	0.01952	0.04536	0.00996	0.02129	0.00140	0.01196	0.00894	0.01016
1994	0.12983	0.00269	0.01854	0.04236	0.00994	0.02012	0.00128	0.01049	0.00805	0.01049
1995	0.12183	0.00264	0.01714	0.03728	0.01095	0.01999	0.00122	0.00888	0.00794	0.01195
1996	0.12117	0.00262	0.01723	0.03359	0.01113	0.01875	0.00132	0.00864	0.00732	0.01283
1997	0.12131	0.00274	0.01695	0.02961	0.01081	0.01846	0.00166	0.00849	0.00744	0.01321
1998	0.12995	0.00248	0.01863	0.03009	0.01118	0.01930	0.00196	0.00760	0.00784	0.01097
1999	0.13770	0.00220	0.01834	0.02649	0.01130	0.01795	0.00161	0.00726	0.00741	0.01223
2000	0.14384	0.00188	0.01799	0.02563	0.01244	0.01857	0.00140	0.00723	0.00732	0.01516

일반기계	반도체	전자 부분품	IT 기기	가전기기	수송기계 (자동차)	수송기계 (자동차 제외)	정밀기계	기타 제조업 (목재 포함)	전기 가스 수도
0.00459	0.00199	0.00467	0.00469	0.00029	0.00486	0.00470	0.00252	0.01429	0.00180
0.00583	0.00409	0.00763	0.00695	0.00056	0.00465	0.00367	0.00324	0.01623	0.00187
0.00756	0.00267	0.00654	0.00859	0.00065	0.00605	0.00417	0.00312	0.01786	0.00205
0.01014	0.00427	0.00830	0.01242	0.00066	0.00652	0.00464	0.00335	0.01771	0.00199
0.01020	0.00516	0.00799	0.01228	0.00100	0.00649	0.00415	0.00323	0.01719	0.00243
0.00768	0.00347	0.00746	0.00941	0.00089	0.00493	0.00410	0.00302	0.01444	0.00313
0.00733	0.00319	0.00722	0.00954	0.00079	0.00479	0.00572	0.00279	0.01442	0.00319
0.00737	0.00288	0.00645	0.00909	0.00084	0.00524	0.00633	0.00263	0.01395	0.00306
0.00753	0.00269	0.00746	0.00940	0.00103	0.00583	0.00559	0.00243	0.01428	0.00262
0.00834	0.00317	0.00900	0.01003	0.00114	0.00499	0.00814	0.00322	0.01494	0.00268
0.00882	0.00267	0.00900	0.00905	0.00120	0.00566	0.00774	0.00329	0.01502	0.00279
0.01015	0.00235	0.01062	0.01172	0.00129	0.00693	0.00628	0.00359	0.01761	0.00279
0.01217	0.00297	0.01361	0.01424	0.00154	0.01014	0.00471	0.00423	0.01935	0.00297
0.01243	0.00407	0.01549	0.01519	0.00172	0.01185	0.00476	0.00384	0.01919	0.00308
0.01410	0.00436	0.01334	0.01420	0.00175	0.01224	0.00467	0.00343	0.01769	0.00308
0.01500	0.00397	0.01372	0.01453	0.00176	0.01571	0.00494	0.00339	0.01543	0.00323
0.01512	0.00362	0.01203	0.01254	0.00192	0.01515	0.00536	0.00325	0.01511	0.00308
0.01398	0.00301	0.01234	0.01223	0.00157	0.01443	0.00585	0.00309	0.01386	0.00324
0.01265	0.00471	0.01176	0.01173	0.00151	0.01474	0.00666	0.00325	0.01355	0.00342
0.01333	0.00495	0.01139	0.01307	0.00152	0.01416	0.00671	0.00345	0.01238	0.00353
0.01580	0.00566	0.01149	0.01196	0.00091	0.01334	0.00585	0.00357	0.01062	0.00350
0.01513	0.00487	0.01241	0.01149	0.00090	0.01312	0.00712	0.00321	0.00990	0.00371
0.01368	0.00392	0.01180	0.01328	0.00139	0.01227	0.00846	0.00318	0.00892	0.00396
0.01009	0.00463	0.01202	0.01443	0.00145	0.00977	0.01845	0.00256	0.00839	0.00444
0.01258	0.00417	0.01132	0.01612	0.00145	0.01297	0.01426	0.00352	0.00971	0.00455
0.01626	0.00417	0.01164	0.01773	0.00123	0.01342	0.01317	0.00335	0.00916	0.00517

〈부표 4-1〉의 계속

연도	건설업	도소매업	음식점 및 숙박업	운수 및 보관	통신	금융 보험 부동산	정부 서비스	교육 보건 의료 연구	기타 서비스
1975	0.03701	0.13083	0.15403	0.03061	0.00329	0.01256	0.00000	0.02859	0.02444
1976	0.03588	0.12533	0.14626	0.02923	0.00362	0.01483	0.00000	0.03057	0.02448
1977	0.04176	0.12591	0.13669	0.03126	0.00400	0.01946	0.00000	0.03005	0.02538
1978	0.04898	0.13084	0.13293	0.03153	0.00369	0.02529	0.00000	0.02727	0.02546
1979	0.04923	0.13208	0.12868	0.03174	0.00365	0.02501	0.01215	0.02856	0.02575
1980	0.04672	0.13804	0.13357	0.03335	0.00462	0.03035	0.03532	0.03365	0.02687
1981	0.04037	0.14102	0.12854	0.03534	0.00449	0.02839	0.03414	0.03470	0.02722
1982	0.04468	0.14718	0.13916	0.03603	0.00536	0.02823	0.03304	0.03795	0.02928
1983	0.04726	0.15293	0.14640	0.03500	0.00470	0.03243	0.03043	0.03705	0.03053
1984	0.04830	0.16041	0.14933	0.03512	0.00480	0.02974	0.02995	0.03884	0.03378
1985	0.04954	0.16092	0.16122	0.03518	0.00464	0.02819	0.03355	0.04286	0.03599
1986	0.04924	0.15335	0.16654	0.03519	0.00447	0.02864	0.03288	0.04570	0.03750
1987	0.04951	0.15631	0.16244	0.03425	0.00465	0.02948	0.03180	0.04506	0.03823
1988	0.05045	0.15165	0.15860	0.03500	0.00483	0.03273	0.03207	0.04578	0.03918
1989	0.05453	0.14417	0.16907	0.03604	0.00462	0.03599	0.03384	0.04987	0.04075
1990	0.06472	0.14193	0.17347	0.03727	0.00462	0.03780	0.03407	0.05168	0.04190
1991	0.07164	0.13836	0.19520	0.03714	0.00468	0.03972	0.03446	0.05076	0.04311
1992	0.06890	0.13647	0.20902	0.03736	0.00473	0.04329	0.03569	0.05190	0.04403
1993	0.07113	0.13894	0.21856	0.03849	0.00473	0.04742	0.03478	0.05203	0.04305
1994	0.06753	0.14331	0.23312	0.03764	0.00471	0.05138	0.03369	0.04942	0.04091
1995	0.06856	0.14701	0.24953	0.03716	0.00483	0.05350	0.03226	0.04699	0.03763
1996	0.07282	0.15334	0.23379	0.03803	0.00529	0.05465	0.03362	0.05137	0.04063
1997	0.07788	0.16164	0.20971	0.04256	0.00585	0.05535	0.03455	0.05690	0.04404
1998	0.07965	0.17137	0.16595	0.05004	0.00651	0.05450	0.03876	0.06314	0.04381
1999	0.07355	0.18455	0.14540	0.05114	0.00667	0.05257	0.03748	0.06896	0.04654
2000	0.07421	0.20913	0.09049	0.05682	0.00673	0.04790	0.03896	0.07541	0.05359



〈부표 4-2〉 부문별 취업계수의 추이

연 도	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
농림어업	13.722	10.748	7.957	5.749	5.414	4.681	4.173	3.384	2.716	2.275	2.016	1.834	1.629
광업	3.615	2.512	2.407	1.879	1.413	1.203	1.264	1.074	0.939	0.803	0.747	0.717	0.659
음식료품	2.159	1.792	1.488	1.326	0.730	0.319	0.276	0.272	0.237	0.199	0.175	0.156	0.144
섬유 및 의복	2.959	2.713	2.186	1.885	1.412	1.130	1.066	0.925	0.844	0.718	0.590	0.529	0.539
지제품 및 인쇄출판	2.836	2.342	1.896	1.555	0.999	0.665	0.563	0.464	0.402	0.383	0.360	0.317	0.301
화학제품	0.988	0.885	0.771	0.578	0.447	0.347	0.318	0.296	0.280	0.242	0.214	0.209	0.197
석유석탄제품	0.044	0.039	0.033	0.029	0.022	0.025	0.025	0.022	0.019	0.019	0.019	0.020	0.020
비금속광물제품	2.184	1.731	1.546	1.231	0.898	0.552	0.438	0.405	0.404	0.369	0.335	0.306	0.286
일차금속제품	0.521	0.448	0.335	0.281	0.235	0.166	0.159	0.146	0.139	0.130	0.118	0.111	0.106
금속제품	1.746	1.423	1.451	1.035	0.703	0.580	0.558	0.477	0.412	0.374	0.370	0.285	0.264
일반기계	2.768	2.398	2.064	1.862	1.398	0.779	0.564	0.430	0.328	0.306	0.285	0.270	0.274
반도체	1.873	3.184	1.675	2.193	2.315	1.350	0.991	0.714	0.525	0.503	0.360	0.212	0.227
전자부품	2.054	2.445	1.485	1.354	0.940	0.628	0.527	0.408	0.402	0.419	0.376	0.346	0.381
IT 기기	1.914	2.110	1.887	2.002	1.423	0.778	0.653	0.515	0.434	0.414	0.348	0.297	0.320
가전기기	0.442	0.537	0.382	0.240	0.380	0.352	0.243	0.202	0.191	0.170	0.150	0.112	0.122
수송기계-자동차	2.966	1.870	1.559	1.090	0.970	0.655	0.493	0.420	0.357	0.252	0.245	0.213	0.234
수송기계-자동차 제외	2.288	1.343	1.120	0.923	0.746	0.661	0.679	0.554	0.354	0.418	0.336	0.336	0.241
정밀기계	4.618	3.977	2.480	1.757	1.354	1.002	0.882	0.794	0.689	0.707	0.583	0.515	0.550
기타제조업(목재포함)	2.988	2.577	2.096	1.557	1.285	0.911	0.809	0.696	0.624	0.591	0.562	0.551	0.564
전기 가스 수도	0.558	0.466	0.402	0.310	0.237	0.189	0.160	0.127	0.089	0.083	0.082	0.079	0.080
건설업	2.782	1.994	1.668	1.427	1.076	0.760	0.569	0.546	0.493	0.444	0.420	0.433	0.354
도소매업	7.128	5.462	4.268	3.500	2.896	2.461	2.270	2.141	1.977	1.797	1.630	1.340	1.243
음식점 및 숙박업	57.949	42.894	30.386	22.720	18.609	16.214	13.784	13.190	12.065	11.312	11.708	10.960	9.891
운수 및 보관	3.107	2.340	1.920	1.507	1.098	0.828	0.758	0.669	0.553	0.516	0.500	0.475	0.436
통신	2.700	2.303	1.918	1.353	0.978	0.897	0.675	0.623	0.416	0.355	0.300	0.259	0.244
금융, 보험, 부동산	1.897	1.647	1.546	1.457	1.018	0.866	0.719	0.635	0.637	0.463	0.362	0.330	0.284
정부서비스					0.789	1.259	1.053	0.882	0.692	0.639	0.701	0.592	0.521
교육, 보건, 의료, 연구	4.967	4.009	2.883	1.955	1.650	1.554	1.327	1.202	0.957	0.833	0.796	0.774	0.695
기타서비스	2.731	2.150	1.704	1.325	1.013	0.793	0.684	0.626	0.546	0.507	0.472	0.453	0.397
총합	5.048	3.962	3.023	2.340	1.752	1.301	1.138	0.995	0.857	0.751	0.687	0.622	0.558

## 〈부표 4-2〉의 계속

연도	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
농림어업	1.543	1.410	1.220	1.030	0.925	0.804	0.726	0.642	0.620	0.600	0.574	0.589	0.610
광업	0.488	0.365	0.261	0.224	0.163	0.133	0.136	0.134	0.140	0.153	0.135	0.126	0.116
음식료품	0.138	0.134	0.126	0.112	0.099	0.089	0.080	0.070	0.066	0.061	0.058	0.054	0.051
섬유 및 의복	0.461	0.385	0.327	0.300	0.274	0.234	0.214	0.185	0.158	0.132	0.117	0.097	0.091
지제품 및 인쇄출판	0.275	0.251	0.217	0.179	0.153	0.131	0.114	0.109	0.105	0.097	0.087	0.083	0.089
화학제품	0.183	0.154	0.137	0.119	0.103	0.087	0.073	0.064	0.055	0.049	0.043	0.036	0.035
석유석탄제품	0.019	0.022	0.026	0.024	0.022	0.018	0.014	0.011	0.010	0.010	0.009	0.006	0.004
비금속광물제품	0.269	0.239	0.240	0.237	0.207	0.166	0.129	0.096	0.093	0.090	0.074	0.070	0.070
일차금속제품	0.097	0.092	0.079	0.067	0.054	0.047	0.038	0.033	0.029	0.028	0.025	0.022	0.021
금속제품	0.241	0.241	0.189	0.174	0.145	0.122	0.109	0.106	0.111	0.110	0.082	0.088	0.108
일반기계	0.231	0.219	0.192	0.169	0.135	0.104	0.096	0.099	0.088	0.074	0.047	0.054	0.066
반도체	0.258	0.231	0.174	0.118	0.073	0.083	0.065	0.056	0.042	0.030	0.028	0.022	0.020
전자부품	0.364	0.266	0.229	0.176	0.156	0.127	0.108	0.095	0.091	0.077	0.064	0.053	0.050
IT 기기	0.297	0.243	0.215	0.164	0.140	0.116	0.114	0.092	0.075	0.073	0.062	0.058	0.055
가전기기	0.123	0.113	0.102	0.100	0.073	0.061	0.055	0.030	0.027	0.039	0.035	0.032	0.026
수송기계-자동차	0.200	0.152	0.143	0.119	0.098	0.085	0.071	0.058	0.053	0.046	0.031	0.038	0.038
수송기계-자동차 제외	0.227	0.210	0.206	0.193	0.178	0.171	0.148	0.111	0.122	0.131	0.238	0.166	0.143
정밀기계	0.443	0.354	0.309	0.249	0.197	0.171	0.153	0.133	0.096	0.076	0.045	0.050	0.039
기타제조업(목재포함)	0.510	0.432	0.343	0.313	0.264	0.236	0.201	0.160	0.145	0.127	0.108	0.121	0.114
전기 가스 수도	0.077	0.072	0.070	0.059	0.055	0.050	0.046	0.040	0.037	0.034	0.031	0.027	0.027
건설업	0.287	0.249	0.235	0.234	0.201	0.183	0.157	0.143	0.147	0.152	0.139	0.125	0.125
도소매업	1.074	0.917	0.802	0.708	0.625	0.565	0.528	0.489	0.476	0.466	0.424	0.425	0.459
음식점 및 숙박업	8.738	8.507	7.886	7.894	7.433	6.786	6.445	6.123	4.057	2.564	1.321	0.816	0.367
운수 및 보관	0.411	0.394	0.375	0.329	0.288	0.256	0.221	0.192	0.182	0.187	0.187	0.176	0.185
통신	0.225	0.193	0.171	0.150	0.130	0.110	0.095	0.085	0.074	0.066	0.054	0.045	0.037
금융, 보험, 부동산	0.258	0.235	0.201	0.182	0.168	0.156	0.145	0.129	0.115	0.102	0.081	0.068	0.055
정부서비스	0.468	0.444	0.398	0.362	0.334	0.287	0.251	0.216	0.204	0.189	0.177	0.155	0.149
교육, 보건, 의료, 연구	0.629	0.616	0.568	0.465	0.392	0.322	0.255	0.202	0.197	0.195	0.178	0.173	0.173
기타서비스	0.342	0.301	0.260	0.225	0.190	0.153	0.123	0.094	0.093	0.092	0.077	0.074	0.080
종합	0.490	0.435	0.381	0.339	0.297	0.259	0.231	0.204	0.186	0.169	0.142	0.129	0.120

주: 취업계수 : 취업자수(1인)/ 총투입액(천만원)  
 자료: 해당년도 산업연관표에서 계산

<부표 4-3-1> 산업별·학력별 고용비중 변화: 중졸 이하

	1983	1984	1985	1986	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
농업어업	0.266	0.242	0.221	0.209	0.158	0.143	0.138	0.126	0.117	0.105	0.099	0.096	0.103	0.094	0.089	0.084
광업	0.006	0.007	0.008	0.009	0.003	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
음식료품, 담배	0.016	0.014	0.014	0.013	0.013	0.012	0.011	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.008	0.008	0.008	0.008
섬유, 의복, 신발	0.052	0.049	0.048	0.050	0.046	0.042	0.036	0.033	0.031	0.029	0.026	0.025	0.021	0.023	0.023	0.022
목재 및 나무제품	0.008	0.008	0.008	0.007	0.006	0.006	0.005	0.011	0.010	0.009	0.008	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005
출판, 인쇄	0.006	0.006	0.006	0.006	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002	0.002
코르크, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	0.015	0.012	0.012	0.013	0.013	0.012	0.011	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003
비금속광물제품	0.007	0.006	0.006	0.005	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.003	0.002	0.002	0.002
제1차금속산업	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
조립 금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	0.023	0.024	0.023	0.023	0.025	0.026	0.023	0.022	0.021	0.021	0.021	0.021	0.016	0.017	0.018	0.016
가구 및 기타제품	0.006	0.008	0.009	0.009	0.009	0.008	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전기 가스 및 수도사업	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
건설업	0.037	0.039	0.037	0.034	0.039	0.042	0.041	0.039	0.038	0.037	0.037	0.038	0.025	0.023	0.024	0.024
도소매업 및 숙박,음식점업	0.134	0.122	0.124	0.117	0.097	0.095	0.092	0.093	0.095	0.093	0.093	0.095	0.087	0.088	0.088	0.082
운수,통사업	0.020	0.020	0.020	0.019	0.018	0.018	0.017	0.016	0.016	0.016	0.016	0.017	0.015	0.015	0.015	0.015
금융, 보험업 및 서비스업	0.008	0.008	0.008	0.008	0.011	0.012	0.011	0.013	0.015	0.015	0.016	0.018	0.016	0.017	0.017	0.018
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	0.043	0.040	0.044	0.041	0.036	0.036	0.035	0.028	0.028	0.028	0.028	0.031	0.030	0.034	0.031	0.034

(부표 4-3-2) 산업별·학력별 고용비중 변화: 고졸

	1983	1984	1985	1986	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
농업어업	0.028	0.027	0.026	0.025	0.019	0.018	0.017	0.018	0.017	0.016	0.015	0.014	0.018	0.018	0.017	0.016
광업	0.001	0.002	0.002	0.003	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
음식료품, 담배	0.005	0.006	0.006	0.006	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.006	0.007	0.007	0.006	0.007
섬유, 의복, 신발	0.017	0.019	0.018	0.021	0.028	0.027	0.026	0.027	0.025	0.024	0.021	0.019	0.019	0.020	0.019	0.019
목재 및 나무제품	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.004	0.003	0.011	0.011	0.011	0.010	0.009	0.007	0.008	0.008	0.007
출판, 인쇄	0.006	0.006	0.007	0.007	0.008	0.008	0.008	0.009	0.009	0.009	0.008	0.007	0.005	0.006	0.006	0.006
코르크, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	0.009	0.011	0.010	0.012	0.013	0.013	0.012	0.009	0.009	0.009	0.008	0.008	0.007	0.007	0.007	0.007
비금속광물제품	0.002	0.003	0.002	0.002	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003
제1차금속산업	0.003	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
조립 금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	0.024	0.028	0.028	0.033	0.044	0.046	0.046	0.047	0.047	0.050	0.050	0.049	0.044	0.045	0.047	0.046
가구 및 기타제품	0.003	0.003	0.004	0.005	0.007	0.007	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전기 가스 및 수도사업	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
건설업	0.015	0.018	0.018	0.018	0.027	0.033	0.036	0.037	0.039	0.042	0.043	0.043	0.038	0.035	0.036	0.035
도소매업 및 숙박,음식점업	0.074	0.080	0.083	0.088	0.095	0.098	0.103	0.123	0.130	0.132	0.137	0.137	0.142	0.143	0.144	0.140
운수,통사업	0.020	0.022	0.023	0.024	0.028	0.029	0.029	0.029	0.027	0.029	0.029	0.029	0.032	0.033	0.033	0.034
금융, 보험업 및 서비스업	0.017	0.020	0.021	0.022	0.029	0.030	0.031	0.036	0.038	0.040	0.040	0.041	0.041	0.041	0.042	0.043
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	0.041	0.045	0.050	0.051	0.057	0.059	0.063	0.054	0.054	0.054	0.055	0.056	0.059	0.060	0.060	0.068

(부표 4-3-3) 산업별·학력별 고용비중 변화: 전문대 이상

	1983	1984	1985	1986	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
농림어업	0.003	0.002	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002	0.003	0.003	0.003	0.002	0.002	0.003	0.003	0.003	0.003
광업	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
음식료품, 담배	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.002	0.002
섬유, 의복, 신발	0.002	0.003	0.003	0.003	0.004	0.005	0.005	0.005	0.004	0.005	0.004	0.004	0.005	0.005	0.005	0.005
목재 및 나무제품	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
출판, 인쇄	0.002	0.002	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.003	0.004	0.004	0.004	0.005
코르크, 석유정제, 화학제품, 고무, 플라스틱	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.005	0.005
비금속광물제품	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
제1차금속산업	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001
조립 금속, 기계, 사무용기기, 통신장비, 의료 정밀 광학, 운송장비	0.006	0.007	0.008	0.009	0.012	0.013	0.016	0.016	0.015	0.017	0.017	0.017	0.019	0.019	0.020	0.020
가구 및 기타제품	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전기 가스 및 수도사업	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
건설업	0.004	0.005	0.006	0.006	0.008	0.009	0.010	0.012	0.013	0.014	0.014	0.014	0.016	0.015	0.015	0.015
도소매업 및 숙박,음식점업	0.016	0.016	0.019	0.019	0.025	0.027	0.029	0.035	0.037	0.038	0.041	0.042	0.050	0.051	0.050	0.050
운수,통사업	0.003	0.004	0.004	0.005	0.006	0.006	0.007	0.007	0.008	0.008	0.009	0.009	0.011	0.011	0.012	0.013
금융, 보험업 및 서비스업	0.006	0.007	0.008	0.009	0.012	0.014	0.017	0.021	0.022	0.025	0.029	0.031	0.036	0.038	0.041	0.044
공공, 교육, 보건, 오락 및 개인서비스업	0.030	0.037	0.039	0.041	0.053	0.055	0.059	0.062	0.062	0.065	0.066	0.068	0.079	0.080	0.079	0.082

## 제 5 장

□□□□□□□□□□□□□□□□

## 금융 압박의 고용효과에 관한 연구

## 제1절 문제의 제기

한국경제는 1997년 외환위기를 겪으면서 기업의 높은 부채비율에 기인하는 대규모의 기업구조조정을 경험하였다. 기업의 과도한 부채가 과잉투자 및 금융 불안의 원인이 되었다는 지적에 따라 주요 대기업의 부채비율을 200%까지 강제로 떨어뜨리는 정책까지 채택되었다. 외환위기 이전 부채비율이 400%를 넘던 대기업들에게 1999년 말까지 부채비율을 200% 이하로 조정할 것을 요구하였다.

그러나 단기간에 부채비율을 낮추도록 하는 정책이 기업경영에 무리를 야기하고, 경제의 성장잠재력을 약화시킴으로써 고용에 나쁜 영향을 주었다는 지적도 제기되고 있다. 기업들이 부채 축소에만 치중할 경우 투자 부진과 성장잠재력 약화라는 문제를 초래할 수 있다는 것이다. 최근에 주요 대기업들이 부채비율을 낮추고 대규모의 이윤을 축적하고 있음에도 투자 및 고용창출은 이루어지지 않고 있는 상황도 부채비율 축소 정책과 관련이 있다는 것이다.

외환위기 이전 우리나라 기업들의 재무구조가 상대적으로 취약했던 것은 기업의 성장 과정에서 생산능력 확충을 위한 시설투자를 내부유보자금이나 주식 발행을 통한 자체 자금조달보다는 외부 차입에 의존했기 때문이다. 또한, 외부 자금을 활용할 경우 증자를 통한 자금조달

이 초래할 수 있는 지분을 감소를 막고 경영권을 유지할 수 있다는 이유로 타인 자본을 많이 활용해 왔다. 이러한 기업의 고부채 전략은 성장 기회가 풍부하여 고성장이 가능한 환경하에서는 투자와 고용의 확대로 이어져 선순환 구조가 가능할 수 있었다. 이론적으로도 자금을 차입하여 투자하고 이자율을 상회하는 수익률을 얻을 수 있다면 부채의 활용으로 자기자본이익률이 높아질 수 있는 레버리지 효과(leverage effect)가 나타날 수 있다.

그러나 기업의 높은 부채비율과 취약한 재무구조는 불황기에는 구조조정이라는 대가를 지불하도록 하고, 저성장과 시장경쟁이 강화되는 환경하에서는 예상하지 못한 외부충격에 대해 기업의 안전성을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다. 기업의 높은 부채비율이 성장과 고용에 장애요인으로 작용할 수도 있는 것이다.

외환위기 이후에도 금융시장은 실물경제에 여전히 중요한 영향을 미치고 있으며, 기업들은 금융시장 환경에 더욱 민감하게 반응하고 있다. 기업들이 자신의 재무제표(balance sheets)에 신경을 쓰면서 수익 위주 경영, 주주 중심의 경영을 펼치고 있다고 한다. 이 경우 금융적 요인이 실물경제에 미치는 영향은 기업의 자본구조(재무구조)에 따라 다르게 나타날 수도 있을 것이다.

그러나 아직 금융시장과 노동시장의 연관관계에 대해서는 아직 체계적으로 분석이 이루어지지 않고 있는 실정이다. 이 장에서는 기업 단위의 미시적인 패널자료를 활용하여, 금융 압박이나 기업의 채무 포지션을 나타내는 변수들을 포함하는 노동수요함수를 추정함으로써, 기업의 채무 포지션과 금융 압박(financial distress)이 고용에 관한 기업의 의사결정 행위에 어떻게 영향을 미쳤는가를 분석하고자 한다. 특히, 기업의 높은 부채비율(high leverage)이 기업의 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 검토하고자 한다.

## 제2절 기존 연구 검토

### 1. 이론적 논의

기업의 높은 부채비율과 금융 압박이 어떻게 기업의 행위와 실물경제에 영향을 미치는지와 관련해서는 많은 논쟁과 연구가 있다. 대표적으로 유명한 Modigliani-Miller(MM)의 정리에 따르면 자본시장이 완전한 경우 기업 가치와 자본구조 사이에 아무런 관계가 없다<sup>27)</sup>. 기업이 영업에 필요한 자본을 조달하는 방법에는 차입과 회사채 발행, 주식 발행, 유보이익 등이 있다. 이 가운데 차입과 회사채 발행은 기업의 부채를 증가시키는 외부자금조달의 방법이고, 주식을 발행하거나 유보이익을 이용하는 것은 자기자본조달의 방법이다. 기업은 이렇게 조달한 자금으로 투자를 하고 종업원을 채용한다. MM 정리는 기업 가치가 이러한 자본조달의 방법과 무관하다는 것이다. 즉 어떤 식으로 자본을 조달하든, 기업 가치는 투자의 수익성에 의해 결정된다는 것이다. Miller(1991)도 “이차적이고 대체로 자기교정이 가능한 기업의 채무 포지션(financial leveraging)의 문제에 대해서는 걱정할 필요가 없다”고 주장하고 있다.

그러나 이러한 Modigliani-Miller의 이론은 하나의 이론적 준거일 뿐 현실에 단기적으로 적용하기는 어려운 가설이다. 정보가 모든 사람에게 완전하게 전달·공유되고, 거래비용이나 파산비용 등이 없다고 가정하는 현실에서 불가능한 완전경쟁시장에서나 가능할 수 있는 가설이다. 이론적으로도 정보의 불완전성, 대리인비용 및 파산비용의 존재 등은 자본

27) Modigliani-Miller는 그들의 자본구조 이론에서 법인세가 존재하지 않는 완전 자본시장에서 기업의 가치는 그 기업이 속한 위험 등급에 적합한 요구수익률로 기대현금흐름을 자본화함으로써 얻어지며, 개별 기업의 자본 구조와는 무관하다고 주장하였다. 동일한 기대현금흐름을 가지는 두 기업에 대해 시장에서 평가하는 기업의 가치는 그들의 자본구조와는 관계없이 기대현금흐름의 변동성의 정도, 즉 위험 등급에 따라 달라진다는 것이다.

시장을 불완전하게 만들고 그 결과 외부조달자금과 내부조달자금은 완전한 대체재가 될 수가 없다.

거시경제 연구 분야에서도 자본시장의 불완전성이 투자 영역에서의 실물경제적 불안전성을 초래한다는 점을 보인 연구들이 많고, 미시적으로도 기업의 파산비용(좀 더 일반적으로는 기업의 레버리지)이 기업의 행위와 효율성에 어떻게 영향을 미치는지를 보인 연구들이 많다. 기업의 확장은 차입 제약(credit limits)이 존재할 경우 방해받을 가능성이 있고, 외부자금의 공급은 차입의 활용과 관련된 특정 조건의 충족과 관련되어 있기 때문에, 외부자금에 대한 접근성은 기업의 가능한 영업활동의 범위를 제약할 수 있다. 즉 현실에서는 금융 압박(financial distress)은 다양한 경로를 통해서 실물경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있고, 기업의 자본구조의 차이는 기업의 투자와 고용에 영향을 줄 수 있다. 기업의 채무 포지션은 기업의 실물경제적 행위(투자과 고용)에 실제로 영향을 미칠 수 있는 것이다. 많은 연구자들이 기업의 높은 레버리지(leverage)가 유동성효과(liquidity effects)를 통해서 기업의 성장을 위한 자금조달 능력을 약화시키고 이것이 투자와 고용에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 금융 변수와 기업의 투자·고용 변수 간에는 유의미한 연관관계가 존재하고, 이는 특히 금융적으로 취약한 기업들에게서 더욱 뚜렷하게 나타날 수 있다. 금융 압박이 어떠한 경로를 통해서 고용에 영향을 주는지 이론적으로 간단히 검토해 보기로 한다.

기존의 연구는 주로 기업의 레버리지(leverage, 기업의 채무포지션)과 투자의 관계를 보는 경우가 많았다. 그러나 고용이 투자와 같이 준고정적 성격을 가지고 있다고 본다면, 투자에 대해서 적용된 논리가 고용에도 적용될 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 레버리지와 투자와의 관계는 레버리지와 고용의 관계로 연결시켜서 볼 수 있을 것이다.

첫째, 금융시장에서의 정보의 불완전성이 존재할 경우, 외부조달자금 비용이 내부조달자금보다 비싸진다. Gertler and Gilchrist(1993)도 지적했듯이, 차입자와 대부자 간의 정보의 비대칭성은 담보 없는 외부자금(“uncollateralized” external funds)의 조달비용과 내부유보자금의 가격



간의 차이를 초래한다. 확실하게 담보를 가진 외부자금의 경우에도, 담보를 평가하고 대부의 상태를 모니터링하는 데 비용이 들기 때문에 내부자금보다 더 비싸진다. 즉 채무자의 대차대조표 현황은 채무자와 채권자 간의 비대칭적 정보가 존재할 경우 외부자금조달 비용에 영향을 미친다. 채무자가 채권자에 대한 정보를 수집하고 채권자의 행위를 모니터링하는 비용, 레몬 문제(lemon problem)와 모럴해저드(moral hazard)로부터 발생하는 비용 등 다양한 요인이 반영하여, 외부자금조달 비용은 내부자금 조달 비용보다 큰 것이 일반적이다.

기업의 투자 및 고용 행위는 차입 비용의 상승에 부(-)의 영향을 받게 되고, 이는 기업의 채무상태가 나쁠 때 더욱 심각해진다. 따라서 높은 부채 부담은 외부자금 조달비용의 증가로 이어져 채무자의 경제적 활동을 제약하는 경향이 있고, 이 때문에 이는 기업의 차입비용의 차이에 따라 기업의 투자와 고용 수준이 달라질 수 있다.

둘째, 외부자금 조달 비용은 이자율의 일반적 수준에 따라 변동할 뿐만 아니라, 기업가치 대비 차입금의 비율(the ratio of the size of the loan to collateralizable net worth)에 따라서도 변동한다. 즉 기업가치 대비 부채비율이 높을 경우 파산 가능성도 높기 때문에 이러한 위험(risk)을 반영하여 차입비용은 높아진다. 이 경우에도 첫째 경우와 마찬가지로 기업의 차입 포지션에 따라 투자와 고용에 영향을 미치게 된다.

셋째, 대리인 이론에 따른 경영주와 주주 간의 이해의 괴리에 기인한 효과이다. 비대칭적 정보하에서 경영자의 이해는 주주의 이해와 괴리될 수 있고, 경영자는 자신의 이해에 따라 행동한다는 것이다. 부채비율(debt to net worth)이 높아질 경우 기업의 파산 가능성이 높아지는데, 이 경우 경영자들은 파산 위험을 회피하기 위해 효율성을 높이는 방향으로 노동과 투자를 줄이려고 한다는 것이다(부채의 규율 역할). 경영자들은 주주보다 잃을 것이 더 많기 때문에 파산에 대해서 더 걱정한다. 채무 상태(debt position)가 나빠지고 파산의 위험이 증가할수록 관리자들은 다양한 종류의 투자를 중단하고 비용절감, 효율성 제고, 임금 삭감 등의 노력을 배가하게 된다. 즉 기업의 부채비율이 높아질수록 기업경영자는 안정과 효율 위주의 경영을 하게 됨으로써 투자와 고용을

늘리지 않는다는 것이다. 레버리지가 고용에 미치는 부의 효과는 경영자가 나쁜 프로젝트를 추진하지 못하도록 함으로써 기업의 가치를 높이는 과정에서 나타난다는 것이다.

넷째, 높은 부채비율은 기업이 감당하기 힘든 과잉 부채(debt overhang) 문제를 만들어냄으로써 투자에 영향을 미칠 수 있다. 과잉부채란, 미해결 부채(debt outstanding) 때문에 신규 투자가 지연되는 현상으로 정의된다. 이는 미해결 부채의 액면가액이 시장가치를 상회할 때 발생한다. 이 경우, 신규 투자의 이익은 새로운 투자자에게 가기보다는 기존 채권자에게 귀속되는 경향이 있기 때문에 그 기업에 대한 신규 투자가 이루어지지 않는다. Myers (1977)은 극단적인 경우 기업의 과잉부채는 미래에 수익을 보장해 줄 수 있는 사업 기회(positive net present value projects)를 위한 자금조달을 어렵게 만들 수 있다는 점을 보여주고 있다.

다섯째, 부실채권(bad loans)은 은행의 수지를 악화시킨다. 이는 은행의 외부자금조달 비용을 높이고 은행의 대출 행위를 제한한다. 이는 은행 의존적인 차입자들의 실물경제 행위를 제약한다.

요약하면, 이론적으로 볼 때 기업의 높은 레버리지, 즉 차입비율은 외부자금조달 비용을 높이거나, 기업경영자로 하여금 효율성 위주의 경영을 하게 하거나, 기업이 감당하기 힘든 과잉 부채를 초래하거나, 은행의 수지를 악화시킴으로써 투자와 고용에 부정적인 영향을 줄 가능성이 있다.

## 2. 실증적 연구 결과

기업의 레버리지와 금융 압박이 기업의 성장 변수, 주로 투자와 고용에 미친 영향에 관한 경험적인 연구들은 대체로 높은 부채비율이나 금융 압박이 고용에 부정적인 결과를 초래한다는 사실을 확인한 연구들이 더 많은 것으로 판단된다.

우선, Cantor(1990), Nickell and Wadhvani(1991), Nickell and Nicolitsas(1995) 등은 다른 노동수요 결정요인을 통제한 상태에서 레버

리지와 채무상환비율이 고용에 미치는 부정적 효과를 확인하고 있다. 가장 최근의 연구로 Ogawa(2003)는 동태적 노동수요함수를 추정하여 일본에서 1990년대의 금융 압박(financial distress)이 고용 행위에 어떻게 영향을 미쳤는지를 분석하고 있다. 그는 기업의 부채비율(firm's ratio of debt to total asset)은 (특히 소기업에서) 고용에 유의한 부정적 효과를 미친다는 사실을 발견하였다. 1990년대 일본에서 기업부문의 부채 증가와 은행의 부실채권 증가는 소기업의 고용을 축소하는 데 기여한 것으로 보고 있다. 또한, 소기업의 고용은 금융기관의 대출 행태에 커다란 영향을 받는 것으로 나타났다는 결론을 도출하였다. Lang and Ofek(1995)도 기업 차원에서 레버리지와 기업의 성장 간에는 부(-)의 관계가 있다는 것을 보여주었다. 특히, 이러한 부의 관계는 낮은 Tobin's  $q$ <sup>28)</sup>를 가진 기업에게 해당된다는 점을 보여주었다. 즉 기업들이 높은 레버리지를 유지하더라도 좋은 투자 기회를 가지고 있을 경우 기업의 성장에 방해 요인으로 작용하지는 않는다는 것이다. 좋은 투자 프로젝트를 가지는 기업은 대차대조표가 어떠한든 항상 자금조달이 가능하기 때문일 것이다. 그러나 높은 부채비율은 성장 기회가 자본시장에서 인식되지 않은 기업들이나 또는 성장 기회가 과잉부채의 효과를 극복할 만큼 충분히 가치가 있지 않은 기업들에게는 부정적인 관계를 가지는 것으로 분석하였다. Opler and Titman(1994)는 레버리지가 고용에 대해서 가지는 부정적 효과는 경기가 부진한 산업(distressed industries)이나, 시장집중도가 높은 산업과 R&D에 특화된 기업들의 경우 더 크게 나타난다고 분석하고 있다.

한편, Sharpe(1994)의 경우는 레버리지와 고용 간의 직접적인 관계를 본 것은 아니지만, 기업의 레버리지 수준에 따라 매출 증가가 고용에 미치는 효과가 달라진다고 보았다. 그는 높은 레버리지 기업들의 고용이 불황기에 매출 증가에 덜 민감하게 반응한다는 점을 보여주었다. Whited(1992)도 투자가 레버리지가 낮은 기업보다는 높은 기업에서 더

28) Tobin's  $q$ 는 '(장부가치 부채 + 시장가치 자본금)/자산의 대체비용(replacement cost)'로 정의된다. 일반적으로  $q$ 가 높을수록 더 가치 있는 성장 기회를 가진 것으로 간주된다.

민감하게 반응한다고 분석하였다. 많은 연구들이 다양한 형태의 유동성 제약(liquidity constraints)이 현재 및 예상되는 수요변동 요인을 통제 한 상태에서 투자지출에 영향을 준다는 미시적인 증거들을 제출하고 있는 것이다. 물론, Kopcke and Howrey(1994)와 같이 재무제표 변수(balance sheet variables)가 기업의 성장에 큰 영향을 미치지 못한다는 분석도 있지만, 대부분의 연구들이 기업의 레버리지, 금융 압박이 고용에 부정적인 영향을 주는 것으로 분석하고 있다.

### 제3절 데이터 및 변수

본 연구에서 사용하고 있는 기업자료는 한국신용평가정보(주)에서 작성한 재무 자료를 활용하였다. 이 자료는 기업의 재무제표뿐만 아니라 종업원수에 관한 정보도 제공하고 있다. 분석 대상의 표본 기간은 1990년부터 2003년까지로 하였다. 이 기간에는 1997년 외환위기 기간까지 포함된다.

<표 5-1>에서 볼 때, 표본 기업수는 2003년의 경우 약 16,464개이지만, 과거로 갈수록 표본수가 줄어들어 1990년에는 4,205개에 불과하다. 이는 많은 기업들이 중간에 파산이나 인수합병 등의 이유로 사라졌거나, 한국신용평가(주)가 과거에는 조사 능력이 제한적이어서 소규모 기업들을 충분히 파악하지 못했기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 이 자료를 가지고 분석할 경우, 살아남은 기업들이 과대 반영될 가능성이 있다. 또한 중소기업들의 반영 비율이 상대적으로 작게 나타날 가능성이 있다. 이러한 점은, 분석 결과를 해석할 때 주의할 필요가 있을 것으로 판단된다. 즉 기업규모나 산업에 따라서 기업의 레버리지나 파산율(bankruptcy rate)의 차이가 다르고 이를 고려하지 못할 경우, 금융 압박의 고용효과를 과소평가하는 결과를 초래할 수도 있기 때문이다.

〈표 5-1〉 표본 기초 통계

	emg	lsales	salesinc	wageinc	invrate	cf	da	ds	표본수
Mean	3.33	16.19	15.8	14.7	52.3	10.6	35.1	3.70	124,650
25th pecentile	-6.25	15.14	-6.8	-6.7	-13.7	5.5	15.5	1.38	124,650
MEDIAN	0.00	16.03	8.6	8.2	-2.1	10.0	33.5	3.08	124,650
75th pecentile	8.70	16.98	28.3	26.0	21.0	15.4	50.8	5.15	124,650
Standard Deviation	25.40	1.41	41.7	37.4	1898.5	12.3	25.9	3.30	124,650
1991	0.00	16.67	11.1	15.4	1.7	9.8	41.8	4.28	4,205
1992	-0.22	16.58	8.5	15.0	-0.1	9.6	42.4	4.26	5,137
1993	0.00	16.72	8.5	8.2	0.2	9.2	43.5	4.74	5,003
1994	0.27	16.76	13.6	9.9	0.8	8.8	42.7	4.09	4,913
1995	0.00	16.76	12.2	8.5	-3.3	8.7	40.7	3.80	5,572
1996	0.00	16.52	8.2	12.0	-2.4	9.1	38.1	3.97	7,490
1997	0.00	16.05	4.7	4.8	-5.4	10.0	33.9	3.64	9,165
1998	0.00	15.88	-12.4	-12.4	-19.2	9.9	33.4	3.65	11,122
1999	0.00	15.57	16.3	11.2	3.6	10.8	32.1	4.53	11,443
2000	0.00	15.61	14.3	11.5	-0.7	11.0	28.5	2.76	13,508
2001	0.00	15.68	9.6	9.3	0.0	10.7	27.1	2.31	14,696
2002	0.00	15.72	11.1	10.2	0.6	10.3	28.7	2.16	15,933
2003	0.00	15.80	6.1	6.0	-4.3	10.2	32.1	2.06	16,463

주: emg=기준 연도 대비 1년 후 고용증가율, lsales=실질매출액의 로그값, salesinc=실질매출액증가율, wageinc=실질임금증가율, invrate=유형고정자산증가율, cf=자산대비현금흐름비율, ds=자산대비부채비율, ds=자산대비이자지급액비율

본 연구에서 사용된 변수들은 결산 시점을 기준으로 계산하였다. 많은 기업들의 결산이 주로 12월 말로 된 경우가 대부분이었다. 또한 명목치들은 2000년 기준의 도매물가지수를 활용하여 실질치로 환원하였다.

기업의 채무 포지션을 나타내는 지표로는 외부자금조달을 나타내는 기업의 레버리지 지표로서 자산대비 부채비율(the debt-asset ratio) 지표와 내부자금조달을 나타내는 자산대비 현금흐름(the cash flowasset ratio) 지표를 사용하였다.

자산대비 부채비율은 기업의 채무 포지션과 금융 압박을 나타내는

지표로서 총부채를 총자산으로 나눈 비율이다. 이 자산부채비율은 기업의 신용 한도(credit limits)와 부(-)의 관련이 있을 것으로 판단된다. 즉 자산부채비율이 높은 경우 추가적으로 외부자금을 조달하기가 상대적으로 어렵다는 것을 의미한다. 작성 기준은 시장가치가 아닌 장부가치로 하였다. 기업의 레버리지 지표로 자산부채비율 지표를 사용할 때 시장가치로 측정해야 하는지 아니면 장부가치로 측정해야 하는지의 문제가 있다. 자산가치를 시장가치로 측정할 경우, 주식가치의 최근 변화를 지나치게 반영할 가능성이 있다. 만일 고용 지표를 시장가치로 측정할 레버리지 변수에 회귀분석할 경우, 기업의 주식가격에 반영되어 있는 시장의 기업 성장에 대한 기대치에 고용 변수를 회귀시키는 것과 마찬가지이다. 이는 고용과 레버리지의 부(-)의 관계를 과대평가할 수 있다. 반대로, 장부가치에 기초한 레버리지 측정 변수는 기업에 대한 시장의 평가를 반영하지 못하는 한계를 지니기도 한다. 그러나 장부가치 변수가 더 외생적일 수 있기 때문에, 따라서 이후의 고용에 미치는 효과를 해석하기가 더 쉽다는 평가도 있다. 본 연구에서도 장부가치를 사용하는 것이 자산부채비율이 고용을 결정할 때 가질 수 있는 내생성의 문제를 완화할 수 있다는 장점을 가진다는 점을 고려하여 장부가치 기준의 지표를 사용할 것이다.

기업의 내부자금조달 능력을 나타내는 지표로서 현금흐름을 자산으로 나눈 현금비율(cash flow before interest expense divided by total assets) 지표를 사용하였다. 여기서 현금흐름은 이자 지급을 제외하지 않은 영업이익과 감가상각비를 더한 것이다. 이자비용을 제외한 현금흐름은 레버리지 효과를 부분적으로 포착하게 된다. 왜냐하면, 높은 이자비용을 가진 기업들은 레버리지가 높기 때문이다. 즉 이자비용을 제외한 현금흐름은 투자를 위한 내부자금의 가용성을 나타내는 지표라기보다는 기업의 자본구조를 나타내는 지표일 수가 있다. 따라서 이자비용을 제외하지 않은 현금흐름이 기업의 자본구조와 독립적일 수 있기 때문에 내부자금 가용성 지표로 적절하다고 판단된다.

다음으로, 기업의 레버리지와 관련된 지표로 기업의 현금흐름비율과 비교하기 좋은 지표로 자산대비 이자지급비율로 측정되는 부채서비스

비율(debt service ratio)도 검토하였다. 이 비율은 이자지급액을 자산으로 나눈 값이다.

다음으로, 회귀분석에서 종속변수로 사용될 변수는 고용증가율이다. 고용 변수는 임원을 제외한 종업원수로 계산하였다. 고용증가율은 기준연도  $t$ 기의 고용 대비  $t + 1$ 기의 고용증가율로 계산하였다.

한편, 기업의 레버리지와 고용증가율 간의 관계를 보기 위해서는 고용에 영향을 미치는 다른 변수들을 통제해야 한다. 우선, 고용 증가에 영향을 미치는 가격 변수로 실질임금의 증가율을 통제하였고, 매출액증가율 및 투자증가율, 기업규모를 나타내는 변수로 기업의 매출액 규모 등을 통제하였다.

우선, 실질임금률(wage rate)은 생산직과 사무직의 급여총액과 복리후생비를 더한 총 인건비를 종업원수로 나누고 명목치를 도매물가지수를 사용해서 실질치로 전환하였다. 매출액 증가율도 도매물가지수를 사용하여 실질치로 전환하였다. 매출액의 규모는 백만원 단위이다. 투자증가율은 자본스톡의 증가율로 계산하였고, 자본스톡은 유형고정자산에서 토지를 제외한 장부가치를 사용하였다. 엄격한 의미의 자본스톡 추계는 자본이 장착되는 시점을 고려하여 투자재 디플레이터로 나누어 주어야 하지만, 이러한 장착 시점을 파악할 수 없어서 장부가치를 사용하였다.

한편, 지나치게 작은 소기업의 경우 의미가 없기 때문에, 종업원수가 10인 미만이거나 매출액이 10억원 미만의 기업들은 표본에서 제외하였다. 또한, 기업의 인수합병 등으로 인해서 지표가 큰 폭으로 조정되는 경우가 많이 발생할 가능성이 있다. 따라서 매출액이 매년 3배 이상 증가한다거나 임금이 200% 이상 증가하거나 50% 이상 감소하는 경우, 고용이 매년 3배 이상 증가하거나 70% 이상 감소하는 경우 자산대비 부채비율이 500%를 넘는 경우 등은 이상치(outlier)로 처리하여 표본에서 제외하였다.

한편, 본 연구에서 다루지 못한 변수가 기업의 성장 기회와 관련된 Tobin's  $q$  변수이다. 기업이 고용에 관한 의사결정에서 기업의 성장 기회는 매우 중요한 역할을 할 것이다. 그러나 가치 있는 성장 기회를 가

진 기업들의 경영자는 낮은 레버리지를 선호한다는 주장도 있다. 왜냐하면, 외부자금을 조달해야 한다면 자신의 투자 기회를 활용할 수 없기 때문이다. 따라서 레버리지가 기업의 성장 기회에 관한 경영자의 정보를 반영하는 것일 수 있다. 기업의 성장 기회와 레버리지가 높은 상관관계를 가질 경우, 기업의 성장 기회를 나타내는 요인을 통제해야만 레버리지와 고용 간의 관계를 좀 더 정확하게 측정할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 기업의 성장 기회를 나타내는 변수나 Tobin's q를 추정하기가 어려워, 이러한 문제점을 고려하지 못했으며, 추후의 연구과제로 남겨 두고자 한다.

분석에 사용된 지표들의 기초통계량이 <표 5-1>에 제시하였다. <표 5-1>에서 emg는 기준 연도  $t$ 와 그 다음 연도의  $t+1$  기간의 고용증가율을 나타낸다. 고용증가율의 평균값은 3.33%이고, 중앙값은 0으로 나타나고 있다. 연도별로 보더라도, 중앙값이 0인 경우가 많은데, 이는 고용변동이 없는 경우가 약 10% 가까이 되고, 중앙값이 10%에 속하는 경우가 많기 때문이다. 평균 자산부채비율은 35.1% 정도로 나타나고 있고, 자산대비 현금흐름비율의 평균은 10.6% 정도인 것으로 나타나고 있다. 연도별로 보면, 자산부채비율은 1997년을 전후로 하여 크게 감소하여 2001년에 가장 낮은 수치를 기록한 이후 약간 증가하는 추세를 보여주고 있다. 자산대비 현금흐름비율은 1997년 이후 한 단계 레벨업되어 있는 것으로 나타나고 있다. 기업들의 수익 중시 경영을 반영하는 것으로 판단된다.

<표 5-2>는 본 연구에서 사용된 변수들간의 상관관계를 보여주고 있다. 고용증가율은 대부분의 독립변수들과 유의한 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 매출액증가율이 가장 높은 상관관계를 보여주고 있고, 임금증가율도 유의한 부(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 한편, 자산부채비율은 고용증가율과 유의한 부의 상관관계를, 그리고 현금비율은 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히, 자산부채비율과 현금비율이 부(-)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 변수들이 포함된 다중회귀분석을 할 필요가 있는 것으로 판단된다.



<표 5-2> 주요 변수들간의 상관관계

	emg	lsale	salesinc	wageinc	invrate	cf	da	ds
emg		-0.06686 <.0001	0.31464 <.0001	-0.26883 <.0001	0.02102 <.0001	0.07077 <.0001	-0.05634 <.0001	-0.08397 <.0001
lsale			-0.14986 <.0001	-0.09339 <.0001	-0.00496 0.0800	-0.03713 <.0001	0.05430 <.0001	0.08105 <.0001
salesinc				0.29690 <.0001	0.01679 <.0001	-0.06722 <.0001	-0.00104 0.7125	-0.07090 <.0001
wageinc					0.00855 0.0025	-0.00149 0.6000	-0.00908 0.0013	-0.02891 <.0001
invrate						-0.00231 0.4156	-0.00420 0.1379	-0.00508 0.0729
cf							-0.12397 <.0001	-0.00362 0.2018
da								0.67167 <.0001
ds								

### 제4절 분석 결과

기업의 레버리지와 고용변화 간의 관계를 보기 위한 기본 회귀분석에서 종속변수는 고용증가율이고, 주요 설명변수는 자산부채비율(da)과 자산현금비율(cf)이다. 통제변수로는 매출액의 로그값(lsale), 매출액증가율(salesinc), 임금증가율(wageinc), 투자증가율(invrate) 등이다. 또한, 경기변동 요인 때문에 특정 시기의 고용이 더 증가할 수 있다는 점을 통제하기 위해서 연도 더미 등을 추가하였다. 단, 분석 결과에서는 연도더미의 회귀계수는 제시하지 않았다.

<표 5-3>은 고용증가율을 기업의 레버리지 및 내부조달 가능성 지표에 대해서 회귀한 결과를 나타내고 있다. <표 5-3>에서 종속변수는 기준 연도 대비 1년 후의 고용증가율이다. 즉 독립변수들은 종속변수에 비해서 1기 래그된 변수들을 사용한다. 왜냐하면, 기업의 채무자인 금

용기관들은 약간의 시간적 차이를 가지고 기업에 대한 정보를 수집하고 적용하는 경향이 있기 때문이다. 또한, 종속변수인 고용(또는 매출)이 기업의 자본에의 접근성을 제약한다는 내생성의 문제를 통제하기 위한 것이다. 예를 들어, 성과가 좋지 않은 기업의 경우 자신의 손실을 메우기 위해서 차입을 늘릴 수도 있기 때문이다.

<표 5-3>의 분석 결과를 보면, 기업의 레버리지(자산부채비율)와 고용증가 간에는 부(-)의 관계가 존재함을 보여주고 있다. 표본에서 1년간 고용증가율의 평균이 3.3%이고, 평균 레버리지가 35.1%이다. 따라서 레버리지에 대한 회귀계수가 의미하는 것은 평균 레버리지의 절반 정도인 17.5% 정도의 기업의 고용증가율은 약 0.7% 정도 낮은 2.6% 정도라고 해석할 수 있다. 한편, 현금흐름의 경우 레버리지보다 더 강하고 유의한 회귀값을 가지고 있다. 현금흐름비율의 회귀계수는 표본의 현금흐름비율이 평균 10.6%인데, 만일 현금흐름비율이 15% 정도 유지한다면, 고용증가율은 0.92% 정도 높은 4.25%에 달한다는 것을 의미한다.

레버리지와 고용증가율 간의 관계의 경제적 의미를 좀 더 이해하기 쉽게 파악할 수 있는 방법은 고용 증가와 부채서비스(debt service)의 관계가 고용 증가와 현금흐름 간의 관계보다 더 강한지를 검토하는 것이다. 한 단위의 부채 상환액의 부정적 효과가 한 단위의 현금흐름의 긍정적 효과보다 더 큰 것인지를 검토하는 것이다. 만일 더 크다면, 레버리지는 유동성을 줄임으로써 외부조달자금의 비용을 높이는 승수효과(multiplier effect)를 가진다고 할 수 있다. <표 5-3>의 두 번째 칼럼을 볼 때, 부채서비스의 회귀계수는 현금흐름의 회귀계수보다 약 두 배 정도 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 현금흐름에 비해서 레버리지가 상당히 큰 승수효과를 가진다는 것을 의미한다<sup>29)</sup>.

29) 기업의 유동성(liquidity)은 미래의 성장 기회를 반영하는 변수(proxy)일 수 있다. 즉 현금흐름이 작은 기업들은 가치 있는 투자 기회가 작다는 것을 의미할 수 있다. 따라서, 고용에 현금흐름을 회귀시킨 회귀계수가 현금흐름이 많기 때문에 고용을 직접 증가시킨다는 사실을 반영하기보다는 미래의 성장 기회가 많아서 고용을 늘린다는 사실을 보여주는 지표일 수가 있다. 즉 현금흐름과 고용증가 간의 관계는 의사적(spurious)일 수 있다.

〈표 5-3〉 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: OLS 추정

Variable	전체_1		전체_2		전체_3	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	13.87074	0.85771	13.55723	0.85342	13.84303	0.85714
lsale	-0.61452	0.04588	-0.58971	0.04587	-0.59324	0.04588
salesinc	0.25366	0.00158	0.25158	0.00158	0.25190	0.00158
wageinc	-0.28237	0.00174	-0.28249	0.00174	-0.28251	0.00174
invrate	0.00022	0.00003	0.00022	0.00003	0.00022	0.00003
cf	0.18492	0.00505	0.19485	0.00501	0.19201	0.00507
da	-0.04108	0.00243			-0.01181	0.00331
ds			-0.40970	0.01949	-0.34515	0.02661

한편, 우리가 제시한 자료는 밸런스된 기업패널 자료는 아니지만, 기업패널 자료의 성격을 가지고 있다. 따라서 관찰되지 않는 기업특수적인 효과를 통제해 주기 위해서, 모든 변수를 전기의 수치를 빼주는 일차차분을 적용하였다. 이는 고정효과 모델의 틀 내에서 시계열 잔차항을 활용하는 것으로 고용에 영향을 미치는 고정요소를 통제하는 것이다.

〈표 5-4〉 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 일차차분 OLS 추정

Variable	전체_1		전체_2		전체_3	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	-1.87481	0.47359	-1.94803	0.47376	-1.87659	0.47372
lsale	-3.26238	0.50132	-3.04497	0.50128	-3.26744	0.50208
salesinc	0.19115	0.00294	0.19140	0.00294	0.19130	0.00294
wageinc	-0.34209	0.00207	-0.34175	0.00208	-0.34186	0.00208
invrate	0.00021	0.00005	0.00021	0.00005	0.00021	0.00005
cf	0.18050	0.00994	0.19070	0.00987	0.17892	0.01000
da	-0.05436	0.00721			-0.05531	0.00769
ds			-0.11174	0.04732	0.01436	0.05045

<표 5-4>는 전기의 수치를 빼준 차분값을 사용한 회귀분석 결과이다. 분석 결과를 보면, 차분을 하지 않은 경우와 비교해서 결과에서 커다란 차이는 나타나지 않는다. 다만, 부채서비스 비율의 유의도만 줄어드는 것으로 나타나고 있다.

한편, 우리나라의 경우 1997년 엄청난 외환 및 금융위기를 겪었고 이 시기를 전후로 해서 기업 및 금융기관의 행태가 크게 바뀌었을 가능성이 높다. 따라서 분석 기간을 외환위기 전후로 나누어서 검토해 본 결과가 <표 5-5>이다. 결과를 보면, 외환위기 이후는 1999~2003년간의 경우를 분석한 것이고, 외환위기 이전은 1990~1996년까지의 기간을 분석한 것이다. 분석 결과를 보면, 레버리지(부채비율)와 현금흐름비율의 회귀계수 값에서는 커다란 변화가 나타나지는 않은 것으로 판단된다. 다만, 외환위기 이후 현금흐름비율의 고용효과가 유의도가 많이 높아진 것으로 나타났으며, 레버리지의 회귀계수 값은 약간 하락하는 정도인 것으로 판단된다. 외환위기 이후 현금흐름이 더 유의하게 고용에 영향을 미치는 것으로 판단되고, 부채비율이 전반적으로 축소되면서 부채비율이 고용에 미치는 부정적 효과의 정도는 약간 감소한 것으로 판단된다.

한편, 기업의 높은 부채비율은 대기업보다는 중소기업의 고용에 더 큰 영향을 미친다는 분석이 많다. Ogawa(2003)는 일본의 경우 대기업보다는 소기업에서 높은 부채비율이 고용에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다고 분석하였다. 이는 외부자금조달 프리미엄이 부채대비 기업가치비율(collateralized net worth to loan size)에 반비례한다는 자본시장 불완전성 가설에 합치하는 것으로 해석하고 있다. 즉 중소기업들의 경우 금융 압박이 고용에 미치는 효과가 더 크다는 것이다. 이에 대한 이론적 논의는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 대기업의 경우 관찰되지 않는 특수한 위험(unobservable idiosyncratic risk)을 다양화할 수 있는 대규모의 담보화가 가능한 자산(large collateralizable net worth)을 가지고 있기 때문에 대기업보다는 중소기업의 경우 높은 부채비율은 외부자금조달비용을 더 높이게 된다. 둘째, 부채의 규율효과가 소기업에게는 더 강하게 나타날 수 있다. 왜냐하면, 소기업들은 은행의 대출 중단이나 모기업의 거래 중단 압력을 더 받기 때문이다.

〈표 5-5〉 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 외환위기 전후 구분

OLS 추정

Variable	외환위기 이후		외환위기 이전	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	14.43653	1.16318	8.97640	1.56669
lsale	-0.45936	0.07053	-0.34076	0.08865
salesinc	0.26107	0.00230	0.27576	0.00326
wageinc	-0.31873	0.00261	-0.28289	0.00346
invrate	0.00066	0.00008	0.00009	0.00003
cf	0.18558	0.00677	0.19800	0.01292
da	-0.03345	0.00381	-0.04574	0.00445

일차차분 OLS 추정

Variable	외환위기 이후		외환위기 이전	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	2.34918	0.35898	-1.48703	0.43305
lsale	-2.89042	0.74145	-6.42778	0.99849
salesinc	0.18452	0.00428	0.21712	0.00595
wageinc	-0.36092	0.00301	-0.43428	0.00423
invrate	0.00068	0.00010	-0.00002	0.00005
cf	0.17513	0.01263	0.30353	0.02716
da	-0.05935	0.01014	-0.07170	0.01549

따라서 소기업들은 생산 효율성을 높이기 위해 고용을 줄이기 위한 모든 노력을 다할 이유가 있다. 셋째, 소기업들은 대기업보다 더 은행 의존적이기 때문에 은행의 대출 행태는 고용에 더 강력한 영향을 미친다. 이러한 이유들로 인해서 중소기업의 경우 높은 부채비율이 고용에 더

〈표 5-6〉 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 기업규모별

## OLS 추정

Variable	대기업		중소기업		상장기업		코스닥등록기업	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	18.00952	2.06703	15.06673	1.10458	2.80175	2.22299	27.15455	3.31066
lsale	-0.86140	0.10818	-0.68402	0.06162	-0.21259	0.11756	-1.41764	0.17995
salesinc	0.32345	0.00510	0.24604	0.00168	0.29478	0.00657	0.26004	0.00527
wageinc	-0.39155	0.00635	-0.27358	0.00182	-0.39166	0.00767	-0.29584	0.00644
invrate	0.00084	0.00017	0.00020	0.00003	0.04662	0.00282	0.00283	0.00039
cf	0.22026	0.01602	0.18313	0.00535	0.30854	0.02077	0.38072	0.01888
da	-0.03138	0.00627	-0.04136	0.00265	-0.00547	0.00714	-0.07111	0.00994

## 일차차분 OLS 추정

Variable	대기업		중소기업		상장기업		코스닥등록기업	
	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error	Parameter Estimat	Standard Error
Intercept	0.65498	0.85142	-2.93847	0.55647	-1.61074	0.76594	0.60463	1.51928
lsale	-4.73930	1.34018	-3.14696	0.54228	0.13447	1.46294	-2.53509	1.57442
salesinc	0.23596	0.00828	0.18514	0.00316	0.25413	0.00962	0.17382	0.00888
wageinc	-0.45185	0.00644	-0.33130	0.00221	-0.40012	0.00721	-0.35522	0.00680
invrate	0.00077	0.00018	0.00017	0.00005	0.04471	0.00311	0.00626	0.00094
cf	0.22811	0.03181	0.17396	0.01054	0.14574	0.03088	0.40989	0.03867
da	-0.06823	0.01616	-0.05266	0.00800	-0.02281	0.01320	-0.05856	0.02345

부정적인 영향을 미치게 된다는 것이다.

〈표 5-6〉은 종업원 규모 300인을 기준으로 대기업과 중소기업을 구분하고, 상장기업과 코스닥등록기업으로 구분해서 회귀분석을 시도한 결과이다. 우리나라의 경우에도 대기업과 중소기업 간의 차이가 그리 크지 않게 나타나는 것으로 판단된다. 중소기업의 경우 레버리지의 회귀값이 대기업에 비해서 약간 크고 통계적 유의도도 상당히 큰 것으로

나타났다. 중소기업의 표본수가 많기는 하지만, 자산부채비율의  $t$ 값은 대기업이 -5.00이고 중소기업이 -15.64로 나타나고 있다. 현금흐름비율의 경우에는 대기업의 경우, 회귀값이 중소기업에 비해서 더 큰 것으로 나타났다. 즉 대기업의 경우, 현금흐름비율이 고용에 더 강한 영향을 미치는 반면 중소기업의 경우, 부채비율이 고용에 더 강한 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 5-7〉 고용증가율에 대한 회귀분석 결과: 산업별

OLS 추정

Variable	제조업		비제조업		제조업 대기업		제조업 소기업	
	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error
Intercept	16.00410	1.07703	9.73640	1.46061	21.22458	2.94529	16.83111	1.36780
lsale	-0.86290	0.05742	-0.25683	0.07705	-1.14361	0.15337	-0.91596	0.07611
salesinc	0.25399	0.00207	0.25280	0.00250	0.31855	0.00677	0.24858	0.00218
wageinc	-0.27844	0.00219	-0.28772	0.00289	-0.40006	0.00888	-0.27266	0.00227
invrate	0.00059	0.00009	0.00017	0.00004	0.02291	0.00206	0.00055	0.00009
cf	0.29895	0.00810	0.12579	0.00691	0.30140	0.02283	0.29788	0.00860
da	-0.03946	0.00320	-0.03574	0.00409	-0.01627	0.00826	-0.04086	0.00343

일차차분 OLS 추정

Variable	제조업		비제조업		제조업 대기업		제조업 소기업	
	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error	Parameter Estim	Standard Error
Intercept	-2.18107	0.54852	-0.97614	0.92624	-0.70282	0.93192	-2.82878	0.63211
lsale	-3.15579	0.64585	-3.95997	0.82524	-0.60166	1.71770	-3.42393	0.69232
salesinc	0.18550	0.00375	0.19855	0.00483	0.26416	0.01015	0.17809	0.00401
wageinc	-0.33411	0.00254	-0.35595	0.00362	-0.43061	0.00844	-0.32779	0.00268
invrate	0.00038	0.000183	0.00020	0.00005	0.03910	0.00363	0.00033	0.00018
cf	0.24362	0.01615	0.14455	0.01339	0.27423	0.04657	0.23623	0.01720
da	-0.05963	0.00885	-0.04072	0.01264	-0.06440	0.01924	-0.05908	0.00970

한편, 상장기업의 경우를 보면, 이러한 현상이 더 뚜렷하게 나타난다. 상장기업의 경우 높은 부채비율이 고용에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 상장기업의 경우, 높은 부채비율을 유지하더라도 언제나 자금을 조달할 수 있기 때문일 것이다. 즉 이미 시장에서 확고한 기득권을 가지고 있고 공개시장(public securities market)을 활용하고 있는 상장 대기업들은 기업의 채무 포지션과 투자·고용 간의 관계가 약할 것으로 판단할 수 있다.

반면, 현금흐름이 고용에 미치는 영향은 훨씬 더 큰 것으로 나타나고 있다. 한편 코스닥등록기업의 경우, 부채비율이 고용에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 현금흐름비율의 경우에도 강한 정(+ )의 효과를 가지는 것으로 나타났다.

<표 5-7>은 산업별로 구분해서 검토해 본 것이다. 이 경우에도, 제조업과 비제조업 간에는 레버리지의 회귀값은 큰 차이가 나지 않는 것으로 판단되고 다만, 제조업의 경우 비제조업에 비해서 현금흐름비율이 고용에 미치는 효과가 매우 큰 것으로 판단된다. 제조업을 다시 대기업과 중소기업으로 구분해서 볼 경우에도, 제조업 대기업의 경우 레버리지가 고용에 대해서 가지는 부(-)의 효과는 크게 감소하는 것으로 나타났다. 즉 우리나라의 경우에도 제조업 상장대기업의 경우, 부채비율이 고용에 주는 효과는 그리 크지 않은 것으로 판단할 수 있다. 반면, 중소기업제조업이나 비제조업 등은 부채비율이 고용에 상당한 영향을 주는 것으로 판단된다.

그러나 <표 5-7>에서 일차차분을 이용한 회귀분석 결과를 보면, 대기업과 중소기업의 차이가 전반적으로 크지 않다는 점을 보여주고 있다. 단지, 상장기업의 경우에만 레버리지의 회귀계수값이 작아지는 결과를 보여주고 있다. 즉 기업의 관찰되지 않은 고정효과를 통제할 경우, 상장대기업이 아닌 일반대기업의 경우 레버리지가 고용에 미치는 부정적 효과는 여전히 크게 존재한다는 것을 보여주고 있다.

그러나 OLS 추정법을 사용할 경우, 차분을 하더라도 여전히 추정 방법상의 문제는 남는다. 레버리지가 사전에 결정된 완전히 외생적인 변수가 아닐 경우, OLS 추정치는 편의된 회귀계수만을 제공하기 때문이



다. 일반적으로 말해서, 대부분의 기업특수적 변수들은 고용의 영향을 받는 내생성의 요소들을 가지고 있다. 특히, 가장 내생성의 문제가 큰 것은 금융 변수들이다. 이 경우, 현재 고용과 이전 기의 차입비율 간에는 의사적(spurious) 관계가 존재할 수 있다. 예를 들어, 전기의 고용 쇼크(고용에 영향을 준 생산성 쇼크)는 기업들로 하여금 차입을 늘리도록 할 것이며, 이는 다음 기의 고용에 영향을 주기 때문이다. 즉 기업의 레버리지가 높은 것은 그 기업이 금융적으로 취약해서라기보다는 경제적으로 취약하다는 사실을 반영하는 것일 수 있다. 금융적으로 어려운 기업들의 행동이 금융적 조건에 기인하기보다는 실물 차원에서 잘못된 기업경영이나 경제침체로 인하여 이미 어려움을 겪고 있는 경우가 많은 것이다. 금융 압박을 받은 기업들은 투자를 줄이고 고용을 줄일 수 있지만, 경영자 주도의 투자 및 고용 축소가 적어도 부분적으로는 그 기업의 금융조건이 아닌 그 기업의 근본적인 조건에 대한 대응이라는 사실을 완전히 배제하지는 못하게 된다.

따라서 차입비율이 영향을 미치면서도 고용에는 영향을 미치지 않는 도구 변수가 필요하다. 이러한 도구 변수들로 많이 사용되는 것은 고용에 관한 의사결정이 이루어지기 3, 4년 전의 기업의 성과를 나타내는 변수들이 될 수 있을 것이다. 이러한 변수들은 현재 및 미래의 채무 포지션에 영향을 미침으로써 미래의 차입비율에 영향을 주지만 3, 4년 후의 고용에 영향을 주기에는 기간이 너무 길기 때문이다.

결국 내생성의 문제는 방정식에서 래그된 에러텀(lagged error)의 존재 때문에 일차차분의 일차래그의 회귀방정식에서도 존재한다. 래그된 종속변수도 자동적으로 내생적으로 되기 때문이다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해 Arrelano and Bond(1991)는 Anderson and Hsiao(1981)가 제시한 동태적 고용효과 모델을 확장하여 일차차분의 도구 변수 방법을 확장하고 있다. Ogawa(2003)의 경우 일차차분의 고용 수요함수를 2단계 GMM(Generalized Moments Method)으로 추정하고 있다. 여기서 도구 변수로 활용된 것은 3기 및 4기 이전의 고용, 2~4기 이전의 부가가치 및 실질임금의 로그값, 1~4기 이전의 자산부채비율 등을 도구 변수로 사용하고 있다. 이 방법도 에러항의 random(non-

fixed effect) 부분이 시계열상의 상관관계(serial correlation)이 없다는 가정(an absence of second order serial correlation in the first difference error)하에서 이루어지는 것으로 이러한 가정에 대한 검정도 필요하다. 이러한 내생성의 문제를 고려해서 GMM 추정방법을 활용하여 분석한 결과는 추후 보완하여 제출하고자 한다.

## 제5절 결 론

금융적 요인이 실물경제 특히 고용에 어떠한 영향을 주는지를 보이기 위해서, 기업 단위의 자료를 활용하여 기업의 레버리지와 현금흐름이 고용에 어떻게 영향을 미치는지를 검토하였다. 특히, 1997년 외환위기를 거치면서 기업 부채비율의 강제적 하향조정이 고용에 부정적인 영향을 끼쳤다는 주장이 많이 제기되었다. 그럼에도 이에 대한 실증적인 연구는 거의 제출되지 못하고 있었다.

Modigliani-Miller의 정리대로라면, 법인세가 존재하지 않는 완전경쟁의 자본시장이 존재할 경우에는 기업의 레버리지는 기업의 실질가치와 고용, 투자 등에 영향을 주지 않는 것으로 되어 있다. 그러나 현실에서는 정보의 비대칭성에 기인한 외부조달자금의 프리미엄이 존재하고, 기업의 부채비율이 경영자의 행위를 제약함으로써 기업의 재무제표에 나와 있는 변수들이 기업의 투자와 고용에 영향을 주게 되어 있다. 대부분의 기존 많은 실증적 연구들은 기업의 높은 레버리지(높은 부채비율)가 고용증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다.

본 연구에서도 잠정적으로나마 기업의 높은 레버리지는 기업의 고용 성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이전이나 이후 거의 동일한 추세로 나타났다. 경기가 좋거나 외형 성장이 지속되는 환경에서는 기업의 높은 부채비율이 투자 및 고용 확대와 선순환 구조를 형성할 것이라는 가설도 잘 맞지 않는 것으로 보인다.

한편, 대기업과 중소기업을 구분해서 볼 경우, 일반적으로 중소기업

의 경우 높은 부채비율의 부정적 효과가 더 클 것으로 예측된다. 우리나라의 경우에는 종업원 규모 300인을 기준으로 하는 대기업과 중소기업 구분에서는 이러한 예측이 잘 맞아떨어지지 않는 반면 상장기업의 경우, 높은 부채비율이 초래하는 부정적 효과의 유의도는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 즉 자본시장에서 자본을 조달할 수 있는 여력이 있는 기업들의 경우, 기업의 부채 포지션이 기업의 영업활동에 미치는 영향이 상대적으로 크지 않은 것으로 판단된다.

## 제 6 장

□□□□□□□□□□□□□□□□

## 동북아 국가간 무역이 한국의 고용에 미치는 효과

## 제1절 문제의 제기

한국, 중국, 일본이 속해 있는 동북아경제는 이제 NAFTA, EU 등과 더불어 세계경제의 3대 축으로 성장하였고, 동북아 역내에서 무역, 투자 등 경제교류는 계속 확대되고 있다. 2002년 기준으로 한국, 중국, 일본 3국은 전 세계 GDP의 17.7%를 차지하였으며, 무역량에서도 13.2%를 점하고 있다.<sup>30)</sup> 그 중에서도 한국 경제는 외환위기를 겪었고, 일본 경제는 장기불황의 터널을 빠져나오고 있으며, 중국은 활기찬 수출과 내수를 계속 유지하면서 지속적인 고도성장을 나타내고 있다. 한국에게 동북아 역내국가와의 경제교류는 점점 더 중요성이 늘어나고 있다.

특히 1990년대 중국의 급부상, 한·중 수교 이후 한국 경제에는 기회와 위협이 동시에 발생하고 있다. 중국은 한국에 새로운 시장을 제공하였다. 중국이 세계의 공장 역할을 수행하여 수출이 증대되면서 중국은 수출에 필요한 다량의 부품 및 중간재를 수출할 수 있게 되었다. 다른 한편으로 중국은 세계시장에서 한국을 위협하는 경쟁자가 되기도 했다. 중국이 세계의 공장 역할을 하게 되면서 전 세계의 많은 기업이 중국으로 생산시설을 이전하게 되었고, 한국에도 산업 공동화(hollowing

30) 2002년 현재 전 세계 GDP에서 NAFTA는 36.7%, EU는 26.8%를 나타냈으며, 무역량에서 NAFTA는 21.1%, EU는 36.8%를 기록했다.

out)의 위기감이 고조되었다.

특히 고용 측면에서는 산업 공동화의 우려가 팽배해졌다. 그러나 산업 공동화는 국제경쟁력을 상실한 산업이나 기업이 소멸하거나 해외로 이전됨으로써 국내 기반이 없어질 뿐만 아니라 이를 대신하는 신산업의 창출이나 산업의 고도화가 일어나지 않고 산업구조에 공백이 생기는 현상을 의미한다. 따라서 경제의 고도화·탈공업화와 함께 제조업이 부분적으로 소멸하는 제조업 공동화 현상은 이를 대신하는 새로운 성장분야가 발생하고 산업에 공백이 생기지 않을 경우 큰 문제가 되지 않는다.

게다가 동북아 경제의 성장, 특히 중국 경제의 발전이 한국의 노동수요에 일방적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 판단할 수는 없다. 이론적으로 경쟁 열위 부문의 노동수요는 축소되고 경쟁 우위 부문의 노동수요는 증대될 것인데, 이를 종합적·실증적으로 파악할 필요가 있다. 또 제조업 전체의 활력 약화(산업의 쇠퇴)가 나타나는지, 산업구조의 고도화(탈공업화)에 차질이 생기고 있는지도 함께 검토되어야 한다. 그런 연후에야야 제조업 공동화 문제를 객관적으로 평가할 수 있다.

최근의 동북아 국가간 산업의 관련성에 관한 연구는 분업구조 변화, 경쟁력 비교에 초점을 두고 있는데, 이흥배 외(2002), 정인교 외(2003)와 같은 경우가 일반적인 논의의 패턴을 보여준다. 이에 따르면 3국간 제조업의 구조를 분석해 볼 때, 그동안 한·중·일 간에는 지리적 근접성을 매개로 한 산업구조의 보완성이 무역, 직접투자 등 산업협력 확대에 견인차 역할을 해왔다. 그러나 다른 한편으로 중국이 일본과 한국을 캐치업하는 방식의 소위 기러기형 산업발전전략(flying geese model)을 추구해 오는 과정에서 점차 3국의 산업구조가 유사해지면서 산업내 무역이 증가하고 경합관계가 심화되고 있다고 한다.

여론에서는 중국과의 무역 및 투자의 확대가 국내 제조업 공동화의 우려를 불러일으키고 있는데, 이 문제는 아직까지는 대체로 실증분석의 지지를 받지 못하고 있다. 하병기 외(2003)의 경우 국내총생산 측면에서 한국 경제에서 제조업의 역할은 축소되지 않았다고 분석하고 있다. 오히려 외환위기 이후 제조업은 높은 생산성 향상 등으로 한국 경제에

의 기여도가 과거보다 높게 나타나고 있으며, 또 해외직접투자의 긍정적인 효과를 고려할 경우 제조업 공동화를 우려할 정도는 아닌 것으로 분석하고 있다. 그러나 고용 측면에서는 제조업의 비중이 1980년대 중반 이후 계속 낮아져 탈공업화가 상당 부분 진행된 것으로 판단할 수도 있다고 한다.

대체로 동북아 경제의 성장에 따른 무역과 투자 확대에 관한 논의는 꾸준히 이루어지고 있고 국내 고용구조의 변화에 대한 논의도 별도로 진행되고 있다. 그러나 동북아 경제의 발전, 동북아 경제권의 형성 과정이 국내 고용구조에 미치는 효과에 대해서는 본격적인 분석이 이루어지지 않고 있다. 이러한 상태에서 국내 노동운동은 농민운동과 함께 동북아 경제협력의 주요한 반대 세력으로 인식되고 있다. 이에 본 연구에서는 우선 동북아 무역-국내 고용의 최근 추세를 분석·제시함으로써 객관적 논의의 진전에 기여하고자 한다. 이를 위해 문제의 범위를 제한하여 중국·일본과의 무역이 최근 국내 고용상황과 구조에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대하여 산업연관표를 이용한 실증분석을 수행한다.

## 제2절 연구 방법과 자료

국제무역이 노동시장에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서는 크게 보아 두 가지 이론적 접근방식이 있다(Masse: 212~215).

첫째는, Heckscher-Ohlin 정리에 의한 것으로서 선진국과 개도국과 같이 요소부존조건의 차이가 있는 경우이다. 이에 따르면, 다른 조건이 일정하다면, 개도국과의 무역 확대는 선진국에서의 저숙련 노동수요를 축소시키는 경향이 있고, 상대임금에 대한 영향의 크기는 수요 변화의 탄력성에 의존한다.<sup>31)</sup> 또 무역은 국가간에 요소가격 균등화 쪽으로 힘

31) 임금이 탄력적인 경우 개도국과의 무역은 저숙련 노동자의 상대임금을 하락시키며, 임금이 경직적인 경우 개도국과의 무역은 저숙련 노동자의 실업 증가를

을 가하며(스톨퍼-새뮤얼슨 정리), 이러한 경향은 무역재의 가격에도 반영된다.

둘째는, ‘신무역이론(new trade theory)’에 의한 것으로 유사한 요소 부존조건을 가진 선진국 사이의 무역의 영향에 관한 것이다. 이에 따르면, 무역의 이익은 생산규모의 확대에 따른 비용 하락 때문에 발생하지만, 산업내 무역의 상대임금에 대한 효과는 불분명하다. 고숙련 또는 저숙련 노동의 수요 변화는 성장기업 또는 쇠퇴기업에 사용되는 기술의 유형, 그리고 생산수준 변화에 기술 자체가 변화하는 방식에 달려 있다. 따라서 선진국이 고숙련 노동집약적인 부문과 저숙련 노동집약적인 부문에서 모두 수출국이 될 수도 있다.<sup>32)</sup>

제조업 공동화 또는 탈공업화 문제와 관련하여서는 개도국과의 무역이 어떤 영향을 미치는지를 중심으로 논의가 이루어졌는데, 이에 대해 분명한 결론이 내려진 것은 아니다. 아직은 선진국의 탈공업화에 남북 무역이 중요한 역할을 하고 있다는 주장과 그렇지 않다는 주장이 맞서고 있다.<sup>33)</sup>

본 연구에서는 이러한 논의의 맥락에서 산업연관 분석을 이용하여 한국의 동북아 무역의 고용효과를 분석하고자 한다. 즉 중국, 일본과의 제조업에서의 무역 성장이 제조업 고용에 음(-)의 효과를 갖지 않는다는 분석 결과를 제시한다. 아울러 무역수지 적자를 나타내고 있는 일본과의 관계에서도 최근에는 무역이 양(+)의 고용효과를 발생시켰다는 점, 따라서 동북아 역내무역이 국내 고용에 긍정적인 역할을 했다는 점을 제시할 것이다. 물론 산업연관표에 의한 계산이 모든 것을 말해 주지는 않고, 따라서 본 연구에서는 탈공업화의 여러 원인의 상대적 중요

가져오는 경향이 있다.

32) 무역으로 인해 가격이 더 낮아지고 소비는 더 많이 이루어질 수 있기 때문에 사회 전체는 이익을 향유할 수 있으나, 무역으로 자원이 재배치되면 산업구조의 변화로 반드시 패자가 생기가 된다. 기술진보의 최근 패턴으로 볼 때 보다 숙련된 노동자가 승자가 되고 미숙련 노동자는 패자가 될 가능성이 높다.

33) 전자의 주장은 Saeger(1997), Wood(1994, 1995), Sachs and Schatz(1994), Kucera and Milberg(2002)에서, 후자의 주장은 Rowthorn and Ramaswamy(1997), Krugman(1996), Krugman and Lawrence(1996)에서 이루어지고 있다.

성 문제는 제기하지 않는다. 그러나 계산 결과는 중국, 일본과의 무역이 산업별로 어떤 고용효과를 나타냈는지를 수량적으로 보여준다.

통계자료는 2000년 산업연관표와 OECD 무역통계를 이용하였다. 일본의 아시아경제연구소에서 작성하는 국제산업연관표를 이용한다면, 한국, 중국, 일본 사이의 산업별 무역의 흐름과 그에 조응하는 생산기술 구조를 함께 파악할 수 있다. 그러나 이 자료는 1995년 자료가 공표되어 있고 2000년 자료는 현재 집계 중에 있다.<sup>34)</sup> 한·중 수교가 1992년에 이루어졌고 1990년대 후반 동북아 무역구조가 크게 변동하였기 때문에 1995년 시점의 자료를 이용한다는 것은 현재로서 큰 의미를 갖기 어렵다고 판단했다. 따라서 산업연관표는 한국은행에서 발행한 2000년 표를 이용했고, 산업연구원에서 정리한 OECD 무역통계를 이용했다(신현수 외, 2003). 이 2개 자료의 산업분류 기준이 다르기 때문에, 무역통계의 산업분류를 산업연관표의 방식에 맞추어 다시 분류하였다(표 6-1 참조).

이하에서는 이 자료를 토대로 한국-중국, 한국-일본 사이의 무역구조 변화 벡터를 계량하고 이에 따른 고용 이익 또는 손실이 얼마나 되는지를 계측한다. 이어 무역의 고용효과와 탈공업화 문제를 연관하여 평가하기로 한다.

34) 산업연관표는 한 나라의 국민경제를 대상으로 작성되고 어느 한 산업부문의 생산기술 구조가 하나로 나타나고 있다. 여기에서 나아가 국제산업연관표는 국가간의 상이한 기술구조나 무역상태를 반영하여 국가간·산업간 상호의존관계를 분석하기 위해 작성되었다. 여기에는 특정 국가 내의 경제구조만을 대상으로 한 국가내 산업연관표와 국가간의 연관관계를 나타내는 국가간 산업연관표가 함께 작성된다. 일본의 아시아경제연구소에서는 한국, 미국, 일본, 중국 등 아시아·태평양 10개 국을 포괄하는 1990년 및 1995년 아시아 국제산업연관표를 각각 1998년 3월과 2001년 2월에 완성했으며 현재는 2000년 국제산업연관표를 작성 중이다(한국은행, 2004: 198~200).



〈표 6-1〉 산업연관표와 OECD 무역통계의 산업분류

4. 섬유 및 가죽제품	섬유류-섬유사/직물/섬유제품 피혁제품
5. 목재 및 종이제품	목재제품 제지
6. 인쇄출판 및 복제	인쇄, 출판
7. 석유 및 석탄제품	석유
8. 화학제품	화학제품(의약품제외)-석유화학/정밀화학 의약품 플라스틱제품 고무제품
9. 비금속광물제품	비금속광물제품
10. 제1차금속제품	철강제품 비철금속
11. 금속제품	금속제품
12. 일반기계	기계류
13. 전기 및 전자기기	가전 전자부품-반도체/전자관/일반전자부품 컴퓨터 통신기기 중전기 및 전선
14. 정밀기기	정밀기기
15. 수송장비	자동차-자동차/자동차부품 조선 우주, 항공
16. 가구 및 기타제조	가구 기타제조업

### 제3절 무역 증대와 생산구조

고용효과 분석에 들어가기에 앞서 우선 한국과 중국·일본과의 무역

구조 변화를 수량화하기로 하자. Sachs and Schatz(1994), Kucera and Milberg(2002)에 따라 산업별로 1995~2000년간 무역구조 변화를 다음과 같이 정의하기로 한다.<sup>35)</sup>

$$T = [X_{00} - (X_{00}(x_{95}/x_{00}))] - [M_{00} - (M_{00}(m_{95}/m_{00}))]$$

T : 무역구조 변화의 벡터

X, M : 수출, 수입 가치의 벡터

x, m : 수출, 수입 propensity의 벡터 (수출액/국내생산액)

이에 따라 한국-중국, 한국-일본 사이의 무역구조 변화 벡터를 다음과 같이 각각 정의하기로 한다.

$$T_{cn} = [X_{cn00} - (X_{cn00}(x_{cn95}/x_{cn00}))] - [M_{cn00} - (M_{cn00}(m_{cn95}/m_{cn00}))]$$

$$T_{jp} = [X_{jp00} - (X_{jp00}(x_{jp95}/x_{jp00}))] - [M_{jp00} - (M_{jp00}(m_{jp95}/m_{jp00}))]$$

그런데 만약 수출 및 수입 성향(propensity)의 벡터가 그 기간 동안 일정하다고 가정하면 T는 다음과 같이 표현될 수 있다.<sup>36)</sup>

$$T = (X_{00} - M_{00}) - (X_{95} - M_{95})(Q_{00}/Q_{95})$$

Q : 국내생산의 벡터

즉 무역구조 변화를 나타내는 벡터 T의 값이 양(+)으로 나타나고 그 값이 클수록 무역경쟁력 증가가 크다고 할 수 있고, 그 값이 음(-)으로 나타나면 무역경쟁력이 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 정의에 따라 한국-중국, 한국-일본 사이의 무역확대 벡터를 계산한 결과가 <표 6-2>이다. 산업연관표를 불변표를 이용한 것처럼

35) 여기에서 기간말 자료는 2년 평균으로 계산한다. 즉 1995년 자료는 1994~95년의 평균, 2000년 자료는 1999~2000년 평균으로 계산한다.

36) 여기에서 1995년과 2000년의 국내생산액은 2000년 기준 산업연관표 불변표의 수치를 사용한다.

〈표 6-2〉 한국의 무역 확대 벡터

(단위: 백만 달러)

	중 국	일 본
4. 섬유 및 가죽제품	716.81	-1338.71
5. 목재 및 종이제품	77.89	147.57
6. 인쇄출판 및 복제	-3.04	0.00
7. 석유 및 석탄제품	868.71	2432.15
8. 화학제품	912.99	2629.89
9. 비금속광물제품	64.37	179.03
10. 제1차금속제품	615.09	133.48
11. 금속제품	26.17	29.72
12. 일반기계	-265.93	5483.40
13. 전기 및 전자기기	-130.86	5944.66
14. 정밀기기	-38.97	1510.89
15. 수송장비	-222.26	1546.91
16. 가구 및 기타제조	101.87	-782.93

무역액 변화도 불변가격으로 환산하여야 마땅하지만, 5년간의 물가 변동을 디플레이트하는 것은 큰 의미가 없다고 판단하여 OECD 무역통계가 제시하는 대로 경상가격 기준으로 무역 확대를 평가하였다.

계산 결과에 따르면, 중국과의 무역구조는 1995~2000년 사이에 다음과 같이 변화했다. 화학제품에서 9.1억 달러, 석유제품에서 8.7억 달러, 섬유 및 가죽제품에서 7.2억 달러, 제1차 금속제품 부문에서 6.2억 달러 만큼 무역구조가 개선되었다. 반면, 일반기계 부문에서 2.7억 달러, 수송장비 부문에서 2.2억 달러, 전기 및 전자기기 부문에서 1.3억 달러만큼 무역구조가 악화되었다. 실증분석의 결과 한국과 중국 사이에는 전통적인 남북 무역의 패턴, 즉 노동집약적 부문과 자본-기술집약적 부문의 특화라는 현상은 나타나지 않았다. 이러한 결과는 한국과 일본과의 무역관계에서도 관찰되지 않았다. 한국은 일본과의 무역에서 노동집약 부문이라 할 수 있는 섬유 및 가죽제품, 가구 및 기타 제조 부문에서

무역구조가 악화되었다.

<표 6-3>은 국내 생산에 대한 순수출의 변화를 나타낸 것이다.<sup>37)</sup> 여기에서도 역시 한국-중국 사이의 무역구조 변화가 선진국-개도국 사이에 나타나는 패턴이 강화되는 방향으로 진행되고 있지 않음을 다시 보여준다. 자본집약 또는 고위기술 부문이라 할 수 있는 정밀기기, 수송장비 부문에서 생산에 대한 순수출의 비중이 감소하고 있고, 다른 부문에서는 그 비중이 증가하고 있다. 일본과의 무역에 있어서는 노동집약 또는 저위기술 부문이라 할 수 있는 가죽 및 기타 제조, 섬유 및 가죽제품에서, 그리고 중저위 기술제품이라 할 수 있는 제1차 금속제품의 경우에서 생산에 대한 순수출의 비중이 감소하고 있다. 즉 일반적인 예상과는 달리 노동집약 부문의 무역구조는 중국과의 무역에서는 개선되었으나 일본과의 무역에서는 악화되었다.

<표 6-3> 국내 생산에 대한 순수출의 비중 변화

(단위:%)

	중 국	일 본
4. 섬유 및 가죽제품	2.20	-1.51
5. 목재 및 종이제품	1.20	0.55
6. 인쇄출판 및 복제	-0.02	0.00
7. 석유 및 석탄제품	2.03	5.77
8. 화학제품	2.00	0.83
9. 비금속광물제품	0.23	0.26
10. 제1차금속제품	1.11	-0.55
11. 금속제품	0.19	0.09
12. 일반기계	0.12	7.07
13. 전기 및 전자기기	0.03	1.93
14. 정밀기기	-0.71	6.77
15. 수송장비	-0.18	1.18
16. 가구 및 타제조	0.50	-4.80

37) 이는 기간 초와 기간 말의  $(x-m)/q \times 100$ 의 % 포인트의 차이로 계산하였다.

이렇게 볼 때 한국, 중국, 일본 사이의 무역구조 변화의 추세적 방향은 분명하게 확정되지 않고 역동적인 변화의 과정에 있다고 할 수 있다.<sup>38)</sup> 이러한 무역구조의 불안정성 또는 역동성은 무역특화지수(Trade Specification Index: TSI)를 통해서도 살펴볼 수 있다. 무역특화지수는 특정 시장에서 양국간 경쟁력을 분석하는 지표로 자주 활용되고 있는데, 각 품목의 수출입 차이를 해당 품목의 교역규모로 나눈 값으로 나타낸다. 이 지수는 -1과 1 사이의 값을 가지며, 0에서 -1에 가까워질수록 수입특화의 정도가 높아지고 0에서 1로 갈수록 수출특화의 정도가 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

<표 6-4>에서 보는 것처럼, 중국 시장에서 한국의 제조업 무역특화지수는 1995~2000년 사이에 0.24에서 0.32로 상승하여 전체적으로 경쟁력 강화의 추세를 나타냈다. 수출특화 부문에서 석유, 화학, 철강제품의 경쟁력이 크게 강화되었으며, 수입특화 부문에서 섬유류와 기타 제조업의 경쟁력이 개선되었다. 특히 섬유류의 경우 섬유사와 직물류의 수출 증가로 수입특화에서 수출특화로 전환하였다. 한편 반도체를 비롯한 전자부품, 컴퓨터, 조선, 자동차 등 한국의 주력 수출품목은 이 기간 동안 중국 시장에서 경쟁력이 악화되었다. 이는 중국의 적극적인 외자

38) 1995~2000년 사이의 한국-중국 간, 한국-일본 간 무역구조 변화가 선진국-개도국 간 무역에서 나타나는 일반적 패턴을 따르지 않는다는 사실의 근거에 어떤 요인이 작용하는가를 밝히는 것은 본 연구의 연구 범위를 넘어서는 일이다. 다만, 몇 가지 가능성을 생각해 볼 수는 있다. 첫째, 1997~98년의 동아시아 외환위기가 기존의 상대가격 체계를 크게 변화시켰다는 점을 생각할 수 있다. 특히 1998년의 경우, 한국에서는 IMF 관리체제하에서 수입 자체가 급감했다. 둘째, 무역관련 정책 변화가 기존의 분업구조를 교란하였을 가능성이 있다. 1978년부터 시행되던 한국의 수입선 다변화정책이 1991년부터 강화되었다(원산지확인제도, 원산지관리제도 도입), 1998년에 일부 품목이 해제되었으며, 1999년 6월에 완전 폐지되었다. 이러한 제도적 요인을 중시할 경우 1990년대를 통해 한국의 무역수지가 점진적으로 개선되다가 2000년 이후 부정적 영향이 작용할 수 있다고 생각할 수 있다. 셋째는 보다 구조적인 변화의 가능성이다. 한·중·일 3국간의 무역이 기존의 요소부존도 차이가 주요한 결정 변수인 산업간 무역과 수직적 산업내 무역에서 점차 동일 산업의 비슷한 가격대의 상품에서 제품 차별화를 중시하는 수평적 산업내 무역 형태로 전환하고 있다고 해석할 수도 있다(이준엽, 2003; 정인교 외, 2003).

유치와 산업정책의 결과로 이 기간 동안 중국의 경쟁력이 증대되었기 때문이다(신현수 외, 2003: 51~54).

일본에 대해서는 전체적으로 한국이 수입특화를 보이고 있으나, 그 정도는 1990년대 후반 상당히 개선되었다. 일본에 대한 한국의 제조업 무역특화지수는 1995~2000년 사이에 -0.36에서 -0.26으로 상승했다. 수입특화의 정도가 약화되고 있는 산업은 가죽제품, 플라스틱제품, 가전, 자동차, 화학제품, 기계류, 정밀기기 등이다. 수출특화 산업으로서 경쟁력이 개선된 산업은 석유제품이고 수입특화 산업에서 수출특화 산업으로 전환한 산업은 컴퓨터이다. 수출특화를 유지하고 있으나 그 정도가 약화된 산업으로는 기타 제조업과 섬유류이다. 수입특화의 정도가 더욱 강화되고 있는 산업은 조선, 통신기기, 전자부품, 반도체, 철강제품 등이다(신현수 외, 2003: 45~47).

〈표 6-4〉 중국-일본과의 한국 제조업 무역특화지수

	중국시장			일본시장		
	1994/1995	1999/2000		1994/1995	1999/2000	
섬유	-0.01	0.18	(-) ↑	0.54	0.48	(+) ↓
가죽제품	0.78	0.82	(+) ↑	-0.36	-0.05	(-) ↑
석유제품	0.13	0.69	(+) ↑	0.17	0.81	(+) ↑
플라스틱제품	0.61	0.68	(+) ↑	-0.26	-0.11	(-) ↑
화학제품	0.55	0.67	(+) ↑	-0.66	-0.64	(-) ↑
철강제품	0.08	0.32	(+) ↑	-0.11	-0.25	(-) ↓
기계류	0.84	0.67	(+) ↓	-0.87	-0.7	(-) ↑
가전	0.17	0.21	(+) ↑	-0.48	-0.37	(-) ↑
전자부품	0.28	0.13	(+) ↓	-0.29	-0.37	(-) ↓
반도체	-0.01	-0.24	(-) ↓	-0.11	-0.26	(-) ↓
컴퓨터	-0.04	-0.2	(-) ↓	-0.55	0.37	(+) ↑
통신기기	0.4	0.41	(+) ↑	-0.13	0.43	(-) ↑
정밀기기	-0.08	-0.22	(-) ↓	-0.87	-0.81	(-) ↑
자동차	0.9	0.54	(+) ↓	-0.79	-0.58	(-) ↑
조선	0.66	0.07	(+) ↓	-0.89	-0.93	(-) ↓
기타제조업	-0.37	-0.08	(-) ↑	0.67	0.47	(+) ↓
전 체	0.24	0.32	(+) ↑	-0.36	-0.26	(-) ↑

자료: 신현수 외(2003), p.46, 52.

## 제4절 무역 확대의 고용효과

다음으로, 무역구조 변화로부터 결과한 고용 이익 또는 손실을 평가하기로 한다. 세계 무역구조 변화와 연관된 총고용 변화의 벡터  $L$ 은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$L = E[(I-A)-1T]$$

$E$  : 노동계수의 대각행렬 (산출 단위당 고용)

$I$  : 단위 행렬

$A$  : 기술계수 행렬

$T$  : 무역확대의 벡터

이에 따라서 중국, 일본과의 무역에 따른 국내 고용 변화는 다음과 같이 각각 정의된다.

$$L_{cn} = E[(I-A)-1T_{cn}]$$

$$L_{jp} = E[(I-A)-1T_{jp}]$$

이 정의에서, 고용 유발은 취업계수의 대각 행렬에 생산유발계수 행렬을 곱하여 구하여도 된다. 2000년 산업연관표에 따르면 섬유 및 가죽제품의 경우 최종수요 10억 원이 발생할 경우 이 부문의 직·간접 고용유발인원 14.5명을 포함하여 전 산업에서 21.4명의 취업자를 유발한다(표 6-5). 즉 취업유발계수표의 열 합계는 해당 부문의 최종수요가 10억 원이 발생할 경우 전 산업 부문에서 유발되는 취업자수를 의미한다. 이에 따르면 제조업 중에서는 인쇄·출판 및 복제, 섬유 및 가죽제품, 정밀기기, 수송장비, 일반기계의 순으로 최종수요에 대한 고용유발 효과가 큰 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-5〉 2000년 제조업 고용유발계수

	직간접 유발	총 유발
4. 섬유 및 가죽제품	14.4839	21.4441
5. 목재 및 종이제품	8.5414	14.8242
6. 인쇄출판 및 복제	14.7298	25.3704
7. 석유 및 석탄제품	0.3523	1.3710
8. 화학제품	5.2718	11.3888
9. 비금속광물제품	7.5501	14.5522
10. 제1차금속제품	3.3180	7.8068
11. 금속제품	11.9511	18.5240
12. 일반기계	8.7252	16.1051
13. 전기 및 전자기기	4.8323	10.0849
14. 정밀기기	9.9360	19.0332
15. 수송장비	5.7176	14.1141
16. 가구 및 기타제조	13.5985	22.4874

자료 : 한국은행.

그런데 한국의 산업연관표의 취업계수표는 원화를 기준으로 하여 작성되고 있다. 따라서 이것과 무역구조 변화 벡터를 함께 계산에 사용하기 위해서는 무역구조 변화 벡터를 원화로 환산할 필요가 있다. 이 경우 환율이 문제인데, 본 연구에서는 1995~2000년 평균치인 달러당 1,040.98원을 적용하여 계산하였다.

이렇게 하여 계산된 무역구조 변화의 고용효과를 <표 6-6>에 제시하였다. 계산 결과, 1995~2000년 사이 중국과의 무역구조 변화로 인해 국내에는 36,100개의 고용이 창출되어 1995년 기준으로 중국과의 무역으로 고용이 0.96% 증가했다. 예상과는 달리, 섬유 및 가죽제품에서 고용이 가장 많이 늘어나서 18,118개 증가했는데, 이는 1995년에 비해 2.3%의 증가 효과가 있었음을 의미하는 것이다. 그리고 화학제품의 경우도 고용효과가 컸는데, 14,268개의 고용이 늘어나서 3.3%의 증가 효과가 나타났다. 수송장비, 일반기계, 전기 및 전자기기 부문에서는 각각 2,768개, 2,248개, 2,164개의 고용이 감소했다.

일본과의 무역구조 변화는 1995~2000년 사이에 180,129개의 일자리



를 만들어냈는데, 이는 1995년 기준으로 고용의 4.79%가 증가한 것을 의미한다. 산업별로 보면 과거의 추세와는 달리, 전기 및 전자기기에서 78,497개, 일반기계에서 72,051개의 고용이 증가했는데, 이는 각각 12.09%, 20.09%나 증가한 것이다. 화학제품, 수송장비, 정밀기기 등에서도 고용이 각각 20,752개, 19,251개, 18,918개 증가했다. 한편 섬유 및 가죽제품에서는 고용이 22,198개 감소했으며, 가구 및 기타제조업에서는 14,946개의 고용이 감소했다.<sup>39)</sup>

〈표 6-6〉 무역으로 인한 고용효과

(단위: 명, %)

	중 국		일 본	
	명	%	명	%
4. 섬유 및 가죽제품	18,118	2.30	-22,198	-2.82
5. 목재 및 종이제품	2,213	1.69	1,620	1.24
6. 인쇄출판 및 복제	-51	-0.03	0	0.00
7. 석유 및 석탄제품	1,453	6.13	4,159	17.56
8. 화학제품	14,268	3.30	20,752	4.80
9. 비금속광물제품	795	0.43	1,845	0.99
10. 제1차금속제품	4,841	2.85	-247	-0.15
11. 금속제품	612	0.26	425	0.18
12. 일반기계	-2,248	-0.63	72,051	20.09
13. 전기 및 전자기기	-2,164	-0.33	78,497	12.09
14. 정밀기기	-808	-1.20	19,251	28.70
15. 수송장비	-2,768	-0.71	18,918	4.87
16. 가구 및 기타제조	1,837	1.01	-14,946	-8.23
전 체	36,100	0.96	180,129	4.79

39) 다시 한번 강조할 것은, 이 연구에서의 분석 기간은 1995~2000년이라는 점이다. 한국에서는 1990년대 중반 60%를 상회하던 고용률((취업자/15세 이상 인구)×100, 또는 (취업자/15~64세 인구)×100)이 외환위기로 크게 후퇴하여 1998년 50%대로 후퇴했다. 이후 회복으로 고용률은 2002년까지 꾸준히 성장하였으나, 2003년 다시 크게 후퇴하여 문제의 심각성이 부각되었다. 여기에 1990년대 이후 중간부문 일자리 증가가 정체되는 반면 상위와 하위의 일자리가 상대적으로 더 많이 늘어나는 구조적 문제도 고용 문제를 심각하게 하고 있다.

무역과 고용의 관계를 기준으로 하여 산업을 분류해 보면 다음과 같은 4가지 유형이 나올 수 있다. 첫째는 순수출도 증가하면서 고용을 창출하는 경우, 둘째는 순수출은 증가하지만 고용은 감소시키는 경우, 셋째는 순수출은 감소하지만 고용을 창출하는 경우, 넷째는 순수출도 감소하고 고용도 감소하는 경우이다. 첫째 경우는 전형적인 역동적 성장 부문이고 넷째 경우는 쇠퇴하는 사양산업을 나타낸다.

중국과의 관계에서 보면 섬유 및 가죽제품, 목재 및 종이제품, 석유 및 석탄제품, 화학제품, 비금속광물제품, 제1차 금속제품, 금속제품, 가구 및 기타제조 부문에서 순수출증가-고용창출의 패턴이 나타났고, 인쇄·출판 및 복제, 정밀기기, 수송장비 부문에서 순수출감소-고용감소의 패턴이 시현되었다. 일반기계, 전기 및 전자기기 부문에서만 순수출증가-고용감소의 경향이 나타났다. 일본과의 관계에서는 섬유 및 가죽제품, 제1차금속제품, 가구 및 기타제조 부문에서 순수출감소-고용감소가 나타났고, 나머지 부문에서는 모두 순수출증가-고용창출 경향을 나타냈다.

## 제5절 탈공업화와 무역

이어서 총고용에서 차지하는 제조업 고용비중의 감소 문제, 즉 탈공업화에 대해 논의하기로 한다.<sup>40)</sup>

먼저 국내 총생산에서 제조업이 차지하는 비중을 살펴보면(표 6-7), 이는 1988년에 32.1%로 정점을 이루었다가 그 이후 감소세로 돌아섰다. 외환위기 이후 잠시 증가세로 전환했으나 2001년부터는 다시 감소하기 시작했다. 그러나 실질 GDP 기준으로는 볼 때 제조업의 비중은 1985년

40) 산업 공동화 문제는 제조업의 활력 약화(산업의 쇠퇴)와 함께 산업구조의 고도화(탈공업화)에 차질이 생기면서 나타나는 현상으로 나누어 볼 수도 있다(강승호, 2004). 이렇게 개념간에 층위를 지워 이해할 수도 있으나, 이하에서는 탈공업화라는 개념을 제조업 고용비중의 축소라는 의미로 단순화하여 사용하기로 한다.

〈표 6-7〉 국민경제 중 제조업의 비중

(단위: %)

	명목 GDP기준	실질 GDP기준	취업자 기준
1985	29.5	24.8	23.4
1990	28.9	28.0	27.2
1995	29.2	29.2	23.5
1996	28.7	29.2	22.5
1997	28.7	29.5	21.5
1998	30.5	29.0	19.5
1999	30.6	31.8	19.8
2000	31.3	33.8	20.2
2001	30.3	33.4	19.7
2002	28.8	33.4	

자료: 한국은행.

24.8%에서 2000년 33.8%까지 계속 증가했고 2001년과 2002년에 33.4%로 약간 감소했다. 따라서 GDP 기준으로 볼 때 제조업이 한국 경제의 성장을 주도하여 왔으며 제조업의 역할이 낮아지지 않았다고 할 수 있다. 그러나 고용 측면에서 제조업의 비중은 계속 낮아지고 있다. 총고용(취업자 기준)에서 차지하는 제조업의 비중은 1989년 27.8%를 기록한 이후 계속 하락하여 2001년 19.7%까지 낮아졌다. 이러한 한국의 제조업 고용비중은 2000년 EU 평균 및 일본의 20.6%와 20.5%보다 낮은 수준이나, 2001년 미국의 12.6%보다는 높다고 할 수 있다.

보통은 경제성장에 따라 수요나 생산성 격차와 같은 구조적 요인이 작용하여 제조업의 비중 감소가 나타나게 된다. 경제성장을 위해서는 생산성 격차가 발생하고 이에 따라 1인당 소득이 증가하며 이는 서비스 수요 증가를 유도하기 때문이다. 탈공업화를 수요 요인과 생산성 격차로 설명하면, 제조업은 생산성 향상을 통해, 그리고 서비스업은 노동투입의 증가를 통해 성장한다는 것을 의미한다. 무역과 투자와 같은 대외적 요인은 제조업 제품에 대한 수요를 통해 탈공업화의 속도와 이에 따른 구조조정에 영향을 미친다. <표 6-8>에서 보는 바와 같이, Rowthorn and

〈표 6-8〉 탈공업화의 요인에 관한 국제비교

(단위: %)

			선진국	미국	EU	일본
분석 1	제조업 고용비중	1970	27.6	26.4	30.4	27.0
		1994	18.0	16.0	20.2	23.2
		증감	-9.6	-10.4	-10.2	-3.8
	요인별	생산성	-6.3	-6.8	-6.1	-6.0
		무역수지	0.2	-1.0	0.3	1.8
투자		-1.8	-0.4	-2.1	-2.7	
기타		-1.7	-2.2	-2.3	3.1	
분석 2	제조업고용비중 증감		-8.7	-10.4	-9.5	-3.3
	요인별	소득 <sup>1)</sup>	-6.9	-7.8	-6.0	-8.0
		투자	-1.5	-0.6	-2.0	-1.9
		남북무역	-1.6	-2.0	-1.6	-0.9
		기타무역	0.1	-0.5	0.2	1.3
		기타	1.2	0.6	-0.1	6.2

주: 1) 생산성과 가격 변화 효과를 포함.

자료: 분석 1은 Rowthorn & Ramaswamy(1997), 분석 2는 Rowthorn & Ramaswamy(1998)의 것임; 하병기 외(2003: 28)에서 재인용.

Ramaswamy(1997, 1998)에 의한 실증분석 결과는 수요요인과 생산성 격차가 선진국 제조업 고용 감소의 대부분을 설명하고 있다.

그러면 한국의 탈공업화에 있어 동북아에서의 무역은 얼마나 중요하고 어떤 역할을 하고 있는가? 이러한 문제를 파악하기 위해 무역 확대가 있을 때와 없을 때의 고용비중의 차이를 계산하였다. Wood(1994), Kucera and Milberg(2002)에서 제시한 방법을 따라 무역에 따른 탈공업화지수 R을 정의하면 다음과 같다.

$$R = \left[ \frac{(E_m + T_m)}{E} - \frac{E_m}{E} \right] \times 100$$

$E_m$  : 1995년의 제조업 고용

$T_m$  : 무역 증대로부터 유발된 제조업 고용 변화 추정치

$E$  : 1995년의 총고용

<표 6-9> 제조업 공동화와 무역

(단위: %)

제조업 고용비중의 변화	무역으로 인한 제조업 고용비중의 변화	
	중 국	일 본
-4.96	0.21	1.05

계산 결과는 <표 6-9>에 제시하였다. 이에 따르면 1995~2000년 사이에 제조업의 고용비중은 4.96% 감소했다. 그러나 이 기간 동안 동북아 역내의 무역구조 변화는 제조업 고용비중의 감소를 완화시키는 역할을 하였다. 특히 일본과의 무역에 의해 제조업 고용비중은 1.05%포인트 증가했으며, 중국과의 무역에 따라 제조업 고용비중은 0.21%포인트 증가했다. 이러한 결과를 통해서 볼 때, 1995~2000년 사이 고용 측면에서의 탈공업화가 일정하게 진전되었으나 중국, 일본과의 무역을 통해 이러한 탈공업화 경향은 완화되었다고 할 수 있다.

### 제6절 직접투자의 효과

동북아에서의 무역이 고용에서의 탈공업화 경향을 완화한다는 것이 분석의 결과이지만, 이는 제조업 공동화와 관련하여 제한적인 의미만을 갖는다. 공동화 문제와 관련하여 보다 포괄적인 시사점을 얻기 위해서는 해외직접투자의 고용효과에 대해 검토해야 한다. 그리하여 이하에서는 해외직접투자, 특히 중국으로의 직접투자의 의미에 대해 간단히 부연하고자 한다.

이론적으로 직접투자와 무역의 관계를 분명하고 포괄적인 형태로 제시하는 이론은 존재하지 않는다. Heckscher-Ohlin의 이론에서와 같이 요소부존비율의 차이를 강조하면 직접투자와 무역의 관계는 완전 대체적인 것이 되고, 따라서 직접투자는 무역의 결정요인에 역방향으로 의존하게 된다. 그러나 여기에서의 가정을 완화하면, 직접투자와 무역 사

이에 상호보완적 관계가 성립할 수 있음을 다양한 방식으로 논증할 수 있다. 실증연구에 있어서도 양자 사이에 대체성이 있음을 지지하는 결과와 보완성이 존재함을 입증하는 결과가 양립하고 있다.

한국의 해외직접투자 동향을 보면, 다른 나라와 비교할 때 아직도 전반적으로 낮은 수준을 나타내고 있다. 해외직접투자액이 명목 GDP에서 차지하는 비중은 1% 내외 수준에 그치고 있다(표 6-10). 그러나 그 중에서 중국으로의 투자가 차지하는 비중은 급속히 증대하고 있으며, 투자건수에 있어서도 이미 절반 수준에 육박하고 있다. 해외생산비율(해외법인매출액/국내생산액 $\times 100$ )에서도, 1996년 8.7%(산업연구원 조사)에서 2001년 10.2%(수출입은행 조사)로 증가한 것으로 추정되고 있지만, 그 수준은 아직 낮은 편이다.<sup>41)</sup>

한국의 해외직접투자의 수준과 비중이 높지 않지만, 그것이 해외현지법인과 모기업의 기업내 거래를 통해 무역수지를 개선하는 효과를 가지고 있다. 즉 제조업 해외거점의 본국 조달비율((본국으로부터의 수입액/현지법인 조달총액) $\times 100$ )은 한국, 일본, 대만의 3국에서 공통적으로 높은 수준을 나타내, 직접투자가 수출 확대에 기여하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 한국 주요 기업 해외거점은 상당 부분의 원·부자재를 국내에서 조달하고 있는 것으로 나타나고 있다.<sup>42)</sup>

이렇게 볼 때, 중국을 포함한 해외로의 직접투자의 수준이 아직은 제조업의 비중에 영향을 미칠 정도로 규모가 크지 않다. 또 특히 중국으

41) 일본도 해외직접투자액이 명목 GDP에서 차지하는 비중이 1999년 1.5%를 정점으로 최근에는 1%를 하회하는 등 높지 않은 수준이다. 반면 대만은 2000년 직접투자 비중이 2%를 넘어서서 계속 증가하고 있다. 대만의 경우 한국, 일본에 비해 해외직접투자 확대가 전체 경제에 미치는 영향이 점점 커지고 있다고 할 수 있다. 해외생산 비율에서는 일본과 대만이 모두 급격한 상승세를 보이고 있다. 일본 제조업의 해외생산 비율은 1996년의 11.6%에서 2002년에는 18.2%로 확대되었다. 대만의 경우 주력 산업인 IT 관련 분야의 해외생산 비중이 노트북을 제외한 주요 품목에서 50%를 초과하고 있다(강승호, 2004).

42) 산업자원부에 따르면, 2002년 기준으로 해외현지법인의 국내조달 비율은 LG전자 30%, 삼성전자 30%, 대우엘렉트로닉스 25%, 현대중공업 55%, 현대모비스 60%, POSCO 52% 등으로 나타났다.

〈표 6-10〉 명목GDP 중 해외직접투자의 비중

(단위: %)

	한 국	일 본	대 만
1993	0.4	0.8	1.2
1994	0.6	0.9	1.1
1995	0.6	1.0	0.9
1996	0.8	1.0	1.2
1997	0.8	1.2	1.5
1998	1.5	1.0	1.8
1999	0.8	1.5	1.6
2000	1.1	1.0	2.5
2001	1.2	0.8	2.6
2002	0.6	0.9	2.6

자료: 한국 통계청, IMF, 대만 경제부 통계처.

로의 직접투자는 무역수지를 개선하는 효과를 강화하는 측면도 존재한다. 따라서 직접투자의 고용효과는 최근까지는 전체적으로 크지 않거나 약간 양(+ )의 효과를 가지고 있는 것으로 추측할 수 있다.

### 제7절 요약 및 결론

본 연구의 분석에 따르면, 1995~2000년간 동북아 역내무역으로 한국에서는 216,229개의 일자리가 증가했다. 이러한 일자리의 증가는 대부분 일본과의 무역확대에 의해 발생했으며, 이러한 고용 증가는 전기 및 전자기기와 일반기계 부문에 집중되었다. 중국과의 무역에 의해서도 고용이 늘어났으며, 여기에서는 섬유 및 가죽제품, 화학제품의 일자리가 많이 늘어났다.

최근 한국에서는 고용 측면에서 본 탈공업화가 상당히 진전되고 있

으나, 1995~2000년 사이에 동북아 역내국가와의 무역은 이러한 경향을 완화하는 역할을 하고 있다. 따라서 실증적 결과를 토대로 할 때, 동북아 역내무역의 활성화가 국내 제조업 고용 공동화를 유발하고 있다는 인과관계를 말하기는 아직 어렵다고 할 수 있다.

한국에서는 비정규직의 활용, 저부가가치 서비스업에서의 취업 및 창업을 통해 탈공업화의 고용효과를 완화해 왔다. 그러나 저부가가치 노동의 확대, 기술축적 부진 등의 문제가 발생하고 있어서 소득기반을 안정적으로 확대하기 어려운 실정이다. 따라서 제조업의 경쟁력 강화, 비제조업의 고부가가치화가 진행되지 않는 상황에서 제조업의 쇠퇴 현상이 본격화될 경우, 제조업 고용 기반이 축소되면서 새로운 고용기회는 창출되지 않는 산업 공동화가 발생할 수 있다.



제 7 장  
 □□□□□□□□□□□□□□□□□□

자본비용과 노동비용 상승의 고용효과에 관한 연구:  
 한국·중국·일본의 MRVIO모형을 중심으로

제1절 서론

실업률이 높아짐에 따라 일자리 창출 문제는 선진국 노사정의 최대 현안이며, 우리나라에서도 주요 정책 현안으로 대두되고 있다. 일자리 창출 문제가 우리 경제의 주요 핵심과제로 등장하게 된 배경에는 일차적으로 우리 경제의 일자리 창출 역량이 약화된 데 기인하고 있다. 즉 거시경제 측면에서 볼 때, 우리나라 경제의 잠재성장률이 과거 고도성장기인 1980년대의 8.3%에서 1990년대 들어와서는 6.0%로 하락하였고 최근 들어서는 5% 수준으로 하락하고 있다. 또한 미시적 측면에서 볼 때 기술혁신과 산업구조의 변화 등으로 기업의 고용흡수력이 둔화되고 있는 점도 그 요인으로 작용하고 있다. 이러한 상황에서 일각에서는 일자리 창출을 위한 보다 적극적인 정책대안이 마련되지 않을 경우 일자리 증가 없는 성장(jobless growth)이 될 수 있음도 우려하고 있는 실정이다.

이에 따라 일자리 창출을 위한 다양한 정책들이 제시, 입안되고 있다. 우리 정부가 추진하고 있는 일자리 창출의 정책방향을 살펴보면 크게 다음의 세 가지 방향에서 이루어지고 있는데<sup>43)</sup> 첫째, 주력 기간산업의 경쟁력 제고 및 고용흡수력이 큰 서비스산업의 확충, 그리고 중소

기업 육성과 같은 일자리 창출 동력의 공고화, 둘째, 일자리 나누기, 공공부문의 일자리 제공 확대와 같은 추가적인 일자리 발굴, 셋째, 규제 완화, 노동시장제도 선진화, 평생직업능력개발 확충과 같은 고용 친화적 환경 조성으로 구분할 수 있다. 사실 이러한 정책들은 노동시장정책 뿐만 아니라 경제정책 모두를 포괄하고 있다고 해도 과언이 아니다. 그런데 일자리 창출정책의 실효성 면에서 볼 때 이러한 정책수단들의 효과성에 대한 실증적 검증은 정책의 선택과 집중이라는 측면에서 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 이런 점에서 본 연구는 일자리 창출정책의 방안으로서 규제완화에 초점을 맞추고 정책의 효과성을 검증해 보고자한다.

일자리 창출을 좁은 의미에서 살펴보면, 결국 기업의 노동수요의 확대라는 관점에서 이야기할 수 있다. 즉 기업이 인력을 유지하고 혹은 고용을 확대하는 과정이 일자리 창출이며 따라서 기업의 유효노동수요를 확대하는 노력이 일자리 창출의 주요한 추진 동력이라고 볼 수 있다. 이런 점에서 볼 때 기업의 노동수요를 위축시키는 요소를 완화시켜 주는 노력은 일자리 창출정책으로서 중요한 의미를 갖는다.

제7장은 이런 관점에서 기업의 자본비용과 노동비용의 변화가 일자리 창출에 어떤 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 우선, 자본비용 중에서 특히 법인세율 인하의 효과에 대해서는 많은 논의가 이루어져 왔으며, 특히 2000년대 이후 경기침체가 지속되자 법인세율 인하의 필요성에 대한 주장이 강력히 제기되고 있다. 법인세율을 인하하자는 주장의 근거는 크게 두 가지로 구분할 수 있는데 첫째, 기업의 투자 증대를 통한 경기 부양의 필요성, 둘째, 우리 기업의 국제경쟁력 강화 및 외국인 투자의 관점에서 주요 경쟁국보다 법인세율이 높아서는 곤란하다는 것이다. 이에 비해 법인세율 인하 주장에 대한 반대 의견은 첫째, 법인세율 인하가 오히려 투자를 저해할 수 있고, 둘째, 우리나라의 법인세율이 OECD국가들에 비해 상대적으로 낮으며<sup>44)</sup> 셋째, 법인세 인하

43) 재정경제부·노동부 관계부처 합동 『일자리 창출 종합대책』 추진현황 점검 및 향후계획, 2004. 3.

44) 2003년 현재 우리나라의 법인세율은 27.0%로 G-7 국가들에 비해 낮은 수준이

로 인한 세수 감소 문제 등을 지적하고 있다.<sup>45)</sup> 따라서 법인세율 인하에 따른 과급효과를 평가하는 것은 간단한 문제가 아니다. 그동안 법인세율 인하의 효과에 대해서는 많은 실증분석이 이루어져 왔으며, 이는 주로 법인세율 인하와 투자와의 관계에 초점이 맞추어져 왔다. 이에 비해 법인세율 인하라는 자본비용의 감소가 고용에 어떤 영향을 미치는지에 대한 실증분석은 거의 이루어지지 않고 있다<sup>46)</sup>. 그렇지만 법인세율 인하가 기본적으로 기업의 자본비용을 감소시켜 주는 효과가 있는 만큼, 어떤 형태로든 기업의 노동수요에 영향을 미치게 됨은 분명하다.

따라서 본 연구에서는 법인세 인하라는 자본비용의 감소가 노동수요에 어떤 영향을 미치는지에 초점을 맞추어 분석하고자 한다. 그런데 자본비용의 완화는 기업의 상품시장에 영향을 미치게 되는데 이러한 영향은 국내 시장뿐만 아니라 국제 교역시장에도 영향을 미치는 만큼 결과적으로 교역국의 고용에도 영향을 미치게 될 것이다. 따라서 본 연구는 구체적으로 우리나라의 법인세를 1% 인하할 경우 상품시장의 구조 변화 및 이에 따른 국내의 고용변화뿐만 아니라 우리나라와 주요 경쟁 상태에 놓여 있는 중국과 일본의 상품시장의 변화 및 이에 따른 고용의 변화가 어떻게 나타나는지를 분석해 보고자 한다.

한편, 최근 무역장벽의 완화와 많은 국가들에서 무역의 중요성이 증가하면서 기업 및 근로자뿐만 아니라 정책입안자들도 자국 수출품의 경쟁력에 보다 많은 관심을 기울이게 되었다. 여기서 노동비용(주로 임금) 상승은 경쟁국에 대비한 자국 수출품의 생산비용에 크게 영향을 미

---

나, 중국을 제외하고는 홍콩, 싱가포르, 대만 등 주요 아시아 국가들에 비해서는 높은 편에 속한다(김진수·박형수·안중석, 2003:27~29. 참조)

45) 이에 대해서는 김진수·박형수·안중석(2003)을 참조. 김진수 외는 법인세율 인하의 효과에 대한 찬반 양론을 체계적으로 정리하고 이에 대한 평가를 하고 있으며, 실증분석을 통해 법인세율 인하가 단기적으로는 재정의 부담이 되지만 중장기적으로 투자를 증가시키며 경제성장률을 제고하는 효과가 있는 만큼 성장잠재력을 제고하려면 법인세율을 인하할 필요가 있다고 주장하고 있다.

46) 김현숙(2004)은 기업의 미시 재무자료를 이용하여 기업의 산업별·업종별 조세 부담의 차이와 기업의 조세 부담이 투자와 고용에 미치는 영향을 분석한 결과 기업의 세 부담 완화가 고용에 긍정적인 영향을 준다는 증거를 발견할 수 없다고 결론을 내리고 있다.

치는 주요한 요인으로서 국제시장에서의 가격경쟁력에 크게 영향을 미치고 국제노동시장에 국가별 일자리 유입과 유출에 큰 영향을 미치고 있다<sup>47)</sup>. 한국의 노동비용이 증가할 경우 국제노동시장에서 일자리 배분의 변화가 어떻게 이루어지는지도 실증적으로 평가하고자 한다. 보다 구체적으로 한국의 노동비용 상승이 한국의 총고용에 미치는 효과를 분석하고 중분류산업별 고용창출 효과의 차이를 비교 평가한다. 더 나아가, 한국의 노동비용 상승이 우리와 주요 경쟁관계에 있는 일본과 중국의 동북아 국가의 고용 유출·유입에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하고자 한다.

실증분석 방법으로는 MRVIO(Multi-Regional Variable Input-Output) 모형을 사용한다. 기존의 산업연관분석에서 전통적인 레온티에프 모형이 분석의 도구로 폭넓게 사용되어 왔으나 이 모형은 고정된 기술계수를 가정하기 때문에 노동비용이나 법인세 변화에 따른 요소가격의 변화가 생산에 미치는 효과를 분석하는 데 한계가 있다. 이에 반해 MRVIO 모형은 요소의 대체를 의미하는 기술계수에 변화를 주기 때문에, 어느 특정 산업의 발달로 인한 비용 감소에 따르는 경제의 영향에 대한 평가가 가능하다. 실증모형의 분석자료는 아시아 및 태평양 지역의 경제의 흐름을 보여주는 Asian International Input-Output Table로 1995년 자료를 사용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2절에서는 분석 모형을 제시

47) 2002년도 기준으로 한국의 시간당 명목임금 상승률은 자국통화 기준으로 한국이 13.4%로서 미국 3.2%, 일본 -1.7%, 대만 -1.8%에 비하여 높은 성장률은 보였다. 생산성과 임금상승률을 반영한 단위노동비용의 변화를 살펴보면 한국이 5.8% 증가한 것으로 나타나고, 미국은 -3.1%, 일본은 -6.5%, 대만은 -8.0%의 수치로 감소하는 것으로 나타난다. 환율의 변동을 고려한 미국달러 기준 단위노동비용 변화율을 살펴보면 한국과 비교대상 국가간의 단위노동비용 변화율의 격차는 더욱 커지게 된다. 즉 한국의 단위노동비용이 9.4% 상승한 반면, 미국은 -3.1%, 일본은 -6.5%, 대만은 -8.0%의 수치로 감소하는 것으로 나타나서 한국 상품의 가격경쟁력은 상대적으로 감소한 것으로 나타난다. 한국 노동부 □□매월노동통계조사보고서□□ 각호; 일본 노동성 □□노동경제백서□□ 각년도; 대만 주계처 □□薪資與生産力年報□□ 각년도; 미국 노동통계국, *Monthly Labor Review* 각호; 미국 노동통계국, *International Comparisons of Manufacturing Productivity and Unit Labor Cost Trends*(2003)의 자료를 인용하였다.

하고 제3절에서는 자본비용 상승의 실증분석 결과를 제시한다. 이 절에서는 법인세를 1% 인하하였을 때 국내의 내수시장과 수출시장의 산업생산액의 변화, 대중국 및 대일본과의 무역수지의 변화를 살펴보고 이러한 상품시장의 변화가 우리나라뿐만 아니라 중국과 일본의 고용에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보게 될 것이다. 이하 제4절에서는 노동비용 1% 상승의 고용효과를 동일한 방법으로 검토한다. 끝으로 제5절에서는 본 연구의 결과를 제시한다.

## 제2절 분석모형의 설정

본 연구에서는 여러 국가의 경제활동의 흐름을 분석할 수 있는 MRVIO(Multi-Regional Variable Input-Output) 모형을 사용한다. 일반적으로 산업연관 분석에서 전통적인 레온티에프 모형이 분석의 도구로 폭넓게 사용되어 왔다. 그러나 이 모형은 고정된 기술계수를 가정하기 때문에 노동비용의 변화가 생산에 미치는 영향을 분석하지 못하고 중간재 생산요소의 대체를 불가능하게 한다. 따라서 보다 저렴한 생산요소로 대체하려고 하는 기업의 전략과 요소의 가격 변화에 의해서 생산이 변화되는 현실을 제대로 반영하지 못한다는 단점이 있다. 이에 반해 MRVIO 모형은 요소의 대체를 의미하는 기술계수에 변화를 주기 때문에, 어느 특정 산업의 발달로 인한 비용 감소에 따르는 경제의 영향에 대한 평가를 가능하게 한다.

Liew, Liew & Cho(1994)는 요소비용의 변화로 기술계수가 영향을 받는 VIO(Variable Input-Output) 모형을 소개하였고, 이를 다지역에 사용할 수 있는 MRVIO 모형로 발전시켰다. 이 모형에서는 지역기술계수와 교역계수가 노동 또는 자본의 요소비용에 내생적인 관계를 갖는다. 따라서 생산 과정에서 중간재의 변화가 생산요소가격의 변화에 영향을 받는 과정을 잘 설명할 수 있다.

이러한 분석을 위해서 일본의 IDE(Institute of Developing Econo-

mies)가 발행한 1995년 다지역 산업연관표를 사용한다. 이 데이터는 아시아-태평양지역 국가 중 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 태국, 중국, 대만, 한국, 일본, 미국 등 총 10개국 중에 한국, 일본, 중국을 대상으로 분석한다.

다지역 산업연관표는 국내와 외국시장에서의 각 산업의 관계를 나타낸다. 각 산업에 의해 생산된 상품은 모든 지역의 산업과 최종 사용자에게 의해 구매된다. 지역 s에서 생산된 상품 i, 즉,  $x_i^s$  의 식은

$$x_i^s = \sum_{r=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}^{sr} + \sum_{r=1}^m f_i^{sr} \dots\dots\dots (1)$$

(산업:  $i=1, \dots, n(=24)$ , 지역:  $s=1, \dots, m(=10)$ ).<sup>48)</sup>

상품을 생산하는 모든 기업은 콥더그러스 생산함수를 로그로 선형화한 제약조건에 수입과 비용의 차이를 극대화하는 이윤극대를 목적을 한다고 가정한다. 이러한 기업의 행태는 다음과 같은 식으로 설명된다.

$$\begin{aligned} \text{Max } \Pi &= \sum_r \sum_j ( p_j^r x_j^r - \sum_i \sum_s p_{ij}^{sr} x_{ij}^{sr} - \sum_k w_{kj}^r L_{kj}^r ) \\ \text{subject to } & \sum_r ( \ln x_j^r - \alpha_{oj}^r - \sum_s \sum_i \alpha_{ij}^{sr} \ln x_{ij}^{sr} - \sum_k \beta_{kj}^r \ln L_{kj}^r ) \\ \text{where is } & \sum_s \sum_i \alpha_{ij}^{sr} + \sum_k \beta_{kj}^r = 1 (\text{일차동차의 생산함수}) \end{aligned}$$

지역과 지역 간의 상품의 이동은 위첨자로 표시되고, 산업에서 생산된 상품과 다른 산업으로의 상품의 이동은 아래첨자로 표시하였다.

- $p_j^r$  :  $x_j^r$  의 단위가격
- $x_j^r$  : r 지역에 위치한 j산업이 생산한 양
- $p_{ij}^{sr}$  :  $x_{ij}^{sr}$  의 단위가격
- $x_{ij}^{sr}$  : s지역에서 생산된 상품 i가 r 지역의 j산업에 의해 중간요소로 구매된 양
- $w_{kj}^r$  : r 지역의 j산업이 사용한 본원적 요소 k의 단위가격

---

48) 차후,  $\sum_{r=1}^m \sum_{j=1}^n$ 는  $\sum_r \sum_j$ 로 사용한다. 다른 시그마 표시도 간편함을 목적으로 동일한 방식으로 사용한다.

$L_{kj}^r$  : r지역의 j산업이 사용한 본원적 요소 k의 양.

이윤극대화를 위한 중간 요소와 본원적 요소의 최적 사용량은 다음과 같다.

$$x_{ij}^{sr} = a_{ij}^{sr} p_j^r x_j^r / p_i^{sr} = a_{ij}^{sr} p_j^r x_j^r / t_i^{sr} p_i^s,$$

여기서  $t_i^{sr}$ : 교역비용 변화<sup>49)</sup>,

$p_i^s$ : s지역의 i 상품가격.

$a_{ij}^{sr} = x_{ij}^{sr} / x_j^r$  :  $x_{ij}^{sr}$ 의 생산기술계수

$$L_{kj}^r = a_{kj}^r p_j^r x_j^r / w_{kj}^r \dots\dots\dots (2)$$

식 (2)는 생산활동의 변화로 발생하는 고용의 변화로 사용된다. 지역 마다의 생산활동( $x_j^r$ )의 변화가 해당 지역의 고용에 미치는 관계( $L_{kj}$ )를 다음의 식 (3)과 같이 변형하여 표시한다.

$$dL_{kj} = a_{kj} (p_j / w_{kj}) dx_j \dots\dots\dots (3)$$

위의 식 (3)으로 우리나라의 기업에 대한 법인세율 인하와 노동비용 상승에 따른 한국, 일본, 그리고 중국의 고용 변화 분석이 가능하다. 그런데 산업연관표에는 법인세에 대한 구분이 별도로 되어 있지 않고 자본비용 전체만 파악이 가능한 만큼 엄밀한 의미에서 볼 때 법인세 인하가 아닌 자본비용 감소의 개념이 보다 정확한 표현일 것이다. 그렇지만 자본비용을 구성하는 요소 중의 하나가 법인세이기 때문에 법인세 인하의 대리변수로 자본비용을 사용해도 큰 무리는 없을 것으로 판단

49)  $p_i^{sr} = t_i^{sr} p_i^s = (1+\theta) p_i^s$  ;  $x_{ij}^{sr}$ 의 가격,  $p_i^{sr}$ 은 자국(s)에서의 i 상품의 가격( $p_i^s$ )에 지역에 따른 교역비용의 변화 (1+ $\theta$ )를 곱하여 표현될 수 있다. 교역비용의 변화율( $\theta$ )은 환율 변화율, 관세 변화율, 교통비용의 변화율 등 국제교역에서 생기는 비용의 변화를 나타낸다. 이 논문에서는 이러한 변화는 없는 것으로 가정한다( $\theta=0$ ).

된다. 다만, 본 연구는 자본비용을 1% 인하할 경우 생산 및 고용의 파급효과를 시뮬레이션하고 있기 때문에 실질적인 법인세 1% 인하의 효과를 파악하기 위해서는 자본비용에서 차지하는 법인세의 비율을 통해 간접적으로 추정할 수 있을 것이다. 끝으로, 본 연구에서 사용하는 분석자료는 아시아 및 태평양지역의 경제의 흐름을 보여주는 Asian International Input-Output Table로 1995년 자료이다.

### 제3절 자본비용 상승의 고용효과 분석 결과

#### 1. 상품시장의 변화

자본비용, 즉 법인세 인하가 상품시장에 미치는 효과는 크게 두 가지 경로를 고려해 볼 수 있다. 첫째, 투자의 확대를 통한 제품의 경쟁력 강화이다. 이 경우 동일한 가격조건하에서도 제품의 경쟁력이 확대되어 해당 산업에 대한 수요가 증가하게 되어 생산액이 증가하게 될 것이다. 두 번째로는 법인세 인하가 제품의 가격구조에 영향을 미치게 되어 상대적으로 가격경쟁력이 제고되는 효과이다. 즉 법인세의 변화로 기업의 생산물가격이 영향을 받게 되면 중간재로 투입되는 각 산업의 가격구조가 변화하고 이에 따라 생산요소의 대체관계, 중간재의 가격탄력성 등에 따라 각 산업의 투입구조가 변화하게 된다. 상대적으로 가격탄력성이 높은 산업의 경우 가격변동 폭이 크게 되는데 법인세 인하에 따른 가격하락 폭이 큰 산업의 경우, 이를 중간재로 사용하는 산업에서의 수요가 증대하여 상대적으로 가격하락 폭이 작은 산업에 비해 산출이 증가하게 된다.

<표 7-1>은 우리나라의 법인세를 1% 인하하였을 때 내수 부문과 수출 부문의 산업생산액의 변화를 보여주고 있다. 총량적으로 볼 때 법인세 인하는 285,601천 달러의 생산액의 증가를 가져오는데 상대적으로 내수 부문에 비해 수출 부문의 생산액 증가폭이 더 큰 것으로 나타났다.



다. 이러한 결과는 법인세 인하에 따른 우리 산업의 가격경쟁력이 높아져 수출이 촉진되는 효과가 나타나고 있음을 보여주고 있다. 생산효과를 종합적으로 보면 생산 증가액이 가장 큰 산업은 기계산업(59,601천 달러)이며, 그 다음으로 도소매 및 운수업(53,207천 달러), 비 농산물(44,689천 달러)의 순으로 나타났다.

〈표 7-1〉 한국의 법인세 하락에 따른 생산의 변화

(단위: 천달러)

	생산 변화 총량	내수 부문의 생산 변화	수출 부문의 생산 변화
비 농산물	44689.37	42590.27	2099.10
기타 농산물	19705.48	18047.93	1657.55
축산물	3313.43	2615.73	697.70
임산물	2894.03	1997.89	896.14
수산물	2193.11	170.64	2022.47
원유 및 천연가스	0.00	0.00	0.00
기타 광산물	8053.89	6605.20	1448.69
음식료품	13788.05	8425.80	5362.24
섬유·가죽제품	9172.29	-1296.42	10468.71
목재·나무제품	-2436.15	-2950.56	514.41
펄프·종이 및 인쇄	-2329.03	-6517.05	4188.03
화학제품	14809.13	-6913.95	21723.08
석유제품	-20424.03	-23611.92	3187.89
고무제품	508.19	-1268.52	1776.71
비철금속제품	10066.79	6178.26	3888.53
금속제품	28455.77	-5002.19	33457.96
기계	59601.00	1988.61	57612.39
운송장비	-1843.41	-3832.49	1989.08
기타제조업제품	1624.50	-3959.95	5584.45
전력·가스 및 수도	9228.85	5304.72	3924.13
건설	251.73	-410.35	662.08
도소매 및 운수	53207.23	36140.45	17066.78
서비스	31071.17	14727.90	16343.27
공공행정	0.00	0.00	0.00
전 체	285601.39	89030.00	196571.39

이를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 내수 부문과 수출 부문으로 구분하여 산업별로 살펴보면 내수 부문의 경우 생산액이 감소하는 산업은 석유제품, 화학제품, 섬유·가죽제품, 금속제품, 목재·나무제품, 펄프·종이 및 인쇄, 섬유·가죽제품 등 주로 제조업에 집중되어 있다. 이에 비해 수출 부문의 경우 모든 산업의 생산액이 증가하는 것으로 분석되었는데, 생산액의 증가가 가장 큰 산업으로는 기계제품(57,612천 달러)으로 나타났으며, 그 다음으로 금속제품(33,457천 달러), 화학제품(21,723천 달러)의 순이다. 내수 부문의 생산액 감소 폭이 수출 부문의 생산액 증가에 비해 더 크게 나타나 총생산액이 감소한 산업으로는 석유제품, 목재·나무제품, 섬유·가죽제품이다. 끝으로 제조업 내에서 내수 부문과 수출 부문 모두 생산액이 증가한 산업으로는 음식료품, 비철 금속제품, 기계제품이다.<sup>50)</sup>

## 2. 무역수지의 변화

우리나라의 법인세가 인하하게 되면 앞에서 분석한 바와 같이 우리나라 제품의 가격구조의 변화를 거쳐 국제교역 조건이 변화하게 되어 결과적으로 산업별 수출입 구조가 변화한다. 여기서는 우리나라의 법인세를 1% 인하할 경우 대외무역수지의 변화를 본 연구에서 분석대상으로 한 10개국 중 중국과 일본에 한정하여 살펴보고자 한다.

<표 7-2>는 한국의 법인세 1% 인하에 따른 대중국 및 대일본의 무역수지의 변화를 보여주고 있다. 먼저 대중국 무역수지의 변화를 살펴보자. 표에서 보듯이 1995년 기준 한국의 대중국 무역수지는 1,954,669천 달러의 흑자를 기록하고 있다. 이를 산업별로 보면, 24개 산업 중 흑자를 기록하고 있는 산업은 화학제품, 펄프·종이 및 인쇄제품, 기계

50) 법인세 인하에 따른 산업별 생산액의 변화는 우리나라를 포함하여 10개국간의 교역조건 변화에 기인하고 있기 때문에 산업별로 이러한 차이가 발생하는 원인을 분석하기 위해서는 이들 10개 국의 산업구조의 특성 및 가격변동에 따른 교역조건 변화 분석하여야 되기 때문에 이에 대한 분석은 추후의 과제로 남긴다.

제품, 기타제조업제품 등 6개 산업이고 나머지는 모두 적자를 기록하고 있다. 그런데 흑자를 기록하고 있는 산업 중 화학제품의 흑자 폭이 매우 큰 관계로 총량적으로는 흑자 기조를 유지하고 있음을 알 수 있다. 한편, 적자 폭이 가장 큰 제품으로는 금속제품(312,362천 달러 적자)이고 그 다음으로 음식료품, 운송장비 등의 순이다.

이제 우리나라의 법인세 1% 인하에 따른 대중국 무역수지의 변화를 시뮬레이션한 결과를 보면, 무역수지가 총 29,129천 달러 개선되는 것으로 나타났다. 이를 산업별로 보면, 무역수지 개선효과가 가장 큰 산업으로는 화학제품(7,136천 달러)이며 그 다음으로 섬유·가죽제품(5,840천 달러), 금속제품(5,072천 달러)의 순으로서 주로 제조업에 집중되어 있다. 농수산물의 경우, 무역수지가 개선되는 효과는 있으나 개선 폭은 크지 않은 것으로 분석되었다.

다음으로 한국의 법인세 1% 인하에 따른 대일본의 무역수지 변화를 보자. 먼저 한국의 대일본 무역수지 현황을 보면, 1995년 기준 9,681,145천 달러의 적자를 기록하고 있다. 적자 폭이 가장 큰 산업으로는 기계(4,717,879천 달러 적자), 운송장비(2,750,330천 달러 적자), 화학제품(1,898,923천 달러 적자)의 순이다. 한편, 대일본과의 교역에서 흑자를 나타내는 산업으로는 주로 비제조업에 집중되어 있으며, 제조업 내에서는 음식료품, 목재·나무제품, 석유제품, 금속제품이 흑자를 기록하고 있다. 1995년 기준 우리나라가 중국과 일본 모두 적자를 기록하고 있는 산업으로는 비제조업으로는 벼 농산물, 축산물, 건설 등이며, 제조업의 경우는 섬유·가죽제품, 고무제품, 비철금속제품, 운송장비이다.

앞에서와 마찬가지로 우리나라의 법인세 1% 인하에 따른 대일본 무역수지의 변화를 보면, 무역수지가 총 73,015천 달러 개선되는 것으로 나타나 대중국과의 무역수지 개선액 29,129천 달러에 비해 약 2.5배 더 많은 것으로 분석되었다. 이를 산업별로 보면 무역수지 개선 폭이 가장 큰 산업으로는 기계, 화학제품, 운송장비, 섬유·가죽제품의 순으로 나타났다는데, 특히 기계산업의 경우 무역수지 개선 폭이 30,010천 달러로 대중국 무역수지 전체 개선 폭 29,129천 달러보다 더 많은 것으로 나타나 상대적으로 중국에 비해 일본에서의 경쟁력이 제고되는 효과를 갖

고 있음을 알 수 있다.

한편, 법인세 1% 인하에 따른 대중국 및 대일본의 무역수지 개선 폭을 산업별로 비교하면 비제조업과 중화학공업의 경우 대일본에서의 무역수지 개선폭이 중국에 비해 큰 것으로 나타난 데 비해, 섬유·가죽제

〈표 7-2〉 한국의 대중국 및 대일본 무역변화

(단위: 천달러)

	한국의 대중국 무역 변화		한국의 대일본 무역 변화	
	대중국 무역수지 현황(1995)	대중국 무역수지 변화 규모	대일본 무역수지 현황(1995)	대일본 무역수지 변화 규모
벼 농산물	-1787	14.47117	-4552	36.967119
기타 농산물	-3006	97.191061	5093	286.94775
축산물	-2732	17.260105	-7493	29.787786
임산물	-38	3.039476	97323	721.02293
수산물	-2562	37.96791	469372	1760.9093
원유 및 천연가스	0	0	0	0
기타 광산물	1685	15.571869	44235	226.49
음식료품	-208265	1168.6566	360825	2603.271
섬유·가죽제품	-58781	5840.9465	-156082	3249.6877
목재·나무제품	-16795	200.92424	6567	183.79793
펄프·종이 및 인쇄	286606	802.13884	-193459	714.37871
화학제품	2119780	7136.505	-1898923	7299.395
석유제품	-45408	832.45721	586559	1027.7593
고무제품	-76424	337.85858	-38017	968.45632
비철금속제품	-143378	591.773	-104027	1490.1307
금속제품	-312362	5072.3975	390485	9253.49
기계	543100	3833.1302	-4717879	30010.936
운송장비	-171031	413.12135	-2750330	4878.4819
기타제조업제품	99683	619.16009	-542929	2547.184
전기·가스 및 수도	-118218	345.64965	-106898	313.04044
건설	-126035	306.70046	-802629	1959.1309
도소매 및 운수	256560	1258.8957	289729	2404.0819
서비스	-55523	174.93083	-265462	760.08394
공공행정	-10400	8.6727488	-342653	290.02487
전 체	1954669	29129.4201	-9681145	73015.4555

품, 목재·나무제품, 펄프·종이 및 인쇄제품의 경우 대중국 무역수지 개선 폭이 일본에 비해 더 큰 것으로 분석되었다.

다음으로 한국의 법인세가 인하되면 중국과 일본의 산업 및 교역조건에도 영향을 미치게 되는데 <표 7-3>은 일본의 대중국 무역수지의 변화를 보여주고 있다. 표에서 보듯이 1995년 기준 일본은 대중국과의

<표 7-3> 일본의 중국과의 무역수지의 변화

(단위: 천달러)

	일본의 대중국 무역수지(1995)	한국의 법인세 인하에 따른 일본의 대중국 무역수지 변화
벼 농산물	-10118.00	-0.39
기타 농산물	-18932.00	-0.85
축산물	-1330.00	-0.45
임산물	-751.00	-0.12
수산물	-20633.00	-0.55
원유 및 천연가스	905.00	-0.02
기타 광산물	9640.00	-0.48
음식료품	-1118226.00	-4.47
섬유·가죽제품	632396.00	-74.40
목재·나무제품	-193495.00	-2.86
펄프·종이 및 인쇄	93354.00	-15.98
화학제품	1880208.00	-101.55
석유제품	-1215312.00	-14.12
고무제품	18434.00	-1.95
비철금속제품	-85081.00	-9.97
금속제품	1765937.00	-47.42
기계	3962149.00	-135.40
운송장비	133805.00	-18.90
기타제조업제품	-6883.00	-18.19
전기·가스 및 수도	-311593.00	-3.71
건설	-1107564.00	-20.33
도소매 및 운수	1378300.00	-72.15
서비스	-2128269.00	-33.73
공공행정	-67622.00	-2.73
전 체	3589319.00	-580.71

교역 결과 총 3,589,319천 달러의 무역수지 흑자를 기록하고 있는데 흑자 폭이 가장 큰 산업으로는 기계(3,962,149천 달러)이며, 그 다음으로 화학제품(1,880,208천 달러), 금속제품(1,765,937천 달러) 등의 순이다.

한국의 법인세가 1% 인하될 경우 일본의 대중국 무역수지 변화 규모를 보면 총 580.7달러의 적자를 기록하는 것으로 분석되었다. 산업별로 보면 모든 산업에서 무역수지 적자를 기록하는 것으로 나타났으나 감소 폭은 매우 미미한 수준이다.

### 3. 고용의 변화

이제 본 연구의 핵심이라고 할 수 있는 법인세 인하에 따른 일자리 창출 효과를 살펴보도록 하자. <표 7-4>는 한국의 법인세를 1% 인하할 경우 고용의 변화를 보여주고 있다. 여기서 고용 변화는 일자리수의 변화가 아닌 고용비용의 변화로 나타나 있다. 고용비용이 증가하였다는 것은 해당 산업의 일자리수가 그만큼 증가하였음을 보여준다. 표에서 보듯이 법인세 1% 인하에 따른 총고용비용의 변화는 49,568천 달러로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 도소매 및 운수업에서의 고용비용 증가가 가장 높았으며, 그 다음으로 서비스업, 기계산업의 순으로 나타났다. 도소매 및 운수업의 경우 총고용비용의 변화 규모가 14,810천 달러이며, 서비스업은 10,753천 달러로 그 뒤를 잇고 있다. 산업별 고용비용의 차이가 있고 고용유발효과가 다르기 때문에 생산의 변화와 고용의 변화가 반드시 일치하지는 않지만 대체로 산업별로 살펴보면 유사한 특징을 보여주고 있다. 즉 생산액의 변화와 마찬가지로 목재·나무제품, 펄프·종이 및 인쇄, 석유제품, 운송장비의 4산업을 제외하고는 나머지 산업에서는 고용이 증가하는 것으로 나타났다.

각 산업의 1인당 고용비용이 일정한 것으로 가정할 경우 <표 7-4>의 고용비용의 변화율( $dL/L$ )은 법인세 인하에 따른 일자리수의 변화율을 의미한다. 표에서 보듯이 법인세 인하에 따른 총일자리수의 증가율은 0.02%로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 고용비용이 낮은 농수산물에서 상대적으로 높은 것으로 나타나, 법인세 인하효과가 1차산업 중심

의 고용 증대로 이어져 고용의 질적 측면에서 볼 때 그다지 바람직하지는 않은 것으로 평가된다. 한편, 법인세 인하에 따른 고용증가율을 제조업 업종별로 보면, 비철금속제품(0.0505%), 기계(0.0490%), 금속제품(0.0350%) 등의 산업에서 상대적으로 증가율이 높은 것으로 분석되었다.

〈표 7-4〉 한국의 법인세 인하에 따른 한국의 고용 변화

(단위: 천달러, %)

	총고용비용의 변화(dL)	dL/L(%)
벼 농산물	1078.23	0.4667
기타 농산물	1528.19	0.1134
축산물	215.43	0.0412
임산물	433.03	0.2312
수산물	545.66	0.0404
원유 및 천연가스	0.00	0.0000
기타 광산물	2021.98	0.1900
음식료품	1285.95	0.0253
섬유·가죽제품	1638.84	0.0214
목재·나무제품	-465.85	-0.0271
펄프·종이 및 인쇄	-458.81	-0.0104
화학제품	1690.64	0.0297
석유제품	-823.59	-0.0811
고무제품	95.79	0.0067
비철금속제품	1880.67	0.0505
금속제품	3334.69	0.0350
기계	8878.87	0.0490
운송장비	-280.62	-0.0029
기타제조업제품	307.95	0.0067
전기·가스 및 수도	1033.60	0.0471
건설	62.52	0.0002
도소매 및 운수	14810.59	0.0493
서비스	10753.81	0.0138
공공행정	0.00	0.0000
전 체	49567.55	(0.0212)

주: 마지막 행의 ( ) 값은 각 산업이 창출한 고용 변화의 합을 우리나라의 전체 노동비용으로 나누어 구한 %값임.

〈표 7-5〉 한국의 법인세 인하에 따른 일본과 중국의 고용 변화

(단위: 천달러, %)

	일본의 고용비용 변화		중국의 고용비용 변화	
	총고용비용의 변화(dL)	dL/L(%)	총고용비용의 변화(dL)	dL/L(%)
벼 농산물	-1.74	-0.0005	-90.95	-0.0010
기타 농산물	-6.05	-0.0003	-906.57	-0.0014
축산물	-5.73	-0.0005	-607.57	-0.0020
임산물	-25.25	-0.0005	-84.67	-0.0017
수산물	-5.94	-0.0001	-62.96	-0.0006
원유 및 천연가스	-6.01	-0.0046	-76.59	-0.0053
기타 광산물	-64.18	-0.0018	-357.34	-0.0037
음식료품	-44.81	-0.0001	-105.58	-0.0009
섬유·가죽제품	-316.60	-0.0010	-138.29	-0.0007
목재·나무제품	-74.73	-0.0005	-59.15	-0.0014
펄프·종이 및 인쇄	-697.26	-0.0013	31.66	0.0012
화학제품	-1769.73	-0.0041	-41.27	-0.0006
석유제품	-70.69	-0.0018	-52.61	-0.0030
고무제품	-145.80	-0.0018	-54.20	-0.0017
비철금속제품	-430.34	-0.0018	-131.73	-0.0013
금속제품	-2241.08	-0.0026	-461.25	-0.0037
기계	-4948.02	-0.0026	-80.41	-0.0005
운송장비	-614.32	-0.0006	-19.27	-0.0004
기타제조업제품	-507.40	-0.0011	-11.34	-0.0002
전기·가스 및 수도	-349.31	-0.0011	-59.36	-0.0028
건설	-209.95	-0.0001	-41.07	-0.0002
도소매 및 운수	-6756.36	-0.0010	-686.75	-0.0029
서비스	-4277.10	-0.0004	-303.10	-0.0008
공공행정	-14.65	0.0000	0.00	0.0000
전 체	-23583.06	(-0.0008)	-4400.37	(-0.0013)

주: 마지막 행의 ( ) 값은 각 산업이 창출한 고용 변화의 합을 각국의 전체 노동비용으로 나누어 구한 %값.



<표 7-5>는 한국에서의 법인세 1% 인하가 우리의 교역상대국인 일본과 중국의 고용에 어떤 영향을 미치는가를 분석한 결과를 보여주고 있다. 표에서 알 수 있듯이 일본과 중국의 거의 모든 산업에서의 고용 비용이 감소하는 것으로 나타났으며, 두 나라를 비교할 경우 중국의 일자리 감소율(-0.0013)이 일본(-0.0008)에 비해 더 큰 것으로 나타나, 상대적으로 중국이 보다 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다.

이를 산업별로 보면 일본의 경우 한국의 법인세 1% 인하에 따른 고용감소효과가 가장 큰 산업은 원유 및 천연가스(-0.0046%), 화학제품(-0.0041%), 금속제품(-0.0026%), 기계(-0.0026%) 등의 순으로 나타나 주로 제조업 분야의 고용 감소 폭이 큰 것으로 분석되었다. 일본도 이와 유사한 결과를 보여주고 있는데, 즉 한국의 법인세 인하가 일본의 고용에 미치는 효과를 보면, 고용 감소 폭이 큰 산업으로 원유 및 천연가스(-0.0053%), 기타 광산물(-0.0037%), 금속제품(-0.0037%), 석유제품(-0.0030%) 등의 순으로 나타났다.

분석 결과를 요약하면 한국의 법인세를 1% 인하하면 이에 따라 국내제품의 국제경쟁력이 높아져 국내의 산출 및 고용을 증대시키는 반면에 우리와 경쟁상대에 놓여 있는 국가에서의 일자리는 파괴되는 효과를 갖는 것으로 평가할 수 있다.

## 제4절 노동비용 상승의 고용효과 분석 결과

### 1. 상품시장의 변화

노동비용의 상승은 자본과 노동 간의 대체를 촉발하고 해당 재화의 생산비용을 증가시키고 가격 상승을 촉발시켜 생산물에 대한 중간재로 혹은 최종소비재로서 수요량을 감소시킨다. 대체로 자본과의 대체성이 클수록, 노동비용이 전체 생산비용에서 차지하는 비율이 클수록, 해당 노동이 투입되는 중간재 혹은 최종재의 수요탄력성이 클수록 노동비용

〈표 7-6〉 노동비용의 1% 상승이 생산에 미치는 산업별 효과

(단위: 천달러)

	노동비용 1% 상승		
	생산변화 총량	국내산업 변화	해외산업 변화
벼 농산물	16674.48	16882.44	-207.96
기타 농산물	7553.64	7859.99	-306.34
축산물	-34.27	454.99	-489.26
임산물	254.55	487.62	-233.07
수산물	-2888.49	-691.10	-2197.38
원유 및 천연가스	0.00	0.00	0.00
기타 광산물	861.65	2107.14	-1245.48
음식료품	14433.31	18100.05	-3666.74
섬유·가죽제품	-16654.77	1760.69	-18415.46
목재·나무제품	2548.80	3525.12	-976.33
펄프·종이 및 인쇄	-5002.93	2308.76	-7311.69
화학제품	6777.56	29984.68	-23207.12
석유제품	43974.13	46142.31	-2168.18
고무제품	-2088.29	962.50	-3050.79
비철금속제품	2115.05	7428.38	-5313.33
금속제품	7210.14	51082.05	-43871.90
기계	-46041.62	27365.58	-73407.20
운송장비	3798.11	7853.64	-4055.53
기타제조업제품	-8270.37	1053.94	-9324.31
전기·가스 및 수도	20976.69	23757.30	-2780.62
건설	234.20	1449.98	-1215.78
도소매 및 운수	-21655.18	-3309.36	-18345.81
서비스	-84513.46	-57707.41	-26806.05
공공행정	0.00	0.00	0.00
전 체	-59737.07	188859.29	-248596.33

주:\*. 산업분류 부표 참조.

의 상승은 더 큰 폭으로의 고용량의 감소를 초래하게 된다. 반면 국내 노동비용의 상승은 노동소득의 증가를 의미하며 이는 국내 재화 및 중간재에 대한 수요의 증가로 이어지고, 이 재화 생산을 위해 투입되는 노동과 자본에 대한 수요량이 증가하게 된다. 국내 산업에 있어 양(+)과 음(-)의 생산효과는 이러한 요인들이 상대적 영향력에 달려 순효과의 방향성이 결정되게 된다.

<표 7-6>에 의하면, 한국의 노동비용 1% 상승으로 한국 전체 산업의 생산활동이 감소(5,700만 달러)하는데, 이를 국내와 해외로 구분하여 보면 국내 산업의 생산량은 1억 8,885만 9천 달러 증가하지만 해외시장에서는 가격경쟁력의 약화로 -2억 4,859만 6천 달러 감소한다.

산업분류별 산업명은 [부록 표 7-1]에 기술되어 있으며, 예컨대 금속제품(16번)의 경우 국내에서 5,108만 2천 달러가 증가하는 것으로 나타나며, 다음으로 석유제품의 경우 4,614만 2천 달러 증가하는 것으로 나타난다. 이외에도 화학제품 및 기계 등 전체 24개 산업 가운데 19개 산업에서 국내 생산은 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 한국 국내 노동비용의 상승은 한국 제품의 가격경쟁력을 저하시켜 해외시장으로부터의 수요량은 감소하여 생산에 부정적인 효과를 미치게 된다. 예컨대 석유제품의 경우, 노동비용의 1% 상승으로 4,614만 2천 달러 감소하는 것으로 나타나서 해외 부문에서 가장 큰 타격을 입는 것으로 나타났으며, 그 다음으로 2,998만 4천 달러 감소하는 것으로 나타났다. 해외수출이 없는 원유 및 천연가스와 공공행정을 제외한 산업에서 한국의 노동비용 상승은 해외수출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

산업별 순효과를 살펴보면 서비스산업의 경우 총생산이 8,451만 3천 달러 감소하는 것으로 나타나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 기계산업의 경우 4,604만 1천 달러 감소하는 것으로 나타난다. 서비스산업의 경우 국내 내수를 위한 생산과 해외수출 모두에서 생산량 감소가 나타나서 가장 큰 피해를 입는 것으로 나타나지만 기계산업의 경우 국내 생산에서는 약한 양(+)의 효과를 갖다가 해외수출에서 강한 음(-)의 효과가 발생하여 순생산량은 감소하여 차이점을 보인다. 24개 산업 가운데 9개 산업에서 순생산량이 감소하는 것으로 나타

났으며 13개 산업에서는 순생산량이 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 전반적으로 한국의 노동비용 1% 상승으로 한국 전체 산업의 생산량이 5,700만 달러 감소하는 것으로 나타났다.

## 2. 무역수지의 변화

<표 7-7>에 나타난 한국의 노동비용 상승으로 인한 대중국 및 대일본 무역수지의 변화를 살펴보면 대중국 무역수지는 3,846만 3천 달러가 감소하여 무역흑자가 1.97% $(=(38463.70/1954669) \times 100)$  감소한다. 한편 대일본 무역수지는 9백만 820만 1천 달러가 감소하여 무역적자가 1.01% $(=(98201.26/-9681145) \times 100)$  증가하는 것으로 나타난다.

대중국 무역수지의 산업별 효과를 살펴보면 섬유·가죽의 경우(9번) 대중국 총수지가 1,028만 8천 달러 감소하는 것으로 나타나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 화학제품의 경우 7,619만 달러 감소하는 것으로 나타났다. 한편 대일본 무역수지의 산업별 효과를 살펴보면 운송장비의 경우 대일본 총수지가 9,091만 9천 달러 감소하는 것으로 나타나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 화학제품의 경우 대일본 무역수지가 7,822만 달러 감소하는 것으로 나타났다.

<표 7-8>은 한국의 노동비용이 상승할 경우 중국과 일본의 교역조건이 변화하여 노동비용이 상승하지 않은 중국과 일본의 산업생산량 변화를 나타낸다. <표 7-8>에 의하면, 대중국 무역수지 흑자를 경험하고 있는 일본의 경우 한국의 노동비용이 1% 상승함에 따라 대중국 교역에서 75만 5천 달러의 무역수지의 개선 요인이 발생하게 된다. 특히 기계부문에서는 17만 1천 달러의 대중국 무역수지가 개선되며, 그 다음으로 화학제품의 경우의 경우 12만 6천 달러의 대일본 무역수지가 개선되는 것으로 나타난다.

〈표 7-7〉 한국 노동비용의 1% 상승이 대중국 및 대일본 무역에 미치는 효과  
(단위: 천 달러)

	대중국 무역수지 현황	노동비용 1% 상승으로 인한 대중국 무역 수지 변화	대일본 무역수지 현황	노동비용 1% 상승으로 인한 대일본 무역 수지 현황
벼 농산물	-1787	-1.4156456	-4552	-3.7276221
기타 농산물	-3006	-18.15563	5093	-53.847414
축산물	-2732	-12.122976	-7493	-20.957551
임산물	-38	-0.7901112	97323	-187.8162
수산물	-2562	-41.22027	469372	-1913.44
원유 및 천연가스	0	0	0	0
기타 광산물	1685	-13.408965	44235	-195.12128
음식료품	-208265	-800.41449	360825	-1786.1947
섬유·가죽제품	-58781	-10288.475	-156082	-5698.382
목재·나무제품	-16795	-381.06856	6567	-347.92186
펄프·종이 및 인쇄	286606	-1399.9772	-193459	-1243.6428
화학제품	2119780	-7619.7717	-1898923	-7822.4084
석유제품	-45408	-568.3541	586559	-707.5131
고무제품	-76424	-580.41141	-38017	-1661.484
비철금속제품	-143378	-807.99357	-104027	-2034.5418
금속제품	-312362	-6650.3284	390485	-12129.121
기계	543100	-4883.8713	-4717879	-38226.757
운송장비	-171031	-843.04519	-2750330	-9919.9271
기타제조업제품	99683	-1034.7231	-542929	-4245.9063
전기·가스 및 수도	-118218	-246.0495	-106898	-223.16452
건설	-126035	-561.77434	-802629	-3585.0099
도소매 및 운수	256560	-1352.2163	289729	-2586.7497
서비스	-55523	-286.50649	-265462	-1243.3822
공공행정	-10400	-71.610414	-342653	-2364.2449
전 체	1954669	-38463.70466	-9681145	-98201.26135

주:\*. 산업분류 부표 참조.

〈표 7-8〉 일본의 중국과의 무역수지 변화

(단위: 천불)

	일본의 대중국 무역수지 현황	한국의 노동비용 1% 상승으로 인한 일본의 대중국 무역수지 변화
벼 농산물	-10118.00	0.50
기타 농산물	-18932.00	1.13
축산물	-1330.00	0.61
임산물	-751.00	0.16
수산물	-20633.00	0.89
원유 및 천연가스	905.00	0.02
기타 광산물	9640.00	0.61
음식료품	-1118226.00	8.59
섬유·가죽제품	632396.00	94.02
목재·나무제품	-193495.00	3.67
펄프·종이 및 인쇄	93354.00	23.57
화학제품	1880208.00	136.59
석유제품	-1215312.00	19.59
고무제품	18434.00	2.61
비철금속제품	-85081.00	12.99
금속제품	1765937.00	57.53
기계	3962149.00	171.51
운송장비	133805.00	24.16
기타제조업제품	-6883.00	23.03
전기·가스 및 수도	-311593.00	4.77
건설	-1107564.00	26.32
도소매 및 운수	1378300.00	94.31
서비스	-2128269.00	44.41
공공행정	-67622.00	3.71
전 체	3589319.00	755.28

주:\*. 산업분류 부표 참조

### 3. 고용의 변화

이제 본 연구의 핵심이라고 할 수 있는 노동비용 상승에 따른 고용 효과를 살펴보도록 하자. <표 7-9>는 한국의 노동비용이 1% 상승할 경우의 고용 변화를 보여주고 있다. 여기서 고용 변화는 일자리수의 변화가 아닌 고용 지출의 변화로 나타나 있다. 고용 지출이 감소하였다는 것은 해당 산업의 일자리수가 그만큼 감소하였음을 보여준다. 표에서 보듯이 노동비용 1% 상승에 따른 총고용 지출의 감소는 3,924만 7천달러로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 서비스업에서의 고용비용 감소 폭이 가장 높았으며, 그 다음으로 기계산업의 순으로 나타났다. 서비스업의 경우 총고용비용의 감소 규모가 2,949만 1천 달러이며, 기계산업은 692만 3천 달러로 그 뒤를 잇고 있다. 산업별 고용비용의 차이가 있고 고용유발효과가 다르기 때문에 생산의 변화와 고용의 변화가 반드시 일치하지는 않지만 대체로 산업별로 살펴보면 유사한 특징을 보여주고 있다. 전체 24개 산업 가운데 큰 변화가 없는 2개 산업을 제외하면 9개 산업에서 고용은 감소했으며, 나머지 13개 산업에서 고용은 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 서비스와 기계산업과 같이 고용이 감소하는 산업의 감소 폭이 커서 전체적으로 고용 지출은 3만 9,247달러 감소하는 것으로 나타났다.

각 산업의 1인당 고용비용이 일정한 것으로 가정할 경우 <표 7-9>의 고용비용의 변화율( $dL/L$ )은 노동비용 상승에 따른 일자리수의 감소율을 의미하고 있다. 표에서 보듯이 노동비용 상승에 따른 총일자리수의 감소율은 0.0168%로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 수산물(-0.0537%)에서 일자리 감소율이 가장 높았으며, 그 다음으로 섬유·가죽제품(-0.0392%), 기계(-0.0382%), 서비스(-0.0379%), 기타 제조업제품(-0.0343%)의 순으로 나타났다.

〈표 7-9〉 한국의 노동비용 1% 상승에 따른 한국의 산업별 고용 변화

	노동비용 1% 상승에 따른 한국의 고용 변화	
	dL (\$)	dL/L(%)
벼 농산물	409.36	0.1772
기타 농산물	595.29	0.0442
축산물	-2.25	-0.0004
임산물	38.68	0.0207
수산물	-725.73	-0.0537
원유 및 천연가스	0.00	-0.0000
기타 광산물	218.63	0.0205
음식료품	1361.21	0.0268
섬유·가죽제품	-3001.25	-0.0392
목재·나무제품	491.51	0.0286
펄프·종이 및 인쇄	-993.87	-0.0226
화학제품	781.42	0.0137
석유제품	1791.78	0.1764
고무제품	-397.03	-0.0278
비철금속제품	398.72	0.0107
금속제품	852.88	0.0089
기계	-6923.77	-0.0382
운송장비	583.01	0.0060
기타제조업제품	-1581.32	-0.0343
전기·가스 및 수도	2375.06	0.1082
건설	58.64	0.0002
도소매 및 운수	-6087.02	-0.0203
서비스	-29491.91	-0.0379
공공행정	0.00	-0.0000
전 체	-39247.97	-(0.0168)

주: 마지막 행의 ( ) 값은 각 산업이 창출한 고용 변화의 합을 우리나라의 전체 노동비용으로 나누어 구한 %값임.  
산업분류 부표 참조.



〈표 7-10〉 한국의 노동비용 1% 상승에 따른 중국과 일본의 산업별 고용 변화  
(단위: 천달러, %)

	한국의 노동비용 1% 상승에 따른 일본의 산업별 고용 변화		노동비용 1% 상승에 따른 중국의 고용 변화	
	DL	dL/L(%)	DL	dL/L(%)
벼 농산물	1.81	0.0006	123.56	0.0014
기타 농산물	6.70	0.0003	1229.8	0.0018
축산물	6.63	0.0005	882.2	0.0030
임산물	35.10	0.0007	118.49	0.0024
수산물	4.90	0.0001	62.73	0.0006
원유 및 천연가스	8.17	0.0062	105.41	0.0072
기타 광산물	95.80	0.0028	526.67	0.0055
음식료품	89.10	0.0002	126.01	0.0011
섬유·가죽제품	526.69	0.0017	305.5	0.0016
목재·나무제품	111.57	0.0007	98.25	0.0024
펄프·종이 및 인쇄	1010.37	0.0018	-61.25	-0.0022
화학제품	2663.00	0.0062	110.3	0.0017
석유제품	103.62	0.0027	83.26	0.0048
고무제품	244.67	0.0030	85.51	0.0026
비철금속제품	685.38	0.0029	203.72	0.0020
금속제품	3802.85	0.0044	747.83	0.0059
기계	7891.09	0.0041	160.42	0.0010
운송장비	1194.34	0.0012	32.97	0.0007
기타제조업제품	872.42	0.0018	52.59	0.0007
전기·가스 및 수도	513.35	0.0016	86.51	0.0041
건설	323.52	0.0001	61.54	0.0003
도소매 및 운수	10026.10	0.0014	1001.8	0.0042
서비스	6371.16	0.0006	443.81	0.0012
공공행정	20.21	0.0000	0	0.0000
전 체	36608.55	0.0013	6587.64	(0.0020)

주: 마지막 행의 ( ) 값은 각 산업이 창출한 고용 변화의 합을 전체 노동비용으로 나누어 구한 %값임.  
산업분류 부표 참조

앞의 <표 7-10>은 한국에서의 노동비용 1% 상승이 우리의 교역상대국인 일본과 중국의 고용에 어떤 영향을 미치는지를 분석한 결과를 보여주고 있다. 표에서 알 수 있듯이 일본과 중국의 거의 모든 산업에서의 고용 지출이 증가하는 것으로 나타났으며, 두 나라를 비교할 경우 중국의 일자리 증가율(0.002%)이 일본(0.0013%)에 비해 더 큰 것으로 나타나 상대적으로 중국이 보다 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다. 이를 산업별로 보면 일본의 경우 고용증가율이 상대적으로 높은 산업은 원유 및 천연가스(0.0062%), 화학제품(0.0062%), 금속제품(0.0044%), 기계(0.0041%) 등으로 분석되었으며, 중국에서 고용증가율이 높은 산업으로는 원유 및 천연가스(0.0072%), 금속제품(0.0059%), 기타 광산물(0.0055%), 석유제품(0.0048%) 등으로 나타났다.

분석 결과를 요약하면 한국의 노동비용이 1% 상승하면 이에 따라 한국제품의 국제경쟁력이 낮아져 국내의 산출 및 고용을 감소시키고 우리와 경쟁 상대에 놓여 있는 국가에서의 일자리는 증가하는 효과를 갖는 것으로 평가할 수 있다. 중국의 경우, 원유 및 천연가스에서 일자리 증가율이 0.0072%로서 가장 큰 일자리 창출이 이루어졌으며, 그 다음으로 금속제품의 경우 일자리 증가율이 0.0059%인 것으로 나타났다. 일본의 경우, 중국과 마찬가지로 원유 및 천연가스와 화학제품에서 일자리 증가율이 0.0062%로서 가장 큰 일자리 창출이 이루어진 것으로 나타났다.

## 제5절 결론

제7장에서는 일자리 창출 정책의 일환으로 논의될 수 있는 법인세 인하와 노동비용 상승의 일자리 창출 효과를 실증적으로 분석하였다. 특히 다지역 산업연과분석모형(MRVIO)을 이용하여 우리나라의 법인세 인하가 우리의 교역상대국과의 교역조건에 변화를 주어 최종적으로 산출액 및 고용에 미치는 파급효과를 분석하였다.

실증분석 결과에 따르면 우리나라의 법인세를 1% 인하할 경우 내수 부문과 수출부문을 모두 포괄하여 285,601천 달러의 생산액의 증가를 가져오는데 상대적으로 내수 부문에 비해 수출 부문의 생산액 증가폭이 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 법인세 인하에 따른 우리 산업의 가격경쟁력이 높아져 수출이 촉진되는 효과가 나타나고 있음을 보여주고 있다. 생산효과를 종합적으로 보면 생산증가액이 가장 큰 산업은 기계산업(59,601천 달러)이며, 그 다음으로 도소매 및 운수업(53,207천 달러), 벼 농산물(44,689천 달러)의 순이다.

다음으로 우리나라의 법인세 1% 인하에 따른 대중국 무역수지의 변화를 시뮬레이션한 결과를 보면, 무역수지가 총 29,129천 달러 개선되는 것으로 나타났다. 또한 대일본의 무역수지도 총 73,015천 달러 개선되는 것으로 나타나 대중국과의 무역수지 개선액 29,129천 달러에 비해 약 2.5배 더 많은 것으로 분석되었다. 대중국 및 대일본의 무역수지 개선 폭을 산업별로 비교하면, 비제조업과 중화학공업의 경우 대일본에서의 무역수지 개선 폭이 중국에 비해 큰 것으로 나타난 데 비해, 섬유·가죽제품, 목재·나무제품, 펄프·종이 및 인쇄제품의 경우 대중국 무역수지 개선 폭이 일본에 비해 더 큰 것으로 분석되었다.

법인세 인하에 따른 일자리 창출 효과를 분석한 결과 우리나라의 총 고용비용이 49,568천 달러 증가한 것으로 나타나 일자리가 창출됨을 알 수 있었다. 각 산업의 1인당 고용비용이 일정한 것으로 가정할 경우 법인세 인하에 따른 총일자리수의 증가율은 0.02%로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 고용비용이 낮은 농수산물에서 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 한국에서의 법인세 1% 인하가 우리의 교역상대국인 일본과 중국의 고용에 미치는 영향을 분석한 결과 일본과 중국의 거의 모든 산업에서의 고용비용이 감소하는 것으로 나타났으며, 두 나라를 비교할 경우 중국의 일자리 감소율(-0.0013)이 일본(-0.0008)에 비해 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는, 법인세 인하가 국제경쟁력을 제고시켜 무역수지를 개선시키는 효과가 있을 뿐만 아니라 최종적으로 국내의 총고용도 증가시키는 효과를 가지고 있음을 보여주고 있다. 따라서 일자리 창출

과 관련하여 법인세 인하는 주요한 시사점을 제공하는 만큼 다른 일자리 창출 정책과의 비교 검토를 통해 정책의 타당성을 검토할 필요가 있을 것으로 판단된다.

다만, 본 연구는 법인세 인하의 일자리 창출 효과에 초점을 맞추고 있기 때문에 법인세 인하로 인해 초래되는 조세 수입의 감소와 같은 부정적 측면에 대한 고찰이 이루어지지 못하고 있다. 법인세 인하의 일자리 창출 효과를 검토하기 위해서는 이 문제에 대한 추가적인 검토가 병행될 필요가 있을 것이다.

한편, 노동비용 상승의 고용효과에 대한 실증분석 결과에 따르면 우리나라의 노동비용을 1% 인상할 경우 한국 전체 산업의 생산활동이 감소(5,700만 달러)하는데, 이를 국내와 해외로 구분하여 보면, 국내 산업의 생산량은 1억 8,885만 9천 달러 증가하지만 해외시장에서는 가격경쟁력의 약화로 -2억 4,859만 6천 달러 감소한다. 산업별로 살펴보면 서비스산업의 경우 총생산이 8,451만 3천 달러 감소하는 것으로 나타나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 기계산업의 경우 4,604만 1천 달러 감소하는 것으로 나타난다. 서비스산업의 경우 국내 내수를 위한 생산과 해외수출 모두에서 생산량 감소가 나타나서 가장 큰 피해를 입는 것으로 나타나지만, 기계산업의 경우 국내 생산에서는 약한 양(+ )의 효과를 갖다가 해외수출에서 강한 음(-)의 효과가 발생하여 순생산량은 감소하여 차이점을 보인다.

다음으로 한국의 노동비용 1% 상승에 따른 대중국 무역수지의 변화를 시뮬레이션한 결과를 보면, 대중국 무역수지는 3,846만 3천 달러가 감소하여 무역흑자가 1.97% $(=(38463.70/1954669) \times 100)$  감소한다. 한편 대일본 무역수지는 9,820만 1천 달러가 감소하여 무역적자가 1.01% $(=(98201.26/-9681145) \times 100)$  증가하는 것으로 나타난다. 대중국 무역수지의 산업별 효과를 살펴보면 섬유·가죽의 경우 대중국 총수지가 1,028만 8천 달러 감소하는 것으로 나타나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 화학제품의 경우 7,619만 달러 감소하는 것으로 나타났다. 한편 대일본 무역수지의 산업별 효과를 살펴보면 운송장비의 경우 대일본 총수지가 9,091만 9천 달러 감소하는 것으로 나타

나서 가장 큰 타격을 받는 것으로 나타났다. 그 다음으로 화학제품의 경우 대일본 무역수지가 7,822만 달러 감소하는 것으로 나타났다.

노동비용 상승에 따른 일자리 창출 효과를 분석한 결과, 총고용 지출의 변화는 3,924만 7천 달러로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 서비스업에서의 고용비용 감소 폭이 가장 높았으며, 그 다음으로 기계산업의 순으로 나타났다. 서비스업의 경우 총고용비용의 감소 규모가 2,949만 1천 달러이며, 기계산업은 692만 3천 달러로 그 뒤를 잇고 있다. 노동비용 상승에 따른 총일자리수의 감소율은 0.0168%로 나타났으며, 이를 산업별로 보면 고용비용이 높은 수산물에서 상대적으로 일자리수의 감소율이 높은 것으로 나타났다.

한국에서의 노동비용 1% 상승은 교역 상대국인 일본과 중국의 고용에 고용을 증가시키는 것으로 나타났다. 실증분석 결과에 의하면 중국의 일자리 증가율(0.002%)이 일본(0.0013%)에 비해 더 큰 것으로 나타나 상대적으로 중국이 보다 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다. 중국의 경우 원유 및 천연가스에서 일자리 증가율이 0.0072%로서 가장 큰 일자리 창출이 이루어졌으며 그 다음으로 금속제품의 경우 일자리 증가율이 0.0059%인 것으로 나타났다. 일본의 경우, 중국과 마찬가지로 원유 및 천연가스와 화학제품에서 일자리 증가율이 0.0062%로서 가장 큰 일자리 창출이 이루어진 것으로 나타났다.

## 〈부표 7-1〉 산업부문의 분류

1. 비농산물	7. 기타광산물	13. 석유제품	19. 기타제조업제품
2. 기타농산물	8. 음식료품	14. 고무제품	20. 전력가스 및 수도
3. 축산물	9. 섬유가죽제품	15. 비철금속제품	21. 건설
4. 임산물	10. 목재나무제품	16. 금속제품	22. 도소매 및 운수
5. 수산물	11. 펄프종이 및 인쇄	17. 기계	23. 서비스
6. 원유 및 천연 가스	12. 화학제품	18. 운송장비	24. 공공행정

## 제 8 장

□□□□□□□□□□□□□□□□

## 요약 및 결론

이 장에서는 앞 장에서의 주요 실증분석 결과를 요약 제시하고, 이러한 분석 결과가 제시하는 정책적 함의를 검토하고자 한다. 먼저 각 장별 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

제2장의 주요 분석 결과를 보면, 임금이 10% 상승하면 노동에 대한 수요는 1.26~2.53% 정도 하락하고, 노동상대가격( $w/r$ )이 10% 상승할 경우 자본-노동 결합비율( $K/L$ )이 3.15~6.33% 높아지는 데 그친 것으로 나타났다. 즉 임금탄력성과 대체탄력성은 그리 크지 않다는 것이다. 반면, 산출량이 10% 증가하면 노동수요가 12~13% 증가하여 탄력적인 것으로 나타났다. 즉 우리나라 기업들의 고용에 관한 의사결정은 가격 변수보다는 산출 변수에 더 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다.

제3장에서는 우리나라 기업들이 수요충격에 대해 임금조정보다는 고용조정으로 대응해 나가고 있다는 점을 확인하였다. 그리고 이렇게 임금이 경직적(rigid)으로 나타나는 이유는 주로 부의 수요충격 시 임금이 하방으로 경직적(downward rigidity)이기 때문이다. 그러나, 노동조합이 있는 기업은 비노조기업에 비해서는 고용보다는 임금을 조정수단으로 활용하는 것으로 나타났다.

한편, 이러한 기업들의 대응 과정이 정(+의 수요충격과 부(-)의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 검토한 결과, 임금조정은 정과 부의 수요충격 시 비대칭(asymmetric)이지만, 고용조정은 정과 부의 수요충격에 대해 대체로 대칭적으로 나타났다. 또한, 임금조정은 매출

액 변동률에 비선형으로 나타나는 반면 고용조정은 선형으로 나타난다. 정의 수요충격 시 임금은 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때는 반응을 하지 않다가 강도가 높아짐에 따라 상향조정의 폭도 점차 증가한다. 이러한 사실들은, 우리나라의 기업들이 임금조정에서는 경직적이지만 고용조정에서 매우 유연하다는 점을 보여주는 것으로 판단된다. 한편, 근로시간의 조정은 수요충격과는 대체로 무관한 것으로 나타났지만, 매출액의 감소와 같은 부의 충격 시에 근로시간은 유의하게 줄어드는 경향이 나타났다.

제4장에서는 기술진보가 전반적으로 진행되고 있는 가운데, 상품의 소득탄력성의 정도에 따라 고용효과가 결정되는 것을 확인하였다. 즉 농림어업, 음식료품 등의 경우 기술진보는 이루어졌으나 상품의 소득탄력성이 크지 않아 고용비중이 감소하였고, 상품의 소득탄력성이 큰 IT나 전자산업에서는 고용비중이 증감을 반복하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 기술진보가 (상대적으로) 느리게 이루어지면서 상품의 소득탄력성이 큰 서비스산업에서는 고용비중이 지속적으로 증가하고 있다. 이러한 상품 생산량의 변화를 통제한 후 기술진보만의 효과를 파악하기 위해서 취업계수의 변화를 살펴본 결과 모든 산업에서 노동절약적인 기술진보가 이루어지고 있음을 확인하였다. 또한, 거의 전 산업에서 고학력자의 비중이 증가하고 있고, 기술수준이 높은 산업일수록 학력간 임금격차가 더 큰 것으로 나타났다. 또한, 기술의 숙련 편향성을 알아보기 위해 기술변화와 학력간 임금격차의 관계를 검토해 보았는데, 기술수준이 높은 산업에 취업해 있다고 해서 모두 임금을 더 많이 받는 것은 아니고 최소한 교육연수가 12년이 넘는 근로자의 경우에만 임금을 더 받는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 기술변화도 매우 숙련 편향적임을 보여주는 것이다. 이러한 분석 결과는 앞으로 IT를 포함한 첨단 기술의 발달이 이루어질수록 고학력자의 수요가 더욱 커지고 동시에 학력간 임금격차도 확대될 수 있으며, 저학력 근로자의 실업 가능성이 증가할 수 있다는 점을 시사하는 것으로 평가된다.

제5장에서는 역시 기업의 높은 부채비율(high leverage)은 기업의 고용 성과에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이는 외환위기 이



전이나 이후 거의 동일한 추세로 나타났다. 경기가 좋거나 외형 성장이 지속되는 환경에서는 기업의 높은 부채비율이 투자 및 고용 확대와 선순환구조를 형성할 것이라는 가설도 잘 맞지 않는 것으로 보인다. 한편, 대기업과 중소기업을 구분해서 볼 경우, 차이가 크게 나타나지 않았지만, 상장기업의 경우 높은 부채비율이 초래하는 부정적 효과의 유의도는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 즉, 자본시장에서 자본을 조달할 수 있는 여력이 있는 상장대기업들의 경우, 기업의 부채 포지션이 기업의 영업활동에 미치는 영향이 상대적으로 크지 않은 것으로 나타났다.

제6장에서는 1995~2000년간 동북아 역내무역으로 한국에서는 약 21만 개의 일자리가 증가한 것으로 나타났다. 그러나 이러한 일자리의 증가는 대부분 일본과의 무역확대에 의해 발생했으며, 전기 및 전자기기와 일반기계 부문에 집중되었다. 중국과의 무역에 의해서도 고용이 늘어났으며, 여기에서는 섬유 및 가죽제품, 화학제품의 일자리가 많이 늘어난 것으로 나타났다.

즉 1995~2000년 사이에 동북아 역내국가와의 무역은 자본이동에 따른 탈공업화와 일자리 소멸의 경향을 완화하는 역할을 한 것으로 평가된다. 따라서 실증적 결과를 토대로 할 때, 동북아 역내무역의 활성화가 국내 제조업 고용 공동화를 유발하고 있다는 인과관계를 말하기는 아직 어렵다고 할 수 있다. 더 일반화하면, 한·중·일 교역의 확대와 동북아 경제공동체의 형성은 우리나라의 고용 측면에서도 부정적이지 않은 않다고 할 수 있다.

그러나 이러한 분석은 2000년 이전에 한정되어 있는 분석 결과이고, 최근 들어 중국으로의 자본이동이 증가하고 있고, 한·중·일 교역구조도 크게 변화하고 있어, 제6장의 연구 결과가 향후 제조업 공동화 가능성을 완전히 부정하는 것은 아니다. 제조업의 경쟁력 강화, 비제조업의 고부가가치화가 진행되지 않는 상황에서 제조업의 쇠퇴 현상이 본격화될 경우, 제조업 고용 기반이 축소되면서 새로운 고용 기회는 창출되지 않는 산업 공동화의 가능성은 여전히 열려 있는 것으로 보아야 할 것이다.

제7장에서는 우리나라의 법인세를 1% 인하할 경우 수출부문의 생산

을 확대하여 고용창출효과는 약 0.02%인 것으로 나타났고, 우리나라 노동비용이 1% 인상될 경우 고용은 0.0168% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 법인세의 인하와 노동비용 감축 등 기업체의 비용 감소가 국제경쟁력을 제고시켜 무역수지를 개선시키는 효과가 있을 뿐만 아니라 최종적으로 국내의 총고용도 증가시키는 효과를 갖고 있음을 보여준다. 다만, 이 장의 분석은 법인세 인하에 따른 조세수입 감소 등의 부정적 효과는 고려하지 못했다는 점, 자료가 1995년 자료이기 때문에 1992년 대중국 수교 이후 빠르게 변화한 동북아 무역구조를 고려하지 못했다는 한계를 가지고 있다.

이상의 연구 결과는 노동수요, 특히 고용에 관한 매우 기초적인 실증 연구이지만 경제산업정책이나 노동시장정책에 대해서도 정책적 함의를 가진다고 판단된다.

본 연구의 분석 결과, 우리나라의 노동시장에서는 가격보다는 수량이 큰 역할을 하는 것으로 판단된다. 즉 노동시장의 유연화라는 측면에서, 고용유연성이 임금유연성보다 훨씬 높고, 기업들도 외부환경 변화에 임금보다는 고용으로 대응하는 것으로 나타났다. 이는 정책적으로도 고용유연화보다는 임금유연화에 더 주목하는 것이 필요하다는 함의를 제시한다고 판단된다.

또한 우리나라의 경우, 미국을 비롯한 선진국가들에서 나타난 숙련 편향적 기술변화(skill-biased technological progress)라는 현상이 나타나고 있고, 이는 노동시장의 양극화를 초래할 가능성이 높다는 분석 결과가 제시되었다. 이러한 기술변화의 구조와 특성이 단기적으로는 피할 수 없는 것이라면, 노동시장의 양극화 현상에 대응하기 위한 공공정책의 필요성이 크다는 정책적 함의가 도출될 수 있다.

한편, 동북아 역내무역의 확대는 고용에 대해서 긍정적 효과를 가지는 것으로 나타났다. 물론, 동북아 국가간 자본이동이 고용에 미치는 부정적 효과에 관한 가설은 검증하지 못했지만, 궁극적으로 동북아 경제협력 및 동북아 경제공동체의 형성은 거시적으로 볼 때 반드시 부정적이지만은 않을 것으로 판단된다.

기업의 재무 건전성을 유지하도록 하는 자본시장 개혁정책은 고용에

부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 고용의 문제 때문에 기업의 재무 건전성 유지를 위한 제도적 개혁을 늦출 필요는 없는 것으로 판단된다.

그러나 이상으로 요약한 연구 결과와 정책적 함의가 반드시 확정적인 것만은 아니다. 본 연구에서 제시한 가설들을 엄밀하고 강건하게(robust) 검증하기에는 자료의 제약과 그에 따른 분석 방법의 한계가 있다. 특정 분야에 관한 자료가 부족하였을 뿐만 아니라, 자료의 대상 기간이 최근까지 포괄하지 못하는 경우도 많았다.

또한 노동수요 구조와 관련해서 본 연구에서 다루지 못한 주제도 적지 않다. 경기변동에 따른 노동수요의 동태적 변동이랄지, 노동조합이나 독점 여부와 같은 제도적인 변수의 효과, 기업의 생성 및 확장 등 기업의 라이프사이클에 따른 노동수요의 변화 등 매우 중요하고 다양한 연구 주제들이 다 포괄되지 못하였다. 이러한 한계와 문제 의식들은 추후의 연구에 더 반영되어 우리나라의 노동수요 구조를 심층적으로 이해하고 그에 기초하여 정확한 정책적 함의가 도출되기를 바란다.

□□□□□□□□□□□□□□□□□□

## 참고문헌

- 강석훈·홍동표(1999), □□정보기술발전에 따른 고용구조변화□□, 정보통신 정책연구원.
- 강승호(2004), 『한국·일본·대만의 산업공동화 비교』, □□동향과 전망□□, 60호. 한국사회과학연구소.
- 김중수(1987), 『고용흡수력 및 인력수요 결정요인에 대한 분석』, □□한국 개발연구□□ 9, 봄, pp.43~67.
- 김진수·박형수·안종석(2003), □□주요국의 법인세제 변화 추이와 우리나라 법인세제의 개편방향 - 법인세율을 중심으로□□, 한국조세연구원
- 김현구·오정훈(2003), 『정보통신기술의 발달이 무역과 산업에 미치는 영향』, □□정보화정책□□, 10권 3호, 102~117.
- 김현숙(2004.8), 『기업의 조세부담이 투자 및 고용에 미치는 영향에 대한 실증분석』, □□재정포럼□□, pp.6~30.
- 김치호(1991), 『우리나라 노동시장 모형』, 한국은행, □□조사통계월보□□, 11월, pp.19~47.
- 노동부, □□매월노동통계조사보고서□□, 각호.
- 대만 주계처, □□薪資與生産力年報□□, 각년도.
- 미국 노동통계국, *Monthly Labor Review*, 각호.
- 미국 노동통계국, *International Comparisons of Manufacturing Productivity and Unit Labor Cost Trends 2003*.
- 신현수·이원복(2003) □□한·중·일 제조업 경쟁력의 비교분석과 정책적 시사점□□, 산업연구원.
- 이준엽(2003) 『한·중·일 산업내 무역구조 분석을 통한 동북아 국제분

- 업체계 연구』, □□한국경제연구□□, 6월.
- 이창수(2002) □□FDI 무역의 상호연계성에 관한 연구: 한국의 對中 투자와 일본의 對韓 투자가 무역에 미치는 영향을 중심으로□□, 대외경제정책연구원.
- 이홍배·岡本信廣(2002), □□한·중·일 3국의 산업간 상호의존관계 분석: 국제산업연관 모델에 의한 실증연구□□, 대외경제정책연구원.
- 일본 노동성 □□노동경제백서□□, 각년도.
- 장하준(2003), 『한국 금융위기 이후 기업구조조정에 대한 비판적 평가』, □□한국경제의 분석□□, 한국금융연구원.
- 장현준(1986), 『고용과 생산기술발전의 상관관계 : 한국, 일본, 대만의 비교』, □□한국개발연구□□, 여름호, pp.85~103.
- 전영준(2003), 『CGE 모형을 이용한 법인세의 성장 및 분배효과 분석』, □□경제분석□□, 9권 2호, 한국은행, pp.135~182.
- 정인교 외(2003), □□한·중·일 FTA의 추진당위성과 선행과제□□, 대외경제정책연구원.
- 정진호·이규용·최강식(2004), □□학력간 임금격차의 변화와 요인 분석□□, 한국노동연구원.
- 최강식·정진호(2003), 『한국의 학력간 임금격차 추세 및 요인분해』, □□국제경제연구□□.
- 하병기·오준병(2003), □□한국경제의 탈공업화 현황과 평가□□, 산업연구원.
- 한국은행(2004), □□2000년 고용표로 본 우리나라의 고용구조와 노동연관 효과□□.
- 한국은행(2004), □□산업연관분석 해설□□.
- 허재준·서환주·이영수(2002), 『정보통신기술 투자와 숙련노동 수요변화』, □□경제학연구□□, 50집 4호.
- 허재준(2003), 『노동수요』, 이원덕 편. □□한국의 노동□□, 한국노동연구원, pp.287~303.

Abowd, John M., and Ashenfleter, Orley(1981). "Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs, and Compensating Wage

- Differentials,” in *Studies in Labor Markets*. edited by Sherwin Rosen, Chicago: University of Chicago Press, pp.147~170.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond(1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies* 58 (2), (Apr.) pp.277~297.
- Ball, Laurence, Gregory Mankiw, and David Romer(1988), “The New Keynesian Economics and the Output Inflation Tradeoff,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp.1~65.
- Berman, Eli, Bound, John and Zvi Griliches (1994), “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures,” *Quarterly Journal of Economics*, May.
- Berman, Eli, Bound, John and Stephen Machin(1998), “Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, November.
- Bils, Mark, “Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data,” *Journal of Political Economy* 93 (4), pp.666~689.
- Blanchard, Olivier J., and Fischer, Stanley(1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Blanchflower, D. G., and Millward, N.(1988), “Unionism and Employment Behavior,” *European Economic Review*, pp.717~726.
- Blanchflower, D. G., Millward, N., and Oswald, A.J.(1991), “Unionism and Employment Behavior,” *Economic Journal*, pp.815~834.
- Blanchflower, D. G., and Oswald, A.J.(1990), “The Wage Curve,” *Scandinavian Journal of Economics* 92, pp.215~235.
- \_\_\_\_\_(1994), *The Wage Curve*, Cambridge: MA, MIT Press.
- \_\_\_\_\_(1995), “International Wage Curves,” in R. Freeman and L. Katz, eds., *Differences and Changes in Wage Structures*,

University of Chicago Press.

- Bernal, Raquel and Mauricio Cardenas(2003), "Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976~1996," NBER Working Paper No. 10077, Nov.
- Bond, Stephen and Costas Meghir(1994) "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy", *The Review of Economic Studies* 61 (2), (Apr.), pp.197~222.
- Borjas, George J.(1986), "The Sensitivity of Labor Demand Functions to Choice of Dependent Variable," *The Review of Economics and Statistics*, pp.58~66.
- Borjas, George J.(2003), "The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration of the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, Nov. pp.1335~1374.
- Bound, John and George Johnson(1992), "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations," *American Economic Review*, June.
- Card, David. "The Wage Curve: A Review," *Journal of Economic Literature* 33, pp.785~799.
- Clark, Kim B., and Lawrence H. Summers(1986), "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment," *Journal of Labor Economics*, pp.376~414.
- Delong, J. Bradford, and Lawrence Summers(1988), "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp.433~494.
- Diewert, W. E.(1971), "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy* 79, pp.481~507.
- Earle, J. S.(1989), "Empirical Studies of Labor Market Fluctuations in the Post War United States," Unpublished Dissertation,

Stanford University.

- Fazzari, M. Steven, Glenn R. Hubbard., Bruce C. Petersen., Alan S. Blinder., and James M. Poterba(1988), "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1), pp.141~206.
- Fay, Jon A., and James L. Medoff(1985), "Labor and Output Over the Business Cycle: Some Direct Evidence", *The American Economic Review* 75 (4), (Sep.), pp.638~655.
- Fisher, Stanley(1977), "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy* 85, pp.191~205.
- Freeman, Richard(1977), "Fixed Coefficient and Manpower Requirement Models: A Synthesis," in R. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics* I, Greenwich CT: JAI Press.
- Friedman, Milton(1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review* 58, pp.1~17.
- Griliches, Z.(1994), "Productivity, R&D, and the Data Constraint," *American Economic Review* 84, (March), pp.1~83.
- Groot, W., Mekkelholt, E., and Oosterbeek, H.(1992), "Further Evidence on the Wage Curve," *Economics Letters* 38, pp.355~359.
- Hall, Robert(1970), "Why Is Unemployment So High at Full Employment?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp.369~402.
- \_\_\_\_\_(1972), "Turnover in the Labor Force," *Brookings Papers on Economic Activity* 3, pp.709~756.
- Hamermesh, Daniel S.(1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Harris, John R., and Todaro, Michael P(1970), "Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis,"



- American Economic Review* 60 (1), pp.126~142.
- Holmstrom, Bengt(1983), "Equilibrium Long-term Labor Contracts," *Quarterly Journal of Economics*, Supplement 98, pp.23~54.
- Hoshi, Takeo., Anil Kashyap., and David Scharfstein(1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups", *The Quarterly Journal of Economics* 106 (1), (Feb.), pp.33~60.
- Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy(1992), "Changes in Relative Wages, 1963~1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, February.
- Kazuo, Ogawa(2003), "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 90s", *Institute of Social and Economic Research*, Osaka University, June, p.1.
- Kazuo, Ogawa(2003), "Financial Distress and Employment: The Japanese Case in the 90s", NBER Working Paper No. 966.
- Keynes, John M.(1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan.
- Krugman, P., and R. Lawrence(1996), "Trade, Jobs and Wages", in P. Krugman ed., *Pop Internationalism*, MIT Press.
- Krugman, P.,(1996), "Domestic Distortion and the Deindustrialization Hypothesis", NBER Working Paper 5473, March.
- Kucera, David and William Milberg(2002), "Trade and the Loss of Manufacturing Jobs in the OECD: New Factor Content Calculation for 1978~1995", Geneva: International Institute for Labor Studies of ILO.
- Lang, Larry and Eli Ofek(1995), "Leverage, Investment, and Firm Growth", NBER Working Paper No. 515.
- Liew, C. K., Liew, C. J., and Joonmo Cho(1994), "The Effects of Korean Wage Hikes on Korean Trade Structure with the U.S. and Japan," *Southern Economic Journal* 61 (2), pp.488~509.

- Lindbeck, Assar, and Dennis Snower(1988), "Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach," *American Economic Review* 78, pp.167~88.
- Lilien, David M., and Hall, Robert E.(1986), "Cyclical Fluctuations in the Labor Market." in *Handbook of Labor Economics* 2, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard, pp.1000~1035. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Medoff, J.L.(1979), "Layoffs and Alternatives under Trade Unions in U.S. manufacturing," *American Economic Review*, pp.380~395.
- Miller, H. Merton.,(1991), "Nobel Lectures: Leverage", *The Journal of Finance* 46 (2), (Jun.), pp.479~488.
- Nickell, Stephen and Nicolitsas, D.,(1999), "How Does Financial Pressure Affect Firms?" *European Economic Review* 43 (8), p.1435~1456
- 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*, pp.1~23. New York: W. W. Norton.
- Raisian, J.(1979), "Cyclical Patterns in Weeks and Wages," *Economic Inquiry* 17, pp.475~95.
- Rowthorn, R. and R. Ramaswamy(1997), "Deindustrialization: Causes and Implications," IMF Working Paper.
- Rowthorn, R., and R. Ramaswamy(1998), "Growth, Trade, and Deindustrialization," IMF Working Paper.
- Sachs, J., and H. Schatz(1994), "Trade and Jobs in U.S. Manufacturing," *Brookings Papers in Economic Activity* 1.
- Saeger, S.(1997), "Globalization and Deindustrialization: Myth and Reality in OECD", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133 (4).
- Shapiro, Carl, and Stiglitz, Joseph E.(1984), "Equilibrium

- Unemployment as a Worker Discipline Device,” *American Economic Review* 74 (3), 433~444.
- Sharpe, Steven A.(1994), “Financial Market Imperfections, Firm Leverage, and the Cyclicity of Employment”, *American Economic Review* 84 (4), (September), p.1060~1074
- Shevlin, T.(1990), “Estimating Corporate Marginal Tax Rates with Asymmetric Tax Treatment of Gains and Losses,” *The Journal of the American Taxation Association*, pp.51~67.
- Shin, Donggyun(2000), “Gender and Industry Differences in Employment Cyclicity: Evidence over the Post-War Period.” *Economic Inquiry* 38 (4), pp.641~650.
- Solon, Gary, Barsky, Robert, and Parker, Jonathan(1994), “Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important Is Composition Bias?” *Quarterly Journal of Economics* 109 (1), pp.1~26.
- Stockman, Alan C.(1983), “Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages,” unpublished manuscript.
- Theil, Henri(1971), *Principles of Econometrics*, New York: Wiley.
- Wadhvani, Sushil B.(1987), “The Effects of Inflation and Real Wages on Employment”, *Economica, New Series* 54 (213), (Feb.), pp.21~40.
- Wagner, J.(1994) “German Wage Curves, 1979~1990,” *Economics Letters* 44, pp.307~311.
- Whited, M. Toni.(1992), “Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data”, *The Journal of Finance* 47 (4), (Sep.), pp.1425~1460.
- Wood, A.(1994), *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*, Clarendon Press.
- Wood, A.(1995), “How Trade Hurt Unskilled Workers,” *Journal of Economic Perspectives*, 9 (3) (Summer).