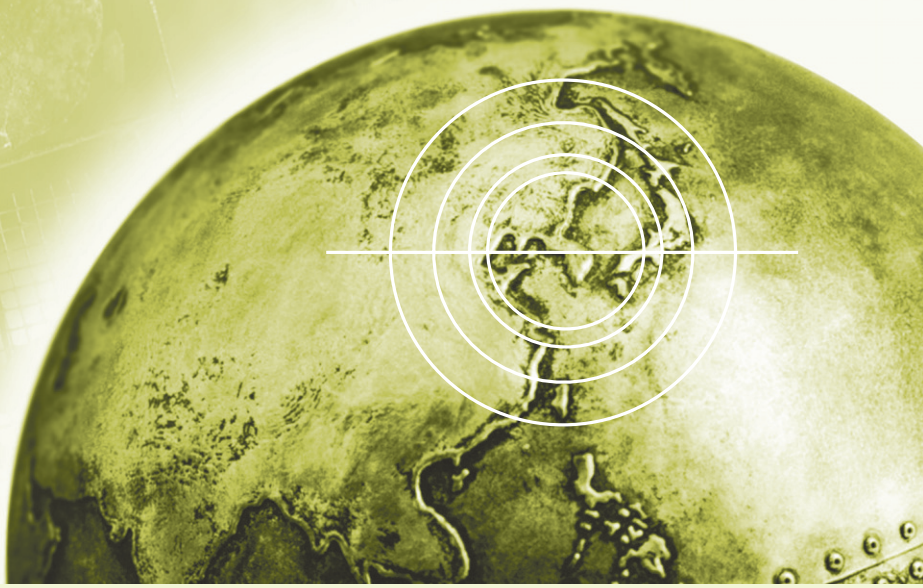
정책자료 05-10



무역자유화가 고용 및 임금 양극화에 미친 영향: 한국 제조업을 중심으로

김우영 · 박순찬 · 이창수

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

무역자유화가 고용 및 임금 양극화에 미친 영향: 한국 제조업을 중심으로

정책자료 05-10

무역자유화가 고용 및 임금 양극화에 미친 영향: 한국 제조업을 중심으로

김우영 · 박순찬 · 이창수

KIEP 대외경제정책연구원

국문요약

정부주도형 경제성장의 한계가 나타나기 시작한 1980년 이후 한국은 이전까지의 보호주의적 무역정책에서 벗어나 무역자유화를 적극적으로 추진하였다. 개방적 무역정책의 수행으로 1980년 69.8%에 불과하던 수입자유화율은 2004년 99.9%로 높아졌고, 평균관세율은 1981년 23.7%에서 2004년 7.2%로 크게 낮아졌다. 또한 최근 한국은 칠레, 싱가포르 등과 FTA를 체결한 데 이어 앞으로 더 많은 국가와도 FTA를 체결할 예정이어서 무역자유화는 더욱 확대될 전망이다.

고도성장기에는 우리나라는 거의 완전고용에 가까운 노동시장을 유지하였기에 무역자유화가 노동시장에 미치는 영향에 대해 큰 관심을 갖지 않았다. 그러나 1997년 외환위기를 거치면서 실업률이 증가하고 노동시장의 불안정성이 확대되면서, 고용과 임금의 양극화를 비롯한 노동 관련 문제가 사회적 주요 이슈로 부상하였다. 본 연구는 1980년 이후 우리나라에서 추진된 무역자유화 정책이 고용과 임금 불평등 및 양극화에 미친 영향을 실증분석함으로써 FTA를 비롯한 무역자유화 정책이 노동시장에 미치는 영향에 대한 정책적 시사점을 찾고 있다.

이를 위해 본 연구는 무역자유화가 고용 및 임금격차에 미치는 영향에 대한 선행연구를 살펴보면서, 무역자유화의 파급효과에 대한 이론적 배경과 더불어 세계 여러 국가를 대상으로 수행된 실증분석을 소개한다. 본 연구는 1988년 이후 우리나라에서 단행된 무역자유화가 고용과 임금 양극화 및 격차에 미친 영향을 계량모형으로 분석하며, 임금격차는 산업내 임금불평등을 나타내는 지니계수와 산업내 학력간 임금격차로 측정하고, 산업별 임금격차에 대한 패널데이터를 구성하여 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)로 분석한다.

우선 무역자유화 변수를 구축하기 위하여 관세율과 수입액에 대한 자료를 이용하였는데 이 자료들은 *Trade and Production 1976-1999*(World Bank)와 OECD STAN Database를 통하여 얻었다. 관세율과 수입액에 대한 자료는 HS 코드로 분류되어 있는 반면, 산업별 고용 및 임금은 한국표준산업으로 분류되어 있어서, 본 연구는 HS 코드를 표준산업분류로 전환하여 산업중분류별(신분류 기준)로 관세율과 수입액 자료를 구축하였다. 고용에 관한 자료는 「광공업통계조사」원자료를 통해 구하였다. 본 연구의 분석기간은 1988년부터 2001년까지이며 제조업 중분류 21개 산업을 분석대상으로 한다. 한편 임금 양극화 및 격차에 대한 분석기간은 1993년부터 2001년으로 한정하였다. 1993년을 전후로 산업분류가 대폭 변경되었고, 임금불평등을 측정하기 위하여 사용한 「임금구조기본통계조사」 원자료가 산업코드 3단위만 제공하고 있어 1993년 이전과 이후를 산업별로 연결하는 것은 불가능하기 때문이다.

무역자유화가 제조업 고용에 미치는 순효과를 파악하기 위해서 Bhalotra(1998)와 Lang(1998)이 사용한 모형을 확장시킨 노동수요함수를 추정하였는데, 그 결과 관세율과 수입비중은 제조업 고용에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 현재임금의 내생성을 통제하지 않았을 경우 관세율이 1% 감소할 때 고용은 약 1.7% 감소하는 것으로 나타났지만, 현재임금 대신 과거임금을 도구변수로 사용하였을 경우 관세율 계수의 유의성은 사라졌다. 이러한 본 연구 결과는 무역자유화가 고용불안을 야기하여 고용과 임금에 부정적 영향을 미칠 것이라는 주장은 그 근거가 충분하지 못하다는 것을 시사한다. 고용에 미치는 여타 요인을 통제하지 않고 무역자유화와 고용의 관계를 분석하면 관세율이 크게 감소한 산업일수록 오히려 고용증가율이 높게 나타났다. 또한 관세율이 낮은 산업일수록 그렇지 않은 산업에 비해 1인당 부가가치와 임금수준이 높은 것으로 나타났는데, 이는 무역자유화와 산업경쟁력이 정(+)의 관계를 가질 수 있음을 암시한다. 1988~2001년 사이 관세율 하락이 우리나라 제조업 고용감소의 주요 원인이라는 증거는 발견할 수 없었다.

아울러 산업별 지니계수를 종속변수로 한 임금격차를 추정한 결과, 제조업 전체를 분석하였을 때 관세율은 임금격차에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 제조업을 경공업과 중공업으로 분리하여 분석하면, 경공업의 고정효과모형에서

관세율이 통계적으로 유의하게 나타났으나 관세율이 1% 포인트 감소할 때 지니계수는 0.006 증가하는 것으로 나타나 그 효과는 그리 크지 않게 추정되었다. 중공업의 경우에는 관세율이 통계적으로 유의하지 않게 나타나서 무역자유화가 임금격차를 초래할 것이라는 주장은 뒷받침되지 않았다. 또한 무역자유화가 학력간 임금격차에 미치는 영향을 분석하였는데, 고정효과모형을 기준으로 할 때 무역자유화가 학력간, 직종간 임금격차를 다소 확대시킨 것으로 추정되었으나 관세율이 1% 포인트 감소할 때 대졸·고졸 임금격차는 0.8% 증가하고, 전문직·비전문직 임금격차는 0.6% 증가하는 것으로 추정되어 그 크기는 작게 나타났다. 따라서 현재의 결과로선 최근 논의되고 있는 숙련간 임금불평등의 주된 원인으로 무역개방을 지적하기는 어렵다고 판단된다.

이러한 연구결과로부터 몇 가지 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, FTA를 비롯한 무역자유화가 고용 및 임금에 미칠 수 있는 부정적 효과를 과대평가할 근거는 희박하다. 둘째, 관세율 수준이 낮은 산업의 임금수준이 더 높다는 것이 확인되었는데, 개방수준이 상대적으로 낮은 비효율적 산업의 임금수준을 개방된 산업의 임금수준으로 높일 수 있는 방안이 마련되어야 한다. 셋째, 그 크기는 작지만 무역자유화가 학력간 임금격차를 심화하는 것으로 나타났고, 향후 무역자유화가 더욱 확대될 것을 고려해볼 때 숙련노동에 대한 수요는 증가할 것으로 예상된다. 학력간 임금격차를 해소하는 방안은 비숙련노동에 대한 일방적 분배정책이 아니라 비숙련노동의 재교육 및 직업훈련 강화 등을 통해 노동의 질적 수준을 제고하는 방향으로 마련되어야 한다.

차 례

국문요약 ····· 5

제1장 서론 ····· 15

제2장 무역자유화와 노동시장에 대한 선행연구 ····· 19

1. 무역자유화정책과 고용 ····· 19
   가. 이론적 배경 ····· 19
   나. 선행 실증연구 ····· 21
2. 무역자유화와 임금 양극화 ····· 26
   가. 이론적 배경 ····· 26
   나. 문헌연구 ····· 28

제3장 한국의 무역자유화와 노동시장의 변화 ····· 36

1. 무역자유화의 진전 ····· 36
2. 노동시장에 대한 기초 분석 ····· 39
   가. 자료 ····· 39
   나. 산업별 개방수준 ····· 41
3. 한국의 고용 ····· 50
4. 한국의 임금격차 ····· 55

제4장 실증분석 ····· 59
1. 무역자유화가 고용에 미친 영향 ····· 59
가. 이론적 모형 ····· 59
나. 계량모형 ····· 61
2. 추정결과 ····· 65
가. 전 산업에 대한 추정결과 ····· 65
나. 부문별 추정결과 ····· 68
3. 무역자유화가 제조업 임금 양극화에 미친 영향 ····· 72
가. 지니계수로 측정한 임금격차 ····· 74
나. 학력간 임금격차 ····· 82

제5장 요약 및 시사점 ····· 96

참고문헌 ····· 102

부 록 ····· 106

Executive Summary ····· 112

표 차례

표 3-1. 한국의 수입자유화율 ·····38
표 3-2. 한국의 외국인투자 자유화율 ·····39
표 3-3. 제조업 중분류 산업의 관세율 변화(1988~2001년) ·····43
표 3-4. 제조업 중분류 산업의 수입비중과 무역의존도의 변화
(1988~2001년) ·····49
표 3-5. 관세율 변화를 기준으로 한 고용 변화율(1988~2001년) ·····51
표 3-6. 수입비중 변화를 기준으로 한 고용 변화율
(1988~2001년) ·····54
표 3-7. 제조업 중분류 산업의 지니계수와 관세율 변화
(1993~2001년) ·····56
표 3-8. 제조업 중분류 산업의 학력간 임금비율과 관세율의 변화
(1993~2001년) ·····58
표 4-1. 변수의 기초 통계량(1988~2001년) ·····64
표 4-2. 고용함수의 추정결과(전 산업 대상, 1988~2001년) ·····66
표 4-3. 부문별 고용함수의 추정결과(1988~2001년) ·····70
표 4-4. 변수의 기초 통계량(1993~2001년) ·····73
표 4-5. 무역자유화가 임금불평등(지니계수)에 미치는 영향 ·····77
표 4-6. 경공업에서의 임금불평등 ·····79
표 4-7. 중공업에서의 임금불평등 ·····81
표 4-8. 학력간 및 직종간 임금격차의 추정(고정효과모형) ·····85

표 4-9. 학력간 및 직종간 임금격차의 추정(임의효과모형) ·····88
표 4-10. 대졸·고졸간 임금격차(고정효과모형) ·····91
표 4-11. 전문직·비전문직간 임금격차(고정효과모형) ·····92

그림 차례

그림 3-1. 1인당 부가가치 증가율과 관세율 감소율 ·····45
그림 3-2. 1인당 임금 증가율과 관세율 감소율 ·····45
그림 3-3. 관세율과 1인당 부가가치(1988년) ·····46
그림 3-4. 관세율과 평균임금(1988년) ·····46
그림 3-5. 관세율과 1인당 부가가치(2001년) ·····47
그림 3-6. 관세율과 평균임금(2001년) ·····47
그림 3-7. 고용 증가율과 관세율 감소율 ·····52
그림 3-8. 관세율 감소율과 지니계수 증가율(1993~97년) ·····57
그림 3-9. 관세율 증가율과 지니계수 증가율(1997~2001년) ·····57

부표 차례

부표 1. 제조업 중분류 산업의 관세율과 임금(1988년, 2001년) ……106
부표 2. 제조업 중분류 산업의 고용과 생산액의 변화(1988~2001년) ……107
부표 3. 다양한 도구변수를 이용한 고용함수의 추정결과
(전 산업 대상, 1988~2001년) ……108
부표 4. 외환위기를 통제한 식 (4-7)의 추정결과(전 산업 대상) ……109
부표 5. 임금함수의 추정(종속변수=로그월정액급여) ……110
부표 6. 대졸·고졸간 임금격차(수입비중을 사용한 경우) ……111

제1장 서론

정부주도형 경제성장의 한계가 나타나기 시작한 1980년 이후 한국은 이전까지의 보호주의적 무역정책에서 벗어나 무역자유화를 적극적으로 추진하였다. 개방적 무역정책의 수행으로 1980년 69.8%에 불과하던 수입자유화율은 2004년 99.9%로 높아졌고, 평균관세율은 1981년 23.7%에서 2004년 7.2%로 크게 낮아졌다. 1980년 이후 개방적 무역정책으로 전환된 배경에는 중화학공업에 대한 과잉투자, 금융부문의 낙후 등 경제의 구조적 문제에 직면하면서 단순조립형 경제구조에서 기술집약적이고 고부가가치를 창출할 수 있는 경제구조로의 전환이 절실했기 때문이다(Choi 2002). 무역자유화 정책으로 전환하면서 교역이 크게 확대되었고 대외무역을 통해 높은 경제성장을 달성하였기 때문에 개방의 긍정적 효과가 컸다고 볼 수 있다. 또한 최근 한국은 칠레, 싱가포르 등과 FTA를 체결한 데 이어 앞으로 더 많은 국가와도 FTA를 체결할 예정이어서 무역자유화는 더욱 확대될 전망이다.

그러나 한편에서는 FTA 등을 통한 시장개방과 무역의 확대에 대하여 우려의 목소리가 높아지고 있다. 1960~80년대의 고도성장기에는 실업률이 2% 수준이었고 거의 완전고용에 가까운 노동시장을 유지하였기 때문에 무역자유화가 노동시장에 미치는 영향은 이슈가 되지 않았고, 주로 한국 기업의 생존 가능성과 경쟁력 향상 등 산업에 논의의 초점이 모아져 있었다. 그러나 1990년대로 들어서면서 제조업부문의 고용이 감소하기 시작하였고 1997년 외환위기를 거치면서 실업률이 증가하고 노동시장의 불안정성이 확대되면서, NGO 그룹과 노동조합을 비롯한 일부 노동계는 세계화와 무역자유화가 과도한 경쟁을 조장, 고용불안을 초래하여 고용과 임금에 부정적 영향을 미칠 것이라고 주장하면서 FTA를 비롯한 무역자유화 정책을 반대하고 있다. 수입증가는 해당 산업의 고용과 임금을 줄이고, 세계화로 후진국 노동자의 근로조건이 악화되며, 선진국과 후진국의 격차가 확대된다는 것이다(Lee 1996; Singh and Zammit 2000).

이에 대해 다른 한편에서는 잠재성장률이 낮아지고 있고 무역의존도가 높은 한국

경제는 해외시장 확보, 경쟁력 제고와 지식기반경제의 확립을 위해 적극적으로 무역자유화를 추진해야 한다는 입장도 있다. 무역자유화를 옹호하는 입장에서는 세계무역의 증가는 생산측면에서 보면 시장을 확대시켜 규모의 경제를 실현할 수 있을 뿐만 아니라, 소비측면에서 보면 다양한 재화를 싼 가격으로 소비할 수 있다는 장점을 들고 있다. 또한 개방된 국가일수록 더 빨리 성장한다는 것은 이미 수많은 실증연구에서 확인되었다는 점을 강조하고 있다.

무역자유화는 고용과 임금에 어떤 영향을 미칠 것인가? FTA를 비롯하여 무역자유화를 적극적으로 추진할 경우 무역자유화 반대론자들이 주장하듯이 일자리가 감소되는가? 아니면 성장잠재력 향상과 무역을 통한 경제성장으로 고용이 늘어나는가? 무역자유화의 무역창출효과, 자원배분의 효율성 제고, 국내외 기업간 경쟁을 촉진하는 경쟁제고효과(pro-competitive effect), 경제성장효과 등에 대해서는 많은 연구가 있었다. 그러나 무역자유화가 생산요소, 특히 노동에 미치는 영향에 대한 국내연구는 거의 이루어지지 않았다. 남상열(2001)을 포함한 몇몇 국내 연구자는 무역개방이 제조업 부문에 미친 영향을 연구하였으나 이 연구는 주로 산업간 무역실적의 차이, 효율성 및 생산성의 변화에 초점을 두고 있으며 임금, 고용, 임금불평등 같은 노동시장의 문제는 거의 다루어지지 않고 있다.

본 연구는 1980년 이후 추진된 무역자유화 정책이 고용과 임금 불평등 및 양극화에 미친 영향을 실증분석하여 FTA를 비롯한 무역자유화 정책이 노동시장에 미치는 영향에 대한 정책적 시사점을 찾는 데 그 목적이 있다. 한·칠레 FTA 비준과정에서 경험하였듯이 FTA 체결에서 국내의견 수렴이 가장 중요한 문제로 부각되고 있고, 한국이 향후 추진할 미국, 중국, 일본 등과의 FTA는 한국 제조업에 큰 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문에 노동계와의 의견수렴은 필수불가결하다. 따라서 무역자유화가 고용 및 임금에 미친 영향에 대한 연구는 학문적으로뿐 아니라 향후 FTA 추진시 국내 의견수렴 과정에서도 매우 중요한 자료로 활용될 것으로 기대된다.

무역자유화가 노동시장에 미치는 영향에 대한 판단의 출발점은 헥샤-올린이론이다. 헥샤-올린이론은 소득분배뿐만 아니라 요소집약도의 차이에 기초하여 고용변화를 예측한다. 그러나 헥샤-올린이론은 기본적으로 2×2×2모형(두 국가, 두 재화, 두

생산요소)이기 때문에 복잡한 현실을 반영하기에는 너무 단순하며 일부 가정을 수정하면 전혀 다른 결론이 도출된다(Milanovic 2005). 그러므로 무역자유화가 노동시장에 미치는 효과는 실증 분석의 문제로 귀결된다.

하지만 경험적인 연구에서도 시장개방이나 세계화가 노동시장에 미치는 영향에 대한 결론은 일정하지 않다. Dollar and Kraay(2001)은 1980년 이후 세계화를 추진한 국가들은 선진국과 다른 개발도상국보다 높은 성장률을 보여왔고, 또한 무역증가로 나타난 성장은 가난한 계층에도 비례적으로 혜택을 주었기 때문에 세계화는 개발도상국의 성장률을 높이고, 빈곤을 줄이는 데 공헌했다고 주장한다. 또한 Sachs and Warner(1995) 등의 연구에서도 무역개방은 성장을 높이고 결과적으로는 그 효과가 저소득층에도 전달되어(trickle-down) 빈곤을 줄이는 데 효과가 있다는 것으로 나타난다.

반면에 Rodriguez and Rodrik(2001)은 세계은행의 보고서와 주류학자들의 연구결과를 비판하고 있는데 우선 무역개방의 지표의 문제점을 지적하고 있다. Barro (2000)를 포함한 몇몇 연구에서는 무역개방지표로 무역의존도나 수입비중을 사용하고 있는데 이 변수들은 내생성의 문제를 가지고 있으며, 관세율이나 다른 개방지표도 시장개방정도를 측정하는 데 완전하지 않다는 것이다. 또한 무역개방은 자본개방, 노동시장유연화 등 다른 정책수단과 같이 움직이는 경우가 많기 때문에 무역자유화의 독립적인 효과를 추정하기는 쉽지 않다는 점을 지적한다.

본 연구는 이러한 기존의 선행연구를 재정리하면서 1980년대 말부터 한국에서 진행된 무역자유화 및 시장개방이 고용, 임금 양극화 등 노동시장에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 이를 위해 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 무역자유화가 고용 및 임금격차에 미치는 영향에 대한 선행연구를 살펴본다. 무역자유화의 파급효과에 대한 이론적 배경과 더불어 세계 여러 국가를 대상으로 수행된 실증분석을 요약한다. 제3장에서는 실증분석에 앞서 우리나라 무역정책, 고용 및 임금의 변화를 개괄적으로 살펴본다. 엄밀한 실증분석에 앞서 관세와 고용과 임금격차와의 관계를 기본통계를 이용하여 분석한다. 산업별 관세수준 및 변화 정도에 따라 산업경쟁력을 분석하여 경쟁력이 높은 산업과 그렇지 못한 산업의 보호수준을 파악한

다. 제4장은 1988년 이후 우리나라에서 단행된 무역자유화가 고용과 임금 양극화 및 격차에 미친 영향을 보다 정치한 계량모형으로 분석한다. 또한 임금격차는 산업내 임금불평등을 나타내는 지니계수와 산업내 학력간 임금격차로 측정하며, 산업별 임금격차에 대한 패널데이터를 구성하여 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)로 분석한다. 제5장은 본 연구의 결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

제2장 무역자유화와 노동시장에 대한 선행연구

1. 무역자유화정책과 고용

가. 이론적 배경

무역자유화정책은 관세, 쿼터, 비관세장벽 등의 축소나 철폐로 귀결되며 이러한 자유화정책이 고용에 미치는 영향은 이론적으로 다양한 경로를 통해서 나타날 수 있다. 무역이 노동시장에 미치는 영향을 파악할 수 있는 근대적 이론의 기초는 헥샤-올린(Heckscher-Ohlin)이론에서 찾을 수 있다. 헥샤-올린이론은 각국의 상대적 생산요소 부존량에 의해 무역패턴과 생산요소의 가격이 결정되며, 이에 기초하여 스톨퍼-사무엘슨(Stolper-Samuelson)은 무역이 생산요소간의 소득분배에 미치는 영향을 예측하고 있다. 또한 Johnson and Stafford(1999)는 개방경제하에서 노동시장의 균형이 어떻게 결정되는지를 설명함으로써 주로 폐쇄경제를 중심으로 한 기존의 노동경제학 이론들을 확장하였다.

세계가 북반구(선진국)와 남반구(개도국)로 구분되어 있고 북반구는 숙련노동이 상대적으로 풍부하고, 남반구는 비숙련노동이 숙련노동보다 더 풍부하다고 가정하자. 헥샤-올린이론에 따르면 북반구는 숙련노동이 풍부한 숙련노동집약적인 재화를 수출하고, 남반구는 비숙련노동집약적인 재화를 수출하게 된다. 이러한 상태에서 무역자유화가 이루어지면 북반구에서는 숙련노동집약적 산업의 생산이 증가하고, 비숙련노동집약적 산업의 생산은 감소하게 되며, 전자는 상대적으로 노동절약적인 산업이므로 북반구의 총고용은 감소하게 된다. 반대로 남반구에서는 숙련노동집약적 산업의 생산은 감소하고, 비숙련노동집약적 산업의 생산은 증가하여 총고용이 증가하게 된다(Ghose 2000).[1)]

---

1) Ghose(2000)는 비숙련 재화에 대한 수요감소로 전 세계 제조업 고용은 감소할 가능성이

Hoon(2000)은 리카르도 모형에 효율임금가설을 접목시켜 무역자유화가 고용과 임금에 미치는 영향을 이론적으로 또 실증적으로 분석하고 있다. Hoon(2000)에 따르면 시장이 개방되면 근로자의 실질생산임금이 증가하게 되고 이전보다 더 많은 소비가 가능하게 된다. 따라서 시장이 개방되면 근로자는 직업을 유지하려는 동기가 더 증가하게 되는데, 이는 기업이 고용을 유지하기 위해서 지급해야 하는 효율임금이 감소한다는 것을 의미한다. 결과적으로 기업이 더 적은 임금을 주어도 근로자는 일자리를 유지하려 하기 때문에 고용은 증가하게 된다. 즉 무역자유화로 인해 시장이 개방된 후에 근로자가 직장을 유지하려는 동기가 강해짐으로써 근로자의 이직과 태만을 막기 위해서 기업이 지급해야만 하는 임금이 적어지고 따라서 균형실업률과 균형임금이 낮아지게 된다는 것이다. Hoon(2000)은 싱가포르의 경우 무역자유화가 고용을 늘리고, 임금상승을 막는 데 중요한 제도적 수단으로 사용되어왔다고 주장하고 있다.

Coe, Helpman and Hoffmaister(1997)는 무역을 통해서 선진국으로부터 R&D 파급효과를 누릴 수 있고, 무역대상국으로부터 생산기술, 제품디자인, 경영기술 등에 대한 정보를 얻을 수 있어 궁극적으로 경제발전과 고용창출에 도움이 된다는 지적하고 있다. 또한 Krugman(1994)은 보호주의 정책이 지속되면 세계경제의 효율성이 낮아지고, 무역이 축소됨으로써 특화 이익을 누리지 못할 뿐만 아니라, 시장규모가 축소되어 규모의 경제를 실현하지 못하기 때문에 보호주의국가는 일반적으로 자유무역국가보다 비생산적이며 소득수준이 낮다고 지적하고 있다.

경쟁력이 약한 부문에 높은 관세나 쿼터 등의 보호무역조치가 적용되어 왔다면 무역자유화로 인해 이 부문들의 고용이 감소될 수 있으나, 무역자유화가 시장을 확대하고, 규모의 경제를 실현하며, 선진기술을 배우는 기회를 제공하고, 국내시장의 시장실패를 해소하여 결과적으로 고용을 증가시키는 긍정적인 측면이 존재한다. 따라서 경제 전체적으로 볼 때 고용의 증감 여부는 명확한 결론을 도출하기 어렵다. Winters, McCulloch and McKay(2004)는 지금까지의 많은 실증연구를 종합하여 볼 때 무역자유화가 고용과 임금에 미친 영향은 그리 크지 않다고 지적하고 있다.

높다고 지적하고 있다.

리카르도이론 및 헥샤-올린이론의 가정은 현실을 너무 단순화시키고 있기 때문에 거기에서 파생되는 예측도 현실과 맞지 않을 가능성이 높다는 제기도 많다. 다수 재화나 다수 생산요소를 가정할 때(Johnson and Stafford 1999), 시장개방 후 선진국이 준숙련노동집약적 산업을 개도국에 이전할 때(Feenstra and Hanson 1996), 소비자의 선호가 숙련에 따라 달라질 때(Glazer and Ranjan 2003)에는 무역자유화가 고용과 임금에 미치는 영향에 대한 헥샤-올린이론의 예측은 현실과 많이 다를 수 있다. 결국 무역자유화가 노동시장에 미치는 효과는 국가에 따라, 시대에 따라, 제도적 상황에 따라 달라질 수 있기 때문에 무역자유화가 고용, 임금격차 및 양극화에 미치는 영향에 대한 최종 판단은 해당 국가에 대한 실증분석의 문제로 귀결된다.

나. 선행 실증연구

무역자유화 또는 무역제한조치의 철폐가 고용에 미치는 효과에 대한 실증적 연구는 이미 활발히 전개되었다.[2] 다만 외환위기 이전까지 거의 완전고용을 유지하였던 우리나라의 경우에 무역자유화와 노동시장에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 여기서 무역자유화와 고용과의 관계에 대한 모든 연구결과를 소개하는 것은 불가능하며 최근 연구결과를 중심으로 국가별로 정리한다.

1) 뉴질랜드

Lang(1998)은 1980년대에 있었던 일련의 무역자유화 조치가 뉴질랜드의 고용과 임금에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 1982년, 1986년, 1988년 Syntec 자료와 Quarterly Employment Survey를 사용하여 74개의 제조업을 대상으로 분석하였으며 무역자유화의 변수로 실효 보호율(effective rate of protection)[3]과 근로자 1인

2) 무역자유화를 어떻게 측정할 것인가는 쉬운 문제가 아니며 연구자마다 다르다. 이 점에 대해서는 이후 실증분석부문에서 자세히 다루기로 한다. 여기서는 무역자유화를 시장개방 또는 무역장벽의 철폐 등을 포함하는 포괄적인 개념으로 사용한다.

3) 효과적인 보호율은 라이선스의 가치/부가가치로 계산되며 라이선스의 가치는 라이선스를 경매했을 때의 수입으로 추정하였다.

당 원조액을 고려하였고, 고용변수로는 전일근무자의 수를 사용하였다.

이 연구는 노동수요함수와 노동공급함수를 설정하고 이를 통하여 준축약형 모형(simi-reduced model)을 도출하였는데 고용함수와 임금함수를 추정한 결과 실효 보호율의 변화가 고용에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 한편 실효 보호율이 임금에 미치는 영향은 10% 수준에서 통계적으로 유의하여 보호무역정책이 임금을 높이는 것으로 나타났다. 그러나 실효 보호율이 20% 포인트 증가해야 임금이 1% 증가하는 것으로 추정되어 그 효과는 아주 작은 것으로 분석하고 있다. 결국 Lang(1998)은 뉴질랜드의 국내시장보호정책이 고용증대에는 거의 영향을 미치지 못했으며, 임금은 약간 증가시켰으나 그 크기는 매우 작았다고 지적하고 있다.

그러나 Lang(1988)의 이러한 결과는 축약형 모형에 기초하고 있으며 노동공급함수의 설정이 일반적이지 않다는 단점을 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 무역자유화가 자원배분의 효율성을 높이는 데 있어 중요한 정책수단이 되며, 낮은 임금보다는 오히려 높은 임금의 산업을 보조하는 것이 유의미한 정책이 될 수 있다는 이 연구의 결과는 시사하는 바가 크다.

2) 멕시코

멕시코의 무역자유화가 고용에 미치는 영향에 관한 연구들은 상대적으로 많은데 Revenga(1995)는 1984~90년 사이의 2,354개의 기업패널자료를 사용하여 관세인하로[4] 인해 고용이 2~3% 줄었으나 임금은 증가했다고 보고하고 있다. 임금이 증가한 이유로 경쟁에 노출된 산업의 노동생산성이 증가하였거나 이 산업들에서 숙련노동의 고용이 증가하였을 가능성을 제시하고 있다. 실제로 숙련노동의 임금과 고용이 비숙련노동에 비하여 관세인하에 대해 좀더 반응이 큰 것으로 나타나고 있다.

하지만 멕시코를 대상으로 한 또 다른 Revenga(1997)의 연구에서는 무역자유화로 인해 해당 산업의 제품수요는 줄었지만 고용은 큰 영향을 받지 않았고, 실질임금은 오히려 약 3~4% 감소했다는 결과를 제시하고 있다. 무역자유화가 고용에 유의미

4) 관세는 기업별이 아니라 산업별 단위(3단위)로 계산되었고 기업자료와 결합되어 추정에 사용되었다.

한 영향을 미치지 못한 원인으로 생산요소시장의 불완전성, 즉 높은 노조조직률을 지적하고 있다.

Feliciano(2001)는 1986~90년 사이 멕시코의 무역자유화가 산업별 전일제 근로자 수에 미치는 영향을 분석하였다. 멕시코의 산업을 무역부문과 비무역부문으로 구분하고 1986~90년 사이 고용변화를 살펴보았는데, 무역부문의 고용은 4.3% 증가한 데 비하여 비무역부문의 고용은 7.6% 증가한 것을 발견하였다. 그러나 무역부문을 다시 높은 개방산업, 중간 개방산업, 낮은 개방산업으로 구분하면, 높은 개방산업에서는 고용이 8.2% 증가하고, 낮은 개방산업에서는 고용이 0.3% 감소한 것으로 나타나 무역개방으로 오히려 고용이 증가하였다는 결과를 보여주고 있다. 무역자유화조치가 제조업 고용에 미치는 순수한 효과를 알기 위하여 Feliciano(2001) 역시 Lang(1988)과 유사한 축약형 고용함수를 추정하였는데, 관세율, 라이선스, 수입침투도, 생산자가격 중 어느 변수도 고용에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이에 따라 Feliciano(2001)는 멕시코의 무역자유화조치가 고용에 유의미한 영향을 미치지 못했다고 결론을 내리고 있다.[5)]

3) 모로코

Currie and Harrison(1997)은 1980년대 후반에 수입에 대한 물량 규제를 철폐하고 최고관세를 165%에서 45%로 대폭 인하한 모로코를 대상으로 무역자유화가 고용 및 임금이 미치는 효과를 살펴보았다. 산업별 패널이 아니라 기업별 패널을 구축함으로써 좀더 많은 기업정보를 가지고 무역자유화의 효과를 파악하였는데 기업특성이 무역자유화의 효과를 파악하는 데 매우 중요한 역할을 한다고 주장한다.

관세축소와 쿼터폐지는 모로코 기업의 평균적인 고용에는 영향을 미치지 못한 것으로 나타났으나 수출기업과 무역자유화의 영향을 가장 많이 받은 기업집단의 고용은 줄어든 것으로 나타났다. 관세축소의 영향을 가장 많이 받은 섬유, 음료, 의류 산

5) Feliciano(2001)는 무역자유화가 산업임금격차에 미치는 영향도 분석하였는데 관세하락은 임금에 영향을 미치지 못하였지만, 수입허가 감소는 해당 산업에 속한 근로자의 상대임금을 약 2% 낮춘 것으로 추정하고 있다.

업에서는 고용이 3.5% 감소한 것으로 나타났고, 수출기업들의 경우 고용이 6% 감소한 것으로 나타났다. 특히 수출기업의 고용이 감소한 것은 예상과 다른 결과이다. 공기업에서는 다른 양상이 보였는데 공기업에서는 저임금 임시직의 고용이 증가하여 전체 고용은 오히려 증가한 것으로 나타났다. 이는 공기업이 민간부문에서 방출된 실업자들을 흡수하는 사회안전망으로서의 기능을 수행한 것이라 볼 수 있다. 공기업의 경우 관세율이 10% 감소할 때 평균임금이 2.6% 하락하는 것으로 나타났는데 그 원인은 물론 저임금 임시직 고용이 증가하여 평균을 낮추었기 때문이다.

하지만 Currie and Harrison(1997)은 모로코 제조업의 상당 부분이 무역자유화의 영향권 밖에 있었다는 것을 지적하고 있다. 그 이유로 노동이동의 제약이 존재해서라기보다는, 불완전경쟁으로 인하여 모로코 기업들은 상당한 마진을 누리고 있었는데, 무역규제조치가 철폐되었을 때 기업들은 고용과 임금을 조정하기보다는 마진을 줄이고, 근로자의 생산성을 높이는 방식으로 대응했을 가능성을 제시하고 있다.

4) 미국

무역자유화와 수입경쟁(import competition)이 노동시장에 미친 효과를 분석한 대표적인 초기 연구로 Grossman(1986, 1987)을 들 수 있다. 1984년 미국의 철강산업은 수입개방으로 인하여 심각한 손해를 보고 있다고 주장하면서 수입조치에서 면제해달라고 청원했다. Grossman(1986)은 이러한 미국 철강산업의 청원이 타당성을 가졌는지를 분석하였는데 그의 연구에 따르면 1976~83년에 나타난 미국 철강산업의 고용감소는 수입개방에 기인했다고 볼 수 없다는 것이다. 또한 Grossman(1987)은 1969~79년 사이 미국의 9개 제조업을 대상으로 수입자유화의 효과를 분석하였는데 임금은 수입자유도에 크게 민감하지 않은 것으로 나타났으나, 고용은 특정산업에서 아주 크게 반응하는 것으로 나타났다. 그는 임금의 낮은 탄력성과 고용의 높은 탄력성을 미국내 부문간 노동이동이 높기 때문으로 해석하고 있다.

Freeman and Katz(1991)는 수입규모와 고용 사이에는 상관관계가 높다는 것을 발견하였으나 수입규모와 임금의 사이에는 통계적으로 유의하지만 상관관계가 크지 않다는 것을 발견하였다. Branson and Love(1986)는 수입경쟁지표로 실질환율을

사용하고 있는데 그들은 달러의 평가절상(appreciation)이 고용에 상당한 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

Revenga(1992)는 이전의 대부분 연구가 수입경쟁과 고용, 수입경쟁과 임금의 상관관계가 크지 않다는 것을 보여주지만 이는 방법론의 문제일 수도 있다고 지적한다. Revenga는 수입경쟁을 측정하기 위해서 산업별 생산자가격과 교역국가의 비중을 이용한 산업별 환율을 이용하고 있는데 고용과 임금함수를 추정한 결과 1980년과 1985년 사이에 나타난 미국달러의 평가절상으로 고용이 4.5~7.5%, 임금은 1~2% 감소되었다고 보고하고 있다. 이는 기존의 연구에서 얻어진 무역자유화의 영향보다 상당히 큰 효과를 보여주는 것이다.

이상의 결과를 요약하면 무역자유화가 고용에 미치는 영향은 나라마다 다르며 또 연구자와 방법론에 따라 달리 나타나는 것을 알 수 있다. 일부 연구에서는 무역자유화가 고용에 긍정적인 혹은 부정적인 영향을 미친 것으로 나타나지만 그런 경우에도 그 효과는 크지 않으며, 대부분의 연구에서는 무역자유화 조치가 고용에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 지금까지의 연구결과를 볼 때 무역자유화가 고용에 미친 영향은 그리 크지 않다고 정리될 수 있다. 그러나 이 분야에 대한 연구는 계속되고 있으며 최근 세계화의 범위와 강도가 강해지면서 점점 더 많은 연구가 진행되고 있다. 또한 무역자유화의 효과에 대한 연구들이 몇몇 나라에 국한되어 있다는 점도 한계로 지적될 수 있다. 무역자유화의 고용효과를 판단하기 위해서는 앞으로 좀더 많은 나라의 경험과 그에 따른 연구들이 이루어져야 한다.

이상의 선행 연구결과에서 우리나라에서 진행된 무역자유화가 고용에 미치는 영향을 사전에 예단하기는 쉽지 않다. 무역자유화가 고용에 미치는 영향은 나라마다 다르며 또 연구자와 방법론에 따라 다르게 나타나기 때문이다. 다만 선행연구는 무역자유화가 고용에 미치는 영향이 그다지 크지 않다고 공통적으로 지적하고 있다는 점에 비추어볼 때 우리나라의 무역자유화도 고용에 심대한 영향을 미쳤지 않았을 것으로 짐작할 수 있다.

2. 무역자유화와 임금 양극화

가. 이론적 배경

전형적인 헥샤-올린(Heckscher-Ohlin)이론은 무역이 소득분배에 미치는 영향에 대해 비교적 명확하게 예측하고 있다. 선진국의 경우 무역자유화로 인해 비숙련노동을 집약적으로 사용하는 제조업이 후진국으로 이동하게 되고, 이에 따라 숙련노동에 대한 수요는 늘어나고, 비숙련노동에 대한 수요는 줄어들게 된다. 그러므로 선진국의 경우 무역자유화로 인해 숙련-비숙련 노동의 임금격차가 확대되고 근로자간 임금이 양극화되는 경향이 나타난다. 후진국의 경우는 반대양상이 나타나는데, 무역자유화가 진척되면 비교우위가 있는 비숙련 집약적인 생산이 증가하여 비숙련노동에 대한 수요를 증가하고, 숙련노동에 대한 수요가 감소됨에 따라 근로자간 임금불평등은 줄어들게 된다. 따라서 무역자유화로 인하여 후진국 비숙련노동의 근로조건이 더 악화되어 소득불평등이 확대된다는 주장은 적어도 헥샤-올린이론에는 맞지 않는다고 할 수 있다.

하지만 현실에서는 헥샤-올린이론의 예측이 맞지 않는 경우도 많이 발생하는데, 후진국이 비숙련노동이 아니라 자원집약적일 경우 무역증가로 자원소유자의 소득은 높아지지만 비숙련노동의 소득은 높아지지 않을 수 있으며, 개도국에 잉여노동과 이중노동시장이 존재할 경우에도 무역확대로 이 국가들의 소득불평등이 감소되지 않을 수도 있다. Ghose(2000)에 따르면 개도국의 비교우위는 낮은 임금을 기반으로 하는 비정규부문에 있기 때문에 무역이 확대되면 수출이 증가하여 비정규부문의 고용이 증가할 수는 있지만 이 부문의 주축인 비숙련노동의 잉여가 많은 관계로 임금이 상승하지 않을 수 있다는 것이다. 즉 Ghose(2000)는 시장개방으로 후진국 비숙련노동의 고용은 증가할 수 있지만 소득격차를 줄이는 데는 한계가 존재한다고 지적한다.

한편 Winters, McCulloch and McKay(2004)도 개도국에 이중노동시장이 존재하고 있음을 주목하고 있다. 무역자유화가 정규부문의 재화가격을 낮추고 그 결과로 노동이 정규부문에서 비정규부문으로 이동하게 된다면 비정규부문에 crowding-out

효과가 생겨 비정규부문 근로자의 임금은 오히려 감소하게 됨으로써 임금불평등과 빈곤이 심화될 수 있다고 지적하고 있다.[6] 이러한 이론적 가능성에도 불구하고 여러 국가의 무역자유화 경험을 살펴볼 때 무역자유화로 인하여 소득불평등, 특히 빈곤이 심화되었다고 결론을 내리기는 어렵다고 주장하고 있다. 나아가 그들은 무역자유화가 빈곤을 해결하는 가장 강력한 수단은 아닐지라도 가장 손쉽고, 비용이 적게 드는 정책이라고 지적하고 있다.

Aghion(1998)은 한국의 경우 경제성장은 소득불평등의 개선과 함께 이루어졌다고 지적하고 있다. 지난 30년간 한국의 생산은 5배, 필리핀의 생산은 2배 정도 증가하였는데 소득격차는 오히려 한국이 필리핀보다 더 낮아졌다고 말하면서 성장과 불평등이 반드시 상충관계(trade-off)에 있는 것은 아니라고 주장한다. 한국경제의 성장이 주로 시장개방과 무역확대를 통하여 달성되었다는 것을 감안한다면 과거 한국의 경험은 무역자유화와 소득격차에 대한 좋은 연구과제가 될 것이다. 하지만 이 분야에 대한 연구는 거의 없었는데 그 원인은 적어도 외환위기 이전까지는 한국에서 소득 및 임금불평등은 큰 문제가 되지 않았기 때문이다.

그러나 1997년 말 외환위기 이후 우리나라의 소득격차는 확대되고 있다. 소득불평등이 증가한 원인을 규명하는 연구는 일부 진행되었는데 박성준(2000)은 외환위기 이후 기술에 대한 수요가 상대적으로 증가하여 소득격차가 심화되었다고 주장하고 있으며, 유경준(2003)은 우리나라의 사회보장제도 지출이 OECD 국가들에 비하여 상대적으로 부족하며 이것이 소득격차를 해소하는 데 한계로 작용할 수 있음을 지적하고 있다. 반면에 서재환・허재준・전병유・이영재(2004)의 연구에서는 정보통신기술의 확산이 직능간 임금격차를 확대하는 역할을 한 것으로 나타나고 있다.

소득불평등에 대한 외국연구는 크게 두 부류로 구분된다고 볼 수 있는데 그 중 한 분야는 우리나라에서 일부 진행되어온 기술발전, 특히 숙련편향적인(skill biased) 기술발전에 초점을 두며, 다른 한 분야는 무역자유화를 통한 시장개방의 영향에 초점

6) 정규부문의 재화가격이 하락하면 이 부문의 근로자 임금도 하락하게 되며, 비정규부문의 근로자 임금도 crowding-out 효과로 감소하기 때문에 경제 전체의 평균임금도 감소하게 된다.

을 두고 있다. 우리나라의 기존 연구들은 후자의 가능성을 제기하고는 있지만 이에 대한 실증분석결과는 제시되지 않고 있다.[7] 본 연구는 제조업부문의 무역자유화가 이 부문의 임금불평등에 어떤 영향을 주었는지를 실증적으로 검토하여 소득불평등과 관련된 기존의 연구결과를 확장한다.

최근 우리 사회에서 나타나고 있는 심각한 문제 중 하나는 '노동시장의 양극화'이다. 외환위기 이후 소득계층간 임금격차가 확대되고 있으며, 학력간 임금격차, 직종간 임금격차, 기업규모간 임금격차도 증가하고 있고, 특히 정규직·비정규직 사이의 높은 임금격차는 사회적 갈등으로 대두되고 있다. 한편 이러한 상황 속에서 한국·칠레 FTA가 체결되었고, 앞으로 일본, 미국, 캐나다, ASEAN 나라들과도 FTA를 체결하는 문제가 지속적으로 거론되고 있다. 만약 FTA를 체결한 후 임금불평등이 증가할 것으로 예상된다면 가뜩이나 노동시장이 양극화되고 있는 우리나라 현실에서 아무 조건이나 대비책 없이 FTA를 받아들이기는 어려울 것이다. 따라서 무역자유화가 임금불평등에 미치는 영향에 대한 본 연구의 결과는 우리나라 임금불평등의 결정요소에서 무역자유화의 중요성을 파악한다는 측면에서뿐 아니라, 앞으로 관세감축 및 FTA를 체결하는 데 있어 임금불평등 측면에서 고려되어야 할 사항을 판단하기 위한 정책자료로 활용될 수 있다.

나. 문헌연구

1) 멕시코

멕시코는 1987~93년 사이에 30%의 임금상승을 경험하였으나 동시에 학력간, 경력간 소득불평등의 증가도 경험하였다. Cragg and Epelbaum(1996)은 이러한 소득불평등의 증가를 여러 요인으로 구분하여 살펴보았는데 산업특수적인 임금프리미엄의 변화보다는 직업특수적인 임금프리미엄의 변화가 소득불평등의 약 50%을 설명하고 있음을 발견하였다. 또한 멕시코가 점점 숙련노동집약적인 고용구조로 변하고 있

7) 박성준(2000)은 외환위기 이후 소득불평등의 증가원인으로 기술발전 이외에 무역증가의 가능성을 언급하고 있다.

으며, 특히 비무역부문보다는 무역부문에서 이러한 경향이 심화되는 것을 발견하였다. 결과적으로 Cragg and Epelbaum(1996)은 시장개방이 비숙련노동에 대한 노동수요를 줄여 멕시코의 소득격차를 확대하는 데 어느 정도 기여했다고 지적한다.

Feenstra and Hanson(1997)은 1980년대 멕시코의 임금불평등이 증가한 것은 해외직접투자(FDI)의 증가와 관련이 있다고 주장한다. 이 연구는 지역간 외국자본의 투자자료를 이용하여 해외직접투자가 총임금 중 숙련노동의 임금이 차지하는 비중에 미치는 영향을 살펴보았는데 그 결과 해외직접투자와 숙련노동에 대한 수요 사이에 정(+)의 상관관계(positive correlation)가 있다는 것을 발견하였다. Feenstra and Hanson(1997)은 회귀분석을 통하여 해외직접투자가 집중되어 있는 일부 지역에서 숙련노동이 전체 임금에서 차지하는 비중이 증가한 원인의 50% 이상을 해외직접투자의 증가로 설명할 수 있다는 증거를 제시하고 있다.

또한 Hanson and Harrison(1999)은 1980년대 관찰된 멕시코의 숙련·비숙련의 소득격차 확대가 1985년에 있었던 무역개혁조치와 어느 정도 상관관계가 있었는지를 연구하였다. 그들은 1980년대 멕시코내 2,354개의 제조업사업체와 산업센서스 자료를 분석한 결과, 1985년 무역개혁조치가 비숙련노동에게 상대적으로 불리하게 작용하였음을 발견했다. Hanson and Harrison(1999)은 시장개방으로 인하여 비숙련노동집약적인 산업의 재화가격은 하락하였고, 반대로 숙련노동집약적인 산업의 재화가격은 상승하여 이 두 근로자 집단간의 임금격차는 확대되었다고 주장하고 있다.

Hanson(1997, 1998)은 멕시코 지역들의 제조업 자료를 이용하여 무역자유화 이전과 이후 지역간 임금격차와 고용에 대해서 살펴보았는데 산업이 집중되어 있는 지역에서 멀리 떨어질수록 임금이 감소하는 것을 발견하였고, 미국·멕시코 국경의 무역자유화지역에서 시장개방 이후에 고용은 증가하고 임금격차는 상당히 축소된 것을 발견하였다. 결과적으로 이 연구에 따르면 무역자유화가 경제의 분권화를 가져와 지역간 임금격차를 줄이는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 바탕으로 이 연구는 임금격차를 축소시킨다는 측면에서 보면 관세인하나 쿼터의 철폐보다 무역자유화지역의 지정이 더 효과적이라고 지적하고 있다.

Harrison and Hanson(1999)은 1984년부터 1990년 사이의 멕시코 제조업 사업

장을 대상으로 관세와 수입허가의 효과를 살펴보았는데 사무직과 생산직 근로자의 평균임금의 비율과 산업의 관세율, 산업의 수입허가 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 존재하지 않음을 발견하였다. 즉 그들의 연구결과는 멕시코의 무역자유화조치는 사무직・생산직간 소득격차의 확대나 축소에 큰 영향을 주지 않았다는 것을 보여주고 있다.

2) 칠레

칠레는 1970년대 초반 사회주의 정권이 출범한 이후 높은 실업률, 심각한 재정적자, 초인플레이션(hyper-inflation)을 겪었고, 1973년 군사정권이 들어서면서 민영화, 세제개혁, 재정지출 축소, 관세 및 무역장벽 철폐 등의 많은 개혁을 시도하였다. 하지만 이러한 과정에서 1970~80년대 동안 소득불평등이 확대되었는데 1970년에 지니계수가 0.434였던 것이 1990년에 이르러 0.535로 상승하였다.

Beyer, Rojas and Vergara(1999)는 칠레의 임금불평등과 무역자유화의 관계를 실증적으로 분석하였다. 공적분(cointegration)을 이용하여 숙련근로자의 임금프리미엄과 재화가격, 생산요소의 양, 시장개방도 사이의 장기적인 관계를 추정하였는데, 그 결과 시장개방도(무역의존도)가 증가할수록 숙련・비숙련 노동의 임금격차가 확대된다는 것을 발견하였다. 또한 시작개방이 숙련・비숙련 노동의 임금격차를 확대시킨 원인 중 하나로 무역자유화 이후 경제의 생산구조가 숙련노동에 보다 유리하게 변화하였을 가능성을 제시하고 있다.

3) 콜롬비아

Attanasio, Goldberg and Pavcnik(2003)은 1980년대와 1990년대에 걸쳐 있었던 콜롬비아의 관세인하가 임금분포에 어떤 영향을 미쳤는지를 연구하였다. 그들은 임금분포에 영향을 미치는 세 가지 요인(① 대학교육의 수익률 변화, ② 산업간 임금격차, ③ 비정규부문 확대)을 지적하였는데 각각의 요인은 무역자유화가 관련이 있음을 주장하고 있다. 이 연구는 무역자유화로 인하여 대외경쟁이 심화되고 숙련노동의 수익률이 높아졌고, 관세가 크게 감축된 산업일수록 산업간 임금프리미엄이 줄

었으며, 시장개방이 많이 된 부문일수록 비정규화되는 경향이 높다고 지적하고 있다. 그럼에도 불구하고 이 연구는 이 요인들이 1980~90년대에 관찰된 임금불평등 증가를 설명하는 데 충분하지 않으며 따라서 관세인하를 포함한 콜롬비아의 무역자유화 조치가 임금분포에 미친 영향은 크지 않다고 결론을 내리고 있다.

Goldberg and Pavcnik(2005)은 콜롬비아의 무역자유화가 임금불평등에 미치는 효과보다는 도시빈곤에 미치는 영향에 초점을 두고 있다. 이 연구는 1984년과 1995년 사이 콜롬비아의 도시빈곤이 감소하였는데 이러한 현상이 무역자유화조치와 관련이 있는지를 살펴보고 있다. 회귀분석을 실시한 결과, 단순통계에서 나타나는 것과는 달리 무역자유화가 도시근로자의 소득을 증진시켜 빈곤을 줄였다는 증거를 발견하지 못하고 있다. 일부 회귀분석에서 무역자유화가 빈곤을 축소한 것으로 나타난 경우에도 그 효과는 매우 작았으며, 어떤 경우에는 오히려 무역자유화가 빈곤을 확대시킨 것으로 나타나고 있다. 따라서 Goldberg and Pavcnik은 콜롬비아의 무역개혁이 빈곤을 줄이는 데 큰 영향을 주지 못했다고 정리하고 있으나 무역자유화로 인해 재화가격이 하락하여 빈곤층의 복지를 늘였을 가능성은 배제하지 않고 있다.[8)]

4) 미국

1980년대 미국은 평균실질임금은 정체되어 있는데 고학력・저학력, 숙련・비숙련간의 임금격차는 확대되는 것을 경험하였다. 또한 이러한 현상은 고학력자의 공급이 증가한 상태에서 나타나고 있어 그 원인에 대하여 더욱 더 관심을 갖게 되었다. 임금불평등의 증가에 대한 많은 연구가 있어왔는데 일부 연구는 그 원인을 무역확대에서 찾고 있으며, 다른 연구들은 기술변화, 이민, 외주하청(outsourcing) 등에서 찾고 있다.

Murphy and Welch(1991)는 1980년대 달러화의 평가절상으로 무역적자가 심화되었고, 그 결과 미국의 제조업 고용은 줄어들었는데 고용감소가 상대적으로 비숙련

8) Goldberg and Pavcnik(2005)이 사용한 방법론은 부분균형모형이다. 따라서 일반균형에서 나타날 수 있는 효과, 즉 무역자유화로 인해 재화가격이 하락하여 빈곤층의 복지가 증가하는 효과는 분석에서 고려하고 있지 않다.

노동에 크게 나타났기 때문에 고학력・저학력간의 임금격차가 확대된 것으로 보고 있다. 또한 그들은 이러한 교육, 경력간의 임금격차의 확대가 주로 산업내에서 나타나고 있음도 밝히고 있다.

Borjas and Ramey(1995)는 대외경쟁의 심화가 1980년대 미국 숙련노동의 수익률을 높이는 데 중요한 요인으로 작용하였는지를 산업집중도가 높은 산업을 대상으로 실증적으로 검증하고 있다. 이 연구는 집중된 산업에서의 수입확대가 경쟁적인 산업에서의 수입확대보다 임금구조에 더 큰 영향을 미친다고 주장하고 있다. 집중된 산업에서의 수입(import)은 기업이 누리고 있던 렌트를 저학력 근로자로부터 외국기업으로 이전시키며 결과적으로 저학력 근로자의 상대적 임금을 낮추게 만든다는 것이다. Borjas and Ramey는 미국내 집중도가 높은 몇몇 산업(예를 들면 자동차산업)에서의 수입경쟁이 이 산업들내 임금격차를 확대시켰고 이 산업들에서의 임금구조 변화가 미국 전체 임금불평등 변화의 약 10%를 설명할 수 있다는 것을 보여주고 있다. 결국 1980년대 무역확대, 특히 수입증가가 미국 임금근로자들의 소득격차가 심화된 부분적인 원인으로 지적되고 있다.

이와는 달리 1980년대 미국에서 임금격차가 확대된 결정적인 원인으로 숙련편향적인 기술변화에서 찾는 연구도 상당수 존재한다. Bound and Johnson(1992)은 미국의 1980년대 임금구조의 변화원인으로 네 가지의 가능성을 제시하고 있다. 첫째 1980년대 무역적자의 증가에 따른 제조업 고용의 감소와 결과적으로 고학력자와 여성에 대한 노동수요가 증가했을 가능성(Murphy and Welch 1991), 둘째 제조업의 고용감소와 노조조직률 감소 때문에 일부 산업에서 생산직 남성의 임금프리미엄이 손실했을 가능성(Bluestone and Harrison 1988), 셋째 컴퓨터의 확산에 의해서 발생한 기술의 변화(Mincer 1991), 넷째 대졸자의 인구증가 감소와 경제활동계층의 감소(Murphy and Welch 1989) 등이다. Bound and Johnson(1992)은 고학력・저학력간의 상대임금의 변화를 ① 산업임금의 변화, ② 노동공급의 변화, ③ 제품수요의 변화, ④ 기술변화(산업특수적 기술+그룹특수적 기술), ⑤ 설명이 불가능한 요인 등으로 분해하여 각각의 가설을 검증하였는데, 그 결과 미국의 1980년대 교육에 따른 상대임금의 증가는 숙련노동편향적인 기술발전(skill-biased technological development)과 보이지 않

는 노동의 질 변화에 기인한 것으로 결론을 내리고 있다. 그들은 또한 고학력자를 원하는 노동수요가 지속됨으로써 앞으로도 고학력자·저학력자의 상대적 임금은 계속 증가할 것으로 전망하고 있다.

1980년대에 관찰된 미국의 학력간, 숙련간 임금불평등의 원인을 숙련노동편향적인 기술발전으로 보는 연구들은 Bound and Johnson(1992) 외에도 다수가 있다. Autor, Katz, and Krueger(1998)는 숙련편향적인 기술발전의 측정수단으로 컴퓨터 이용을 채택하여 1940~96년 사이의 교육간 임금격차를 분석하였는데 미국 산업내에서 지속적으로 숙련 업그레이드에 대한 수요가 증가하고 있음을 발견하였고 이러한 숙련 업그레이드에 대한 수요가 컴퓨터 집약적인 산업에서 더 크게 증가해왔음을 밝히고 있다.

Davis and Haltiwanger(1991)는 미국의 LRD(Longitudinal Research Datafile)에 포함되어 있는 약 30만 개의 제조업 사업체에 대한 정보를 분석한 결과 숙련편향적인 기술발전이 미국에서 임금불평등이 확대된 주요 원인임을 재확인하고 있다. 또한 그들은 숙련편향적인 기술발전이 숙련간 임금격차뿐 아니라 기업규모간 임금격차, 생산직 노동을 기피하는 생산구조로의 전환, 기업규모간 노동시간과 고용의 변화 등 미국에서 관찰되는 다양한 현상을 설명할 수 있음을 지적하고 있다. 이외에도 미국 임금불평등의 주요 원인으로 숙련편향적인 기술변화를 제시하고 있는 연구에는 Berman, Bound and Grilliches(1994), Mincer(1992), Lawrence and Slaughter (1993) 등이 포함된다.

Freensta and Hanson(1996)은 미국의 숙련·저숙련 임금격차가 확산된 주요 원인을 수입경쟁(import competition)에 대응하는 과정에서 기업이 저숙련 집약적인 생산활동을 해외로 아웃소싱(outsourcing)하기 때문으로 보고 있다. 이들은 1972~90년 사이 제조업의 산업별 자료를 분석한 결과 1980년대 미국의 제조업에서 발생한 숙련·비숙련간 임금격차의 약 31~51%를 기업의 아웃소싱이 설명할 수 있다는 것을 보여주고 있다. Freensta and Hanson(1996)의 발견은 무역심화가 미국의 1980년대 임금불평등의 직접적인 원인은 아니지만 간접적인 원인이 될 수 있음을 보여주는 것으로 해석될 수 있을 것이다.

무역자유화와 소득불평등에 대한 연구는 특정 국가를 대상으로 한 연구 외에도 상당수 존재한다. Barro(2000)는 약 100개국의 패널자료를 이용하여 소득불평등과 성장률, 투자율, 교육수준, 시장개방도[9] 등 다양한 지표와의 관계를 살펴보았는데 시장개방도가 소득불평등을 높인다는 분석결과를 제시하고 있다. 특히 소득이 낮은 국가일수록 개방도가 높으면 소득불평등이 심해져서 헥샤-올린(Heckscher-Ohlin)이론의 예측과 달리 나타나고 있음을 지적하고 있다. 하지만 해당 국가 고유의 비관찰적인 특성을 통제한 고정효과모형의 추정에서는 시장개방지수의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있어 Barro(2000)의 연구결과를 통하여 무역자유화가 소득격차의 확대를 초래한다고 평가하기는 어렵다.

Dollar and Kraay(2001)는 1980년대에 무역자유화조치를 취하고 관세를 대폭 인하시킨 개발도상국을 대상으로 성장률과 소득불평등, 빈곤을 연구하였다. Dollar and Kraay는 세계화에 동참한 개발도상국들은 폐쇄적인 개발도상국뿐 아니라 선진국에 비하여도 높은 성장률을 경험하였고 그 결과 이 국가들과 선진국간의 소득격차는 축소되었다고 말하고 있다. 또한 이 국가들의 무역증가율과 저소득층의 소득변화 사이에 어떤 특정한 관계가 존재하지 않기 때문에 무역이 저소득층에 불리하게 작용했다고 볼 수 없다고 주장한다. 결과적으로 Dollar and Kraay(2001)는 세계화에 동참한 개발도상국들의 평균소득이 증가하였으며, 저소득층의 소득도 비례적으로 증가하였기 때문에 무역이 빈곤을 줄이는 데도 기여했다고 주장한다.

Milanovic and Squire(2005)는 1980~2000년 사이의 150개국을 대상으로 관세율 감소가 임금불평등에 미친 영향을 분석하였다. 그들이 측정한 임금불평등은 직업간 임금격차와 산업간 임금격차인데 관세율 감소로 저소득국가의 직업간 임금격차(교육에 대한 수익률)와 산업간 임금격차가 확대되었고, 고소득국가의 경우는 오히려 임금격차가 축소되었다는 증거를 발견했다.

Wade(2003)는 세계화로 소득불평등이 축소되고, 빈곤비율이 낮아졌다는 신고전학파의 결론에 대하여 의문을 제기한다. 그는 기존의 방법론은 빈곤인구를 과소하게

9) Barro는 시장개방도의 지표로 인구와 지역규모를 고려한 무역의존도[(수출+수입)/GDP]를 사용하고 있다.

추정하고, 빈곤비율을 측정함에 있어 빈곤선을 너무 낮게 정하는 편의가 있다고 지적하고 따라서 실제로는 과거 수십 년 사이에 빈곤율이 증가했다고 주장하고 있다.

지금까지의 연구결과들을 종합해보면 무역자유화가 임금격차 및 소득불평등에 미치는 효과는 나라마다 시기마다 다르게 나타날 뿐 아니라 세계의 많은 국가를 대상으로 한 연구에서도 그 결과가 서로 상반되는 경우도 나타나고 있음을 알 수 있다. 결국 무역자유화가 소득불평등에 미치는 효과를 일반화하는 것은 어려우며 각국이 처해 있는 상황과 발전경험에 따라 달라진다고 볼 수 있다. 우리나라의 경우 무역자유화가 임금격차를 초래했는지에 대해서는 4장에서 분석한다.

제3장 한국의 무역자유화와 노동시장의 변화

지금까지 무역자유화가 고용, 임금 양극화 및 격차 등 노동시장에 미치는 영향에 대한 이론과 세계 여러 국가를 대상으로 실증분석한 선행연구를 살펴보았다. 헥샤-올린이론에 따르면 각 국가의 요소부존량에 따라 비교우위가 결정되기 때문에 노동절약적인 숙련노동의 부존량이 많은 선진국에서는 무역자유화로 총고용이 감소할 가능성이 있으나, 비숙련노동이 풍부한 개도국의 경우 무역자유화로 고용이 증가할 수 있다. 헥샤-올린이론은 매우 제한된 가정을 전제로 하는데, 이러한 가정을 완화하면 전혀 다른 결과가 도출될 수 있어서 이론적으로 무역자유화가 노동시장에 미치는 영향을 일반화하기는 매우 어렵다. 세계 각국을 대상으로 실증분석한 선행연구의 결과를 보면, 연구방법과 대상국가 및 시기에 따라 상이한 결과가 도출되어 명확한 결론을 내리기 어려운 실정이다. 따라서 앞선 단락에서 무역자유화가 고용 및 임금격차에 미친 영향은 결국 해당 국가에 대한 실증분석을 통해 확인할 수밖에 없다는 점을 확인하였다. 본 장에서는 한국 제조업의 무역자유화가 노동시장에서의 고용과 임금격차에 미친 영향을 본격적으로 실증분석하기에 앞서 1980년 이후 진전된 한국의 무역자유화 현황, 고용 및 임금격차의 변화를 개괄적으로 살펴본다.

1. 무역자유화의 진전

우리나라의 무역정책은 시기별로 1980년 이전까지 보호주의적 무역정책, 1980년대 이후에는 무역자유화의 개시 및 확대, 2000년 이후는 FTA를 활용한 적극적 개방 추진으로 구분할 수 있다. 1960년대 무역정책은 수출드라이브정책과 수입대체산업의 육성을 특징으로 한다. 1961년 수출장려보조금제도를 시행하여 국내업체의 수출경쟁력을 지원하였으며, 수출을 촉진하고 수입을 억제하기 위해 수출입 링크제를 통해 수출실적을 수입에 결부하였다. 1960년대 중반 GATT가 직접지원방식을 지양

할 것을 요청함에 따라 수출장려보조금제도는 폐지되고 간접적인 금융지원방식으로 전환되었다. 또한 한국은 1967년 GATT에 가입하면서 비로소 개방정책이 시도되었는데, 수입을 허용하던 포지티브(positive) 방식에서 수입을 예외적으로 금지하는 네거티브(negative) 방식으로 전환하였다. 이러한 네거티브 방식으로 전환함으로써 개방화에 큰 진전을 이루기도 하였으나, 1967년 신관세법을 제정하여 종합수입억제책을 강구하여 개방화에 역행하는 정책도 시행된 적도 있다.

수출진흥정책의 시행으로 1960년대 급속한 경제성장을 달성하면서 1970년대 초 한국은 중화학공업을 전략적으로 육성하기 시작하였다. 그러나 1974년 1차 석유파동을 겪으면서 세계경제가 침체에 빠지고 세계적으로 보호무역주의가 확산되면서 정부주도형 공업화 전략은 상당한 장애에 부딪히게 되었다. 원유, 원목 등 주요 원자재를 안정적으로 확보하기 위해 주요 원자재 수입에 대해 금융지원 및 관세율을 인하하는 한편, 국산원자재 사용을 촉진하기 위해 수입원자재와 국산원자재에 대해 차별적인 금융지원을 시행하고 수출용 원자재 수입에 대한 관세감면을 사전감면제도에서 사후환급제도로 전환하였다.

1979년부터 1981년까지 한국경제는 침체에 빠지면서 정부주도형 경제성장의 한계를 나타내기 시작했다. 금융부문의 낙후, 중소기업의 미발달, 중화학공업에 대한 과도한 투자 등 경제의 구조적인 문제에 직면하면서 정부는 수입자유화를 통해 경제적 비용을 줄이고 국내시장에서 기업간 경쟁을 촉진하는 방향으로 무역정책을 전환하였다. Choi(2002)는 1980년대 들어 한국의 통상정책이 무역개방정책으로 변화된 배경으로 단순조립형 경제구조에서 기술집약적이고 고부가가치를 창출할 수 있는 경제구조로의 전환이 절실했다는 점을 지적하고 있다. 또한 소비자의 후생증진을 도모하고 외국의 개방압력에 능동적으로 대처하고자 하는 것도 수입개방의 주요 목적으로 평가할 수 있다(강인수 외 2003).

특히 1986년 국제수지가 흑자로 전환되면서 수입자유화정책은 가속화되었는데, 1991년 수입자유화율[10]은 97.2%에 달하였다. 그러나 수입자유화정책은 국내산업의

10) 수입자유화율은 전체 품목 수에서 수입자동승인품목 수의 비율을 가리키며, 2004년 현재 우리나라는 항공기 등 HS 10단위 기준으로 116개 품목을 수입제한하고 있다.

수용능력을 고려하여 산업별로 차별적으로 적용되었다. 수출이 유망하고 성장을 위한 전략적인 산업에 대해서는 일정 기간 보호 후 개방을 추진하였으며, 개방 후에도 수입감시, 수입선다변화, 탄력관세 등 보완대책을 활용하였다(강인수 외 2003).

표 3-1. 한국의 수입자유화율

(단위: %)

	1980년	1987년	1991년	1995년	1997년	2004년
수입자유화율	69.8	93.6	97.2	98.9	99.9	99.9

주: 1980년의 수입자유화율은 제조업품목의 수입자유화율을 나타냄.
자료: 남종현(2000); 남상렬(2001); 산업자원부.

1990년대 들어 한국의 무역자유화는 지속적으로 추진되었는데, 1995년 수입자동승인품목이 전체 품목 수의 약 99%에 달하였고, 관세율도 지속적으로 인하되었다. 관세의 경우 한국은 산업구조의 고도화를 달성하기 위한 내적 필요성에 의해 자발적으로 관세를 크게 인하하였다. 또한 UR 협상을 거치면서 관세율의 급격한 인하는 없었으나, 양허범위가 확대되고 양허관세율도 낮아졌다.

1990년대 한국 무역정책의 특징은 외국인직접투자에 대한 각종 규제의 완화이다. 외국인직접투자에 대한 개방조치는 1984년 외국인직접투자 허용업종을 명시했던 기존의 포지티브(positive) 시스템에서 네거티브(negative) 시스템의 도입으로 시작되었는데, 1990년 수출의무 등 각종 이행의무가 철폐되었고 1992년에는 원칙적으로 신고제도로 전환되었다. 그 이후 외국인 직접투자에 대한 자유화가 지속적으로 추진되어 1993년 외국인투자 개방 5개년 계획이 수립되었고 1994년 개방업종 수가 크게 확대되었다.

외환위기를 겪으면서 한국정부는 종전의 규제 및 관리 대상으로서의 외국인직접투자정책에서 촉진 및 지원 대상으로 정책기조를 전환하면서 1998년 외국인투자제도의 개편을 단행하였다. 개방업종을 더욱 확대하는 한편, 주식취득 제한 및 토지취득을 자유화하였다. 2003년 현재 TV, 라디오 등 방송업에 대해서는 아직 미개방상태에 있지만 자유화율은 99.8%에 달한다.

2000년대 한국의 무역자유화는 외환위기 극복과정에서 취해진 일련의 조치로 더욱 가속화되었다. 특히 한·칠레 FTA의 추진 및 발효를 계기로 다자주의 일변도의 무역자유화 정책에서 벗어나 FTA를 통상정책의 주요 수단으로 활용하고 있고, 향후 FTA 추진은 더욱 가속화될 전망이다.

표 3-2. 한국의 외국인투자 자유화율

(단위: %)

	1993년	1994년	1995년	1996년	1997년	1998년	2003년
투자자유화율	84.6	87.2	90.7	95.0	97.4	98.9	99.8

자료: 재경부, 「외국인투자 유치 교육자료」(1998); 산업자원부.

지금까지의 내용을 종합하면 1980년 이후 우리나라의 무역정책은 무역자유화의 확대정책이라고 할 수 있다. 무역자유화는 주로 수입자유화율의 확대, 관세율의 감축 및 외국인직접투자 자유화를 통해 이루어진 것으로 평가할 수 있다.

2. 노동시장에 대한 기초 분석

가. 자료

우리나라 제조업부문의 무역자유화와 고용 및 임금격차의 관계를 살펴보기 위하여 본 연구에서는 다양한 자료를 이용하였다. 우선 무역자유화 변수를 구축하기 위하여 관세율과 수입액에 대한 자료를 이용하였는데 이 자료들은 *Trade and Production 1976-1999*(World Bank)와 OECD STAN Database를 통하여 얻어졌다. 자료에서 문제가 되는 것은 관세율과 수입액에 대한 자료는 HS 코드로 분류되어 있는 반면, 산업별 고용 및 임금은 한국표준산업으로 분류되어 있다는 것이다. 이를 해결하기 위해 본 연구에서는 HS 코드를 표준산업분류로 전환하여 산업중분류별(신분류 기준)로 관세율과 수입액 자료를 구축하였다. 관세율에 대한 자료는 1988년부터 2001년까지이다.

고용에 관한 자료는 『광공업통계조사』 원자료를 통해 구하였다.[11] 「광공업 통계조사」는 종사자가 5인 이상인 사업체를 대상으로 하고 있다. 따라서 본 연구는 상대적으로 아주 영세하지 않은 제조업 사업체의 고용을 대상으로 하고 있다고 말할 수 있다. 5인 이상인 사업체를 대상으로 한다는 점은 제조업부문의 총고용을 알아보는 데는 한계로 작용할 수 있지만, 상대적으로 안정된 일자리의 변화를 알아본다는 점에서는 의미가 있다고 할 수 있다.

고용은 표준산업 중분류별로 구축되었는데 그 이유는 무역 관련 자료가 중분류 이하로는 구축되기 어렵기 때문이다. 우리나라의 표준산업분류는 1993년에 대폭 수정되었는데 1993년 이전의 중분류는 9개 산업이었으나 그 이후 중분류 산업이 23개로 대폭 세분화되었다. 본 연구의 분석기간은 1988년부터 2001년까지이며 따라서 산업분류가 개편된 1993년을 포함하고 있다. 이 문제를 해결하기 위해서 『광공업 통계조사』 원자료에 제공된 산업 5단위 정보를 이용하여 표준산업분류 신분류를 기준으로 1993년 이전의 구분류를 연결시켰다.[12] 다만 담배산업은 너무 사업체 수가 적기 때문에 1997부터 「광공업통계조사」 원자료에 산업코드가 제공되지 않고 있으며, 산업분류 37인 재생산업의 경우 관세율과 수출입에 대한 자료가 없다. 따라서 본 연구에서는 이 두 산업을 제외한 제조업 중분류 21개 산업을 분석대상으로 한다.

「광공업통계조사」에 나타난 고용은 임금근로자뿐 아니라 자영업자와 무급종사자를 포함한다. 대부분의 무역개방화가 고용에 미친 영향에 관한 연구에서 관심을 갖는 것은 임금근로자의 고용이다. 따라서 본 연구에서는 「광공업통계조사」에 나타난 생산 및 사무직 종업원 수를 고용으로 파악한다. 고용 이외에 「광공업통계조사」에서 연간급여액, 사업체의 자산, 생산, 부가가치, 수출 여부, 연구개발투자 여부에 관한

11) 제조업 고용을 표준산업 중분류로 살펴보는 데 사용 가능한 다른 자료는 「사업체기초통계조사」이다. 이 조사는 1인 이상 사업장을 대상으로 하고 있다는 장점이 있으나, 1993년부터 시작하였고 그 전에는 「총사업체통계조사」라는 이름으로 5년에 한번씩 조사되었다는 단점이 있다. 또한 「사업체기초통계조사」에는 임금 등 회귀분석에 필요한 생산 및 자본에 대한 자료가 없다. 따라서 본 연구에서는 「광공업통계조사」를 사용하기로 한다.

12) 이종원・신영수・이규용(2000)은 1993년 전후를 신분류 기준으로 연결하기 위해서는 산업5자리정보가 필요하다고 지적하고 있다. 「광공업통계조사」 원자료는 산업5자리정보를 제공하고 있다 따라서 여기서 구축한 시계열은 비교적 정확하다고 할 수 있다.

정보를 제공하며 이 변수들은 필요시 회귀분석에 사용된다.

한편 임금양극화 및 격차에 대한 분석기간은 1993년부터 2001년으로 한정하였다. 1993년을 전후로 산업분류가 대폭 변경되었고, 임금불평등을 측정하기 위하여 사용한 「임금구조기본통계조사」 원자료가 산업코드 3단위만 제공하고 있어 1993년 이전과 이후를 산업별로 연결하는 것은 불가능하다. 또한 HS 코드를 표준산업으로 전환하는 데서 발생할 수 있는 관세율의 측정오차를 줄이기 위하여 2년 평균관세율을 무역자유화지표로 사용한다. 마지막으로 「임금구조기본통계조사」는 1999년부터 5인 이상 사업장으로 조사가 확대되었으나 이전과의 일관성을 유지하기 위해서 분석은 10인 이상 사업장에 한정한다.

나. 산업별 개방수준

무역개방 정도를 나타내는 지표로는 관세율, 쿼터, 원조실효율(the effective rate of assistance),[13] 수입품의 가격, 수입허가, 무역의존도, 수출비중, 수입비중(혹은 수입침투도) 등이 있으며 이 중 어느 것을 시장개방지표로 정하느냐는 어려운 문제이다. Dollar and Kraay(2001)는 무역개방의 적절한 지표를 찾기가 얼마나 어려운지를 잘 설명하고 있는데 그들에 따르면 관세율은 비관세장벽과 무역량의 변화를 잘 반영하지 못하며, 비관세장벽 적용비율(coverage ratios of non-tariff barriers)은 비관세장벽의 강도를 제대로 반영하지 못하는 문제점이 있다.

우리나라에서 표준산업분류별 쿼터나 비관세장벽에 대한 자료를 구하기는 매우 어렵다. 따라서 본 연구에서는 관세율과 수입비중을 제조업부문의 무역개방지표로 사용하고자 한다.[14] 관세율, 무역의존도, 수출비중, 수입비중 모두 시장개방지표로 사용될 수 있으나 그 의미는 약간씩 다르다. 관세율과 수입비중(수입침투도)은 외국상품의 국내시장 진입 정도를 나타내며 국내산업이 처해 있는 대외경쟁압박의 정도

13) 원조 실효율은 뉴질랜드에 대한 연구에서 Lang(1998)이 사용한 시장개방지표이다.
14) 남상열(2001)의 무역자유화와 제조업부문의 변화에 관한 연구에서도 관세율과 수입·수출 비중 등이 무역개방지표로 사용되고 있다.

를 나타낸다고 말할 수 있다.

무역의존도는 경제의 총체적 개방 정도를 나타내는 지표이다. 무역의존도는 Barro (2000) 등의 연구에서 시장개방이 성장과 소득불평등에 어떤 영향을 미치는지를 살펴볼 때 많이 이용되고 있다. 관세율과 수입비중이 외국상품의 국내침투로 인한 경쟁정도를 나타낸다고 한다면 무역의존도는 외국상품의 국내침투뿐 아니라 자국상품의 외국침투도 동시에 고려하는 것이며, 따라서 한 경제의 총체적인 개방수준을 나타내는 지표라 볼 수 있다. 반면 수출비중은 국내상품의 외국시장 진출 정도를 나타내며 이는 경제의 외부지향적인 성격과 대외경쟁력과 밀접한 관계가 있는 것으로 판단된다. 따라서 수출비중만을 시장개방지표로 사용되는 경우는 매우 드물다.

[표 3-3]은 1988~2001년 기간 주요 연도의 산업별 평균관세율을 나타내고 있다. 우선 이 기간 동안 단순평균관세율이나 가중평균관세율은 모두 꾸준히 감소하고 있음을 알 수 있다. 하지만 이러한 관세율의 감소는 주로 1995년 이전에 이루어졌다. 1989년에 UR 협상이 구체화되었고 그 이후 합의내용들이 이행되기 시작하였는데 관세율의 대폭 인하는 주로 1995년 이전에 이루어진 것으로 나타나고 있다. WTO 출범 이후에는 이미 낮아진 관세율이 더 이상 크게 하락하지 않았으나 최근 2001년에는 다시 관세율이 하락하고 있다.

단순평균관세율이나 가중평균관세율은 1988년 음식료산업과 1995년 가죽·가방·신발 산업을 제외하고는 대체로 유사하게 나타난다. 가중평균관세율은 산업의 수입규모를 고려한다는 장점이 있으나, 실제관세율이 너무 높아서 수입이 거의 이루어지지 않는 경우 가중평균관세율은 0에 가깝게 나타난다는 단점도 존재한다. 따라서 두 지표 중 어느 것이 더 우월하다고 단정할 수 없으며, 다음의 분석에서는 2001년 자료가 사용 가능한 단순평균관세율을 사용하기로 한다.[15)]

[표 3-3]을 보면 관세율은 중공업보다는 경공업이 더 높다는 것을 알 수 있다. 1988과 2001년 사이 두 부문 모두 60% 이상 관세율이 감소하였으나 여전히 그 격차는 해소되지 않고 있다. 1990년대 이후로 한정하여 본다면 우리나라에서 경공업은

15) 남상열(2001)도 무역자유화와 제조업부문의 변화에 관한 연구에서 단순평균관세율을 사용하고 있다.

중공업보다 상대적으로 경쟁력이 약한 산업으로 평가할 수 있다. 이는 생산증가율과 고용증가율을 보면 알 수 있는데 김우영(2004)에 따르면 1991~2002년 사이 경공업 생산은 65% 증가한 반면 중공업 생산은 175% 증가하였고, 경공업 고용은 30% 감소한 반면 중공업 고용은 9% 증가한 것으로 나타나고 있다. 따라서 경공업 관세율이 상대적으로 높다는 것은 우리나라 정부가 경쟁에 취약한 산업을 보호하는 정책을 사용해왔다는 것을 간접적으로 시사한다.

우리나라에서 관세율이 상대적으로 경쟁력이 약한 산업을 보호했는지를 좀더 구체적으로 살펴보기 위해서 관세율의 변화와 1인당 부가가치, 평균임금의 변화를 살펴보았다.[16] [그림 3-1]은 1988~2001년 사이 1인당 부가가치액의 변화율과 관세율의 변화율을, [그림 3-2]는 평균임금의 변화율과 관세율의 변화율을 각각 나타낸다.

표 3-3. 제조업 중분류 산업의 관세율 변화(1988~2001년)

		단순평균					가중평균					단순평균 변화율(%)	
부	문	1988	1992	1995	1999	2001	1988	1992	1995	1999	2001	변화율	순위
15	음식료	35.2	22.3	18.6	17.1	18.7	19.2	20.9	19.0	17.0	-	-46.9	20
17	섬유제품	19.2	11.2	7.8	9.6	8.9	19.3	10.5	7.7	8.9	-	-53.6	18
18	의복 및 모피	18.1	10.9	6.5	8.7	12.3	18.4	11.4	7.1	11.5	-	-32.0	21
19	가죽, 가방, 신발	17.2	10.8	7.1	8.7	8.6	19.7	9.5	18.7	7.7	-	-50.0	19
20	목재 및 나무제품	20.0	10.8	7.6	7.6	6.6	20.0	10.3	6.9	6.9	-	-67.0	7
21	펄프, 종이	15.6	10.5	7.6	7.6	6.7	17.0	9.7	7.1	7.1	-	-57.1	16
22	출판, 인쇄, 기록매체	13.7	6.1	3.9	4.0	3.2	13.7	6.1	3.9	7.1	-	-76.6	2
23	코크스, 석유정제	13.1	8.1	6.7	6.4	5.3	13.5	7.3	6.2	7.1	-	-59.5	12
24	화합물, 화학제품	18.4	10.7	7.8	7.5	7.9	18.5	10.7	7.8	7.1	-	-57.1	15
25	고무, 플라스틱	16.8	10.6	7.8	7.9	7.6	17.2	10.7	7.8	8.2	-	-54.8	17
26	비금속 광물제품	18.7	10.4	7.3	7.3	7.7	20.2	9.8	7.7	7.9	-	-58.8	13

16) 부가가치액과 평균임금에 대한 자료는 광공업조사 원자료에서 구했다.

표 3-3. 계속

		단순평균					가중평균					단순평균 변화율(%)	
부	문	1988	1992	1995	1999	2001	1988	1992	1995	1999	2001	변화율	순위
27	1차금속	16.3	8.7	6.6	6.2	5.3	16.0	8.8	6.7	6.2	-	-67.5	5
28	조립금속	18.8	10.7	7.7	7.6	7.8	18.4	10.7	7.6	7.6	-	-58.5	14
29	기타 기계, 장비	17.8	11.0	7.9	7.2	6.7	18.9	10.7	7.8	7.3	-	-62.4	11
30	사무, 계산, 회계용 기계	18.7	11.0	8.0	7.4	2.1	18.7	11.0	8.0	7.4	-	-88.8	1
31	기타 전기기계, 전기변환장치	19.5	10.9	7.9	7.6	6.8	19.2	10.8	7.9	7.5	-	-65.1	10
32	영상, 음향, 통신장비	17.0	11.5	8.0	7.2	4.3	17.0	11.5	19.2	7.2	-	-74.7	3
33	의료, 정밀, 광학기기, 시계	21.7	11.2	8.0	7.7	6.6	20.3	11.1	8.0	7.7	-	-69.6	4
34	자동차, 트레일러	23.1	13.2	8.7	8.2	8.0	23.1	13.2	8.7	8.2	-	-65.4	9
35	기타 운송장비	12.9	7.4	5.8	5.1	4.2	12.2	4.2	3.7	2.9	-	-67.4	6
36	가구, 기타 제조업	21.9	10.7	7.6	7.4	7.3	23.4	10.7	7.7	7.6	-	-66.7	8
	경공업	30.8	15.9	12.9	13.4	10.0	25.3	15.5	12.1	12.4	-	-67.5	-
	중공업	17.5	10.1	7.3	6.9	5.9	17.7	10.4	7.5	7.2	-	-66.3	-
	제조업	22.3	12.2	9.3	9.3	7.3	19.6	11.0	8.1	7.8	-	-67.3	-

주: 1988~99년의 관세율은 UNCTAD 실행관세율이며, 2001년 관세율은 OECD MFN-Applied 관세율이다. 1988~99년의 가중평균관세율은 산업4자리까지의 수입액을 가중치로 사용하여 계산되었으나, 2001년의 경우는 가중평균관세율을 계산하지 못하였는데 그 이유는 HS 코드를 산업5자리까지 통합하여 수입액을 구하는 것이 거의 불가능해서이다.
담배와 재생산업은 분석대상에서 제외되었는데, 담배산업의 경우 관세율은 같은 기간 동안 40%로 거의 변동이 없었으며, 재생산업은 관세율에 대한 자료가 존재하지 않는다. 경공업은 산업분류 15-22, 25, 36인 산업이며, 중공업은 나머지 산업이다.

[그림 3-1]과 [그림 3-2]를 보면 그 규모는 크지 않지만 1인당 부가가치의 증가율이 큰 산업일수록, 또 평균임금의 증가율이 큰 산업일수록 관세율의 감소가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 즉 관세율은 산업의 생산성과 근로자의 임금수준이 크게 증가한 산업일수록 많이 하락한 것으로 나타나고 있다.

그림 3-1. 1인당 부가가치 증가율과 관세율 감소율

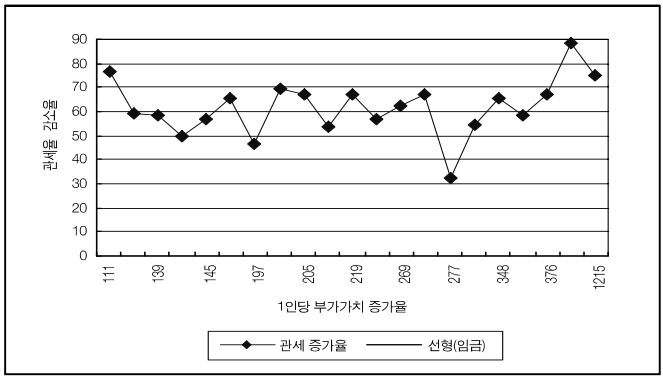
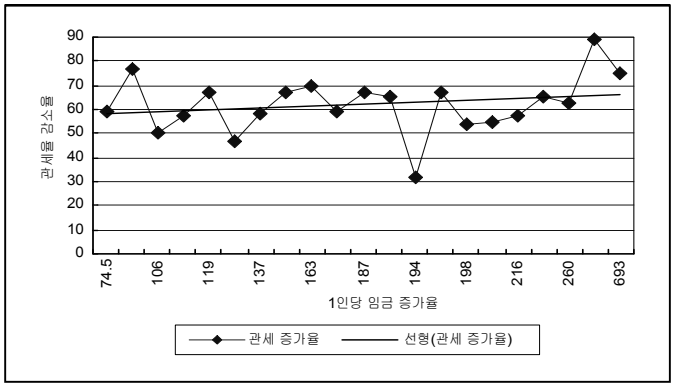


그림 3-2. 1인당 임금증가율과 관세율 감소율



이러한 현상은 한 시점에서의 산업간 관세율의 차이에서 보다 확연히 나타난다. [그림 3-3]과 [그림 3-4]는 1988년에 21개 산업의 관세율과 각 산업의 1인당 부가가치액, 연평균 임금의 관계를 보여주고 있는데 관세율이 높은 산업일수록 1인당 부가가치액과 평균임금이 낮아지는 경향을 보이고 있다. 즉 관세정책은 낮은 생산성과 낮은 임금의 산업을 보호하는 역할을 하고 있는 것으로 보여진다. [그림 3-5]와 [그림 3-6]은 2001년의 상황을 보여주고 있는데 관세율과 1인당 부가가치액, 연평균 임금의 관계는 여전히 변함이 없는 것으로 나타나고 있다.

그림 3-3. 관세율과 1인당 부가가치(1988년)

(단위: 백만 원, %)

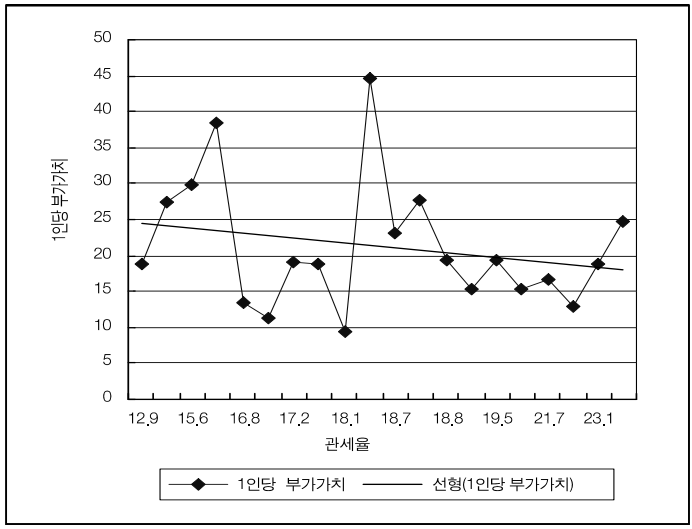


그림 3-4. 관세율과 평균임금(1988년)

(단위: 백만 원, %)

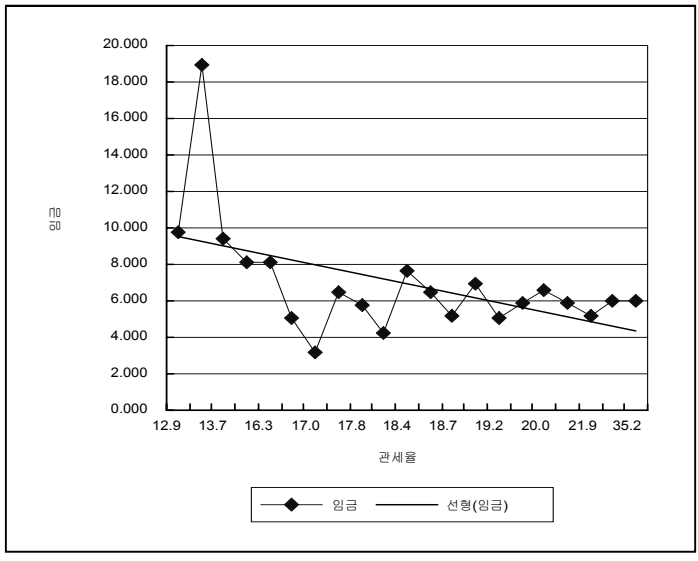


그림 3-5. 관세율과 1인당 부가가치(2001년)

(단위: 백만 원, %)

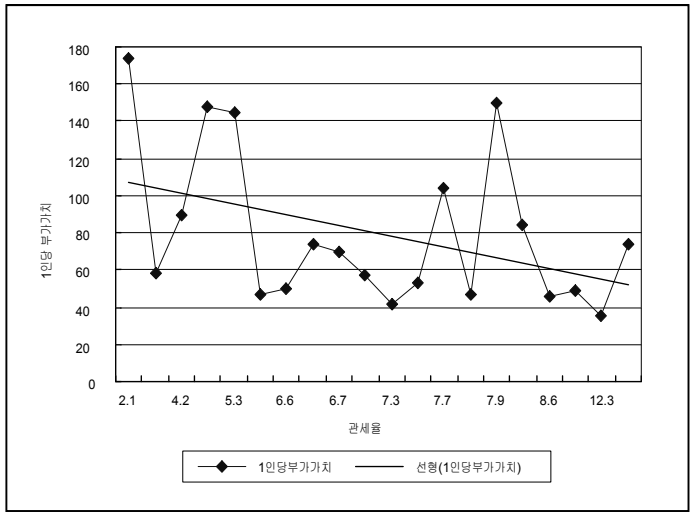
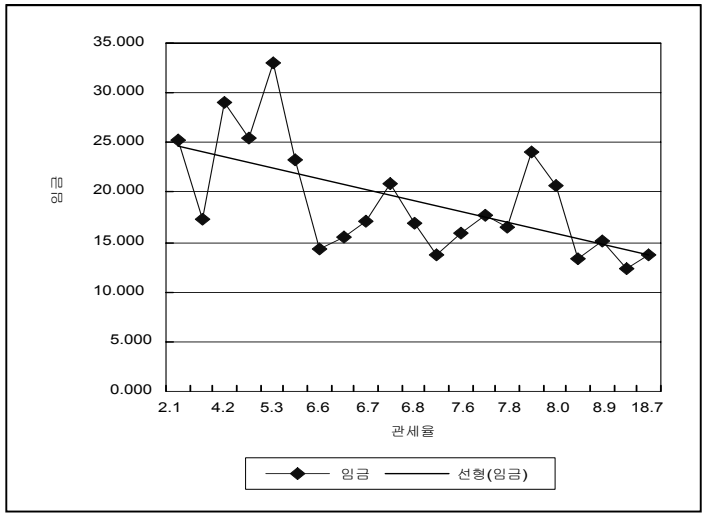


그림 3-6. 관세율과 평균임금(2001년)

(단위: 백만 원, %)



주: 1인당 부가가치액과 평균임금은 광공업 조사 원자료를 이용하여 계산하였음.

무역정책이 생산성이 낮은 또는 임금이 낮은 산업을 보호하는 것은 경제의 효율성보다는 형평성을 중시하는 정책이라고 볼 수 있다. 그 이유는 생산성이 낮은 산업을 보호하는 것은 근로자가 생산성이 높은 산업으로 이동하는 것을 막는 것이며, 자원의 효율적 분배에도 역행하기 때문이다. 무역정책이 낮은 임금의 산업을 보호해온 것은 뉴질랜드의 경우도 동일하게 나타나고 있다. Lang(1998)은 이러한 정책을 비판하고 있는데 자유무역을 통하여 자원배분을 개선해야 하며, 무역정책을 사용한다면 오히려 높은 임금의 산업을 보조하는 것이 자원배분의 효율성을 촉진하는 정책이 될 수 있음을 지적하고 있다.

다음으로 또 다른 무역개방지표인 수입비중과 무역의존도를 살펴보기로 하자. [표 3-4]는 1988~2001년 기간 동안 이 지표들의 변화를 보여주고 있다. 우선 수입비중을 보면 관세 변화율과는 상당히 다른 패턴을 나타내고 있다. 관세율은 1988~2001년 사이 모든 제조업에서 감소해왔으나 수입비중은 그렇지 않게 나타난다. 경공업부문에서는 수입비중이 65.6% 증가한 것으로 나타나지만 중공업부문에서는 수입비중이 오히려 10.3% 감소한 것으로 나타나고 있다.

관세 변화율의 순위와 수입비중 변화율의 순위에서도 상당한 차이를 보이는데 두 순위간 Spearman rank correlation을 추정한 결과 -0.375로 나타나고 있다. 따라서 상관계수가 높지는 않을지라도, 관세율 하락이 큰 산업일수록 수입비중의 증가율은 오히려 낮게 나타난다.[17] 그렇다면 왜 이런 현상이 나타나는가? 그 이유는 수입은 관세율 이외에도 다른 많은 요소에 의해서 영향을 받기 때문이다. 그 중 가장 중요한 것은 재화의 상대가격일 것이다. 관세율이 하락하더라도 국내생산의 경쟁력이 증가하여 국내제품에 대한 수입품의 상대가격이 증가하면 수입은 감소할 수 있다. 이는 관세율 하락에도 불구하고 중공업 산업에서 수입비중이 감소한 것을 통해서 알 수 있다.

17) Dollar and Kraay(2001) 역시 관세 및 비관세 장벽과 실제 무역량 사이에는 상관관계가 매우 약하게 나타나고 있다고 지적하고 있다. Feliciano(2001)의 연구에서도 수입침투도를 관세율에 회귀시킨 결과 관세율의 계수가 -0.0005로 추정되며 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

표 3-4. 제조업 중분류 산업의 수입비중과 무역의존도의 변화(1988~2001년)

		수입비중					변화율(%)		무역의존도				
부 문		1988	1992	1995	1999	2001	변화율	순위	1988	1992	1995	1999	2001
15	음식료	14.4	15.2	15.2	18.7	20.1	39.9	8	25.4	21.9	21.5	27.7	26.7
17	섬유제품	14.6	15.5	17.6	16.6	19.1	30.7	11	55.9	61.6	67.9	75.3	74.9
18	의복 및 모피	1.0	4.3	8.8	9.6	13.2	1,182.5	1	100.1	71.0	33.5	60.3	43.0
19	가죽, 가방, 신발	14.9	7.5	13.6	15.0	21.8	46.9	7	136.9	63.3	62.0	68.2	67.1
20	목재 및 나무제품	19.4	31.9	38.8	34.9	37.7	94.8	4	29.3	36.2	43.2	39.6	41.0
21	펄프, 종이	19.9	19.9	21.2	19.1	19.1	-4.1	12	26.3	26.4	30.4	38.5	36.1
22	출판, 인쇄, 기록매체	7.4	4.4	4.2	4.1	5.5	-25.4	17	12.1	7.0	6.7	7.6	10.2
23	코크스, 석유정제	9.4	18.2	23.0	29.3	35.9	284.0	2	15.6	28.8	34.3	68.8	80.7
24	화합물, 화학제품	44.7	40.8	43.7	34.9	32.2	-28.0	18	63.7	70.1	78.7	72.1	66.6
25	고무, 플라스틱	3.4	3.8	3.5	5.9	6.4	85.7	5	23.6	19.2	14.0	27.6	25.1
26	비금속 광물제품	8.4	8.0	8.3	9.6	11.0	31.6	10	18.8	12.4	11.9	17.1	18.2
27	1차금속	25.1	22.1	28.3	35.4	20.7	-17.7	16	47.4	42.6	44.2	68.1	37.8
28	조립금속	25.2	21.0	20.7	24.7	21.1	-16.0	15	50.6	38.4	38.2	49.7	43.2
29	기타 기계, 장비	55.2	48.7	45.6	32.5	26.4	-52.1	19	79.3	64.7	65.1	64.3	54.6
30	사무, 계산, 회계용기계	106.1	92.5	53.9	28.8	28.1	-73.5	20	290.9	259.9	129.6	99.5	95.6
31	기타 전기기계, 전기변환장치	42.4	29.8	33.4	39.3	37.7	-11.1	14	68.6	49.4	81.3	62.6	61.7
32	영상, 음향, 통신장비	25.3	28.1	22.3	41.3	35.3	39.8	9	74.5	78.6	69.1	106.0	87.3
33	의료, 정밀, 광학기기, 시계	82.1	122.5	147.4	131.2	133.0	62.0	6	123.1	168.4	190.7	236.5	178.5
34	자동차, 트레일러	7.7	5.5	6.1	5.6	7.3	-4.8	13	44.0	23.1	28.7	50.3	60.0
35	기타 운송장비	54.2	37.8	34.8	10.9	8.7	-84.0	21	113.7	91.0	80.1	68.3	66.0
36	가구, 기타 제조업	7.1	11.2	14.8	15.7	17.9	153.2	3	53.4	42.4	41.4	53.9	49.8
경공업		10.2	11.3	12.8	15.1	16.9	65.6		49.2	39.5	34.5	47.2	43.2
중공업		29.4	26.8	27.3	29.3	26.4	-10.3		58.2	51.7	54.5	71.3	63.5
제조업		22.8	22.0	23.4	26.1	24.4	7.0		55.1	47.9	49.1	65.9	59.2

주: 수입비중은 수입액/생산액이며, 무역의존도는 (수입액+수출액)/생산액으로 정의된다. 변화율은 1988년과 2001년 사이 수입비중의 변화율을 나타낸다.

[표 3-4]를 보면 경제의 총체적 개방 정도를 나타내는 무역의존도는 제조업 전체에서는 다소 증가하는 경향을 보이나 경공업보다는 중공업에서 더 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 중공업에서는 수입비중이 감소하고 있다는 점을 감안한다면 이 부문에서 무역의존도가 증가한 이유는 수출비중이 증가했기 때문으로 보인다. 무역의존도 역시 관세율과는 달리 소득, 재화의 상대가격 등에 따라 결정되는 개방지표이다. 따라서 어떤 변수도 완벽한 개방 정도를 나타낼 수는 없다.

3. 한국의 고용

여기서는 산업별 무역개방 정도에 따른 고용의 변화를 기초통계를 통하여 살펴본다. 무역개방 정도는 관세율과 수입비중 두 지표를 사용하며, 무역개방이 고용에 미친 영향을 개괄적으로 살펴보기 위하여 무역개방 정도를 관세율의 감소 정도와 수입비중의 증가 정도를 이용하여 2단계로 구분하였다. 총 21개의 중분류 산업에서 관세율 하락률이 높은 순으로 정렬하여 상위 10개 산업을 상대적으로 무역개방이 많이 된 산업으로 정하고, 나머지 11개 산업을 무역개방이 덜 된 산업으로 구분하였다. 수입비중을 사용할 경우도 마찬가지의 방법을 사용하였다. 우선 관세율을 기준으로 한 고용의 변화는 [표 3-5]에 제시되어 있다.

[표 3-5]를 보면 관세율이 상대적으로 많이 하락한 산업에서 고용감소가 작으며 오히려 관세율 하락이 낮은 산업에서 고용이 더 크게 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Feliciano(2001)의 연구에 나타난 1986~1990년 사이 멕시코의 관세율 인하 경우와 유사한데 그의 연구에서는 무역개방의 정도가 가장 강한 산업에서 고용증가가 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 관세율이 상대적으로 많이 하락한 산업에서 고용감소 폭이 작은 원인은 여러 가지가 있을 수 있으나 앞서 언급한 바와 같이 관세율 인하가 곧바로 교역조건의 악화를 의미하지는 않으며, 또한 고용에 영향을 주는 요인은 관세율 외에도 많기 때문에 [표 3-5]의 결과만으로 관세율 인하의 고용효과를 파악하기는 어렵다.

표 3-5. 관세율 변화를 기준으로 한 고용 변화율(1988~2001년)

(단위: %)

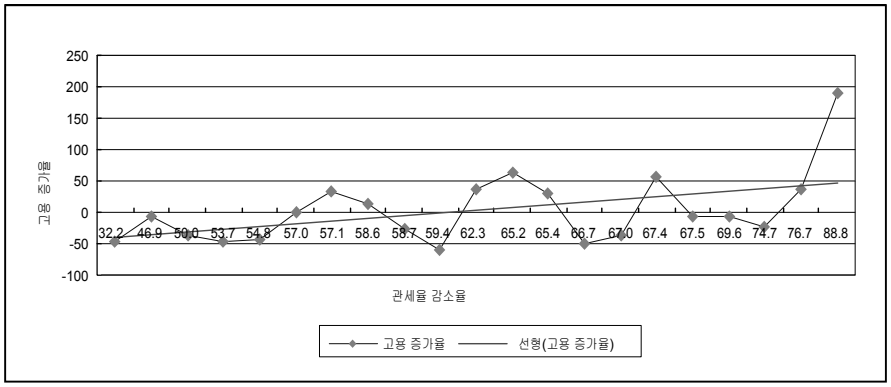
산 업		관세율 변화율	고용 변화율	1988~2001년 평균임금
높은 개방 산업	30. 사무, 계산, 회계용 기계	-88.8	190.1	15,197
	22. 출판, 인쇄, 기록매체	-76.7	36.5	13,401
	32. 영상, 음향, 통신장비	-74.7	-22.9	14,383
	33. 의료, 정밀, 광학기기, 시계	-69.6	-7.5	10,712
	27. 일차금속	-67.5	-5.5	15,685
	35. 기타 운송장비	-67.4	58.2	19,359
	20. 목재 및 나무제품	-67.0	-37.9	10,474
	36. 가구, 기타 제조업	-66.7	-48.7	9,421
	34. 자동차, 트레일러	-65.4	30.2	13,383
	31. 기타 전기기계, 전기변환장치	-65.2	62.7	11,394
	평 균	-70.9	-0.3	13,541
낮은 개방 산업	29. 기타 기계, 장비	-62.3	36.7	13,365
	23. 코크스, 석유정제	-59.4	-60.6	26,018
	26. 비금속 광물제품	-58.7	-27.5	12,118
	28. 조립금속	-58.6	12.5	11,780
	24. 화합물, 화학제품	-57.1	32.2	15,823
	21. 펄프, 종이	-57.0	-1.5	12,616
	25. 고무, 플라스틱	-54.8	-42.5	10,532
	17. 섬유제품	-53.7	-47.1	10,143
	19. 가죽, 가방, 신발	-50.0	-35.7	9,966
	15. 음식료	-46.9	-6.3	9,878
	18. 의복 및 모피	-32.0	-47.7	8,279
	평 균	-53.7	-28.0	10,990

주: 평균임금은 2000년 기준 연평균 실질임금(백만 원)임.

관세율의 변화와 임금수준의 관계를 보면, 관세율 하락이 심한 산업, 즉 시장개방이 높아진 산업에서 임금수준이 높은 것으로 나타나고 있다. 높은 개방산업의 연평균 임금은 약 1,350만 원인데 비하여 낮은 개방산업의 연평균 임금은 약 1,100만 원

으로 연 250만 원의 차이를 보이고 있다. 임금수준이 높은 산업을 상대적으로 생산성이 높은 산업이라고 본다면 위와 같은 현상은 관세율의 감소 결정이 산업경쟁력에 따라 이루어지고 있다는 것을 시사한다.

그림 3-7. 고용증가율과 관세율 감소율



주: 고용증가율과 관세감소율은 1988~2001년 사이의 변화율임.

관세율 감소가 높게 나타난 산업은 사무・계산・회계용 기계산업, 출판・인쇄・기록매체산업, 영상・음향・통신장비산업 등이며, 관세율 감소폭이 작은 산업은 음식료산업과 의복 및 모피 산업으로 나타나고 있다. 사무・계산・회계용 기계산업과 영상・음향・통신장비 산업은 정보통신제조업에 속하며, 1990년대 이후 우리나라 제조업 일자리 창출에 상당히 기여한 산업으로서 경쟁력이 있다고 보아도 타당할 것이다(김우영 2004; 전병유・김혜원 2003). 반면 음식료산업과 의복 및 모피 산업은 생산이나 고용 면에서 크게 위축해왔으며 상대적으로 경쟁력을 잃고 있는 산업으로 분류될 수 있다.[18] 따라서 여기서도 정부가 경쟁에 취약한 산업을 보호하는 정책을 사용해왔다는 것을 확인할 수 있다. 관세율 변화와 고용 증가율의 관계는 [그림 3-7]에서 보다 명확하게 드러난다. 관세율 및 고용 변화는 음(-)의 관계를 가지고 있다. 그러나 이러한 분석으로 관세율 감소가 고용을 증가시킨 원인으로 단언하기는 어렵

18) 이 산업들의 고용과 생산에 대한 구체적인 수치는 [부표 2]를 참고.

다. 그 이유는 고용이 증가하는 산업일수록 경쟁력이 높은 산업일 가능성이 크며, 따라서 이 산업들에 대하여 관세율을 낮추는 정책을 사용하였을 가능성이 있기 때문이다. 이를 위해 제4장에서 엄밀한 계량분석을 통해 관세율 감소가 고용에 미친 영향에 대한 결론을 도출한다.

관세율이 아니라 수입비중의 변화를 기준으로 고용의 변화율을 살펴보면 상당히 다른 양상을 보인다. [표 3-6]을 보면 수입비중이 상대적으로 많이 증가된 산업에서는 고용이 감소하고, 수입비중의 증가율이 낮은 산업, 실질적으로는 수입비중이 감소한 산업에서는 고용이 증가한 것으로 나타나고 있다.

수입비중이 증가한 산업의 연평균 임금은 약 1,100만 원, 수입비중이 감소한 산업의 연평균 임금은 약 1,400만 원으로 후자의 임금수준이 높게 나타나는데, 만약 상대적으로 경쟁력이 있는 산업일수록 수입비중이 감소했을 것이라고 생각한다면 이러한 현상은 정상적인 것으로 이해될 수 있을 것이다.

일견 수입비중 증가가 제품시장 경쟁을 심화시켜 고용을 줄이고 임금도 낮추는 것이 당연하다고 생각할 수 있으나 반드시 그렇지 않을 수도 있다. [표 3-6]에서 수입비중이 감소한 산업은 주로 중공업에 속하는 것은 사실이나 이 산업들은 동시에 수출이 증가한 산업이기도 하다.[19] 따라서 이 산업들의 고용이 증가한 것이 수입비중이 줄어서 경쟁이 약해졌기 때문인지 아니면 수출비중이 증가했기 때문인지는 현재로선 명확하지 않다.

또 다른 측면은 모든 조건이 동일하다고 하더라도 수입비중의 증가가 반드시 고용을 줄이고 임금을 낮춘다고 보기는 어렵다는 것이다. 왜냐하면 수입증가가 노동시장에 미치는 영향은 다중적일 수 있기 때문이다. 예를 들면 Hanson (2003)은 멕시코를 대상으로 1990년부터 2000년까지 10년 동안의 임금변화를 살펴보았는데 임금증가율은 GDP 중 FDI의 비중과 GDP 중 수입의 비중 모두와 강한 정(+)의 상관관계를 가진다는 것을 밝혀냈다. Hanson(2003)은 이러한 결과의 이유로 세계시장에

19) 1988과 2001년 사이에 중공업부문의 수출비중은 28.8%에서 37.1%로 증가하여 약 29% 증가한 것으로 나타나고 있다. 이는 같은 기간 수입비중이 10.3% 감소한 것과 대조된다(표 3-6 참고).

접근도가 높은 지역일수록 생산성이 높아지고, 노동수요가 많기 때문이라고 말하고 있다. 결국 수입비중의 증가가 고용과 임금에 긍정적인 영향을 미칠 수도 있으며, 따라서 이에 대한 최종적인 판단은 이론적이기보다는 면밀한 경험적인 분석을 통하여 이루어져야 할 문제이다.

표 3-6. 수입비중 변화를 기준으로 한 고용 변화율(1988~2001년)

(단위: %)

산 업		수입비중의 변화율	고용의 변화율	1988~2001년 임금평균
높은 개방 산업	18. 의복 및 모피	1,182.5	-47.7	8,279
	23. 코크스, 석유정제	284.0	-60.6	26,018
	36. 가구, 기타 제조업	153.2	-48.7	9,421
	20. 목재 및 나무제품	94.8	-37.9	10,474
	25. 고무, 플라스틱	85.7	-42.5	10,532
	33. 의료, 정밀, 광학기기, 시계	62.0	-7.5	10,712
	19. 가죽, 가방, 신발	46.9	-35.7	9,966
	15. 음식료	39.9	-6.3	9,878
	32. 영상, 음향, 통신장비	39.8	-22.9	14,383
	26. 비금속 광물제품	31.6	-27.5	12,118
	평 균	202.0	-32.9	11,235
낮은 개방 산업	17. 섬유제품	30.7	-47.1	10,143
	21. 펄프, 종이	-4.1	-1.5	12,616
	34. 자동차, 트레일러	-4.8	30.2	13,383
	31. 기타 전기기계, 전기변환장치	-11.1	62.7	11,394
	28. 조립금속	-16.0	12.5	11,780
	27. 1차금속	-17.7	-5.5	15,685
	22. 출판, 인쇄, 기록매체	-25.4	36.5	13,401
	24. 화합물, 화학제품	-28.0	32.2	15,823
	29. 기타 기계, 장비	-52.1	36.7	13,365
	30. 사무, 계산, 회계용 기계	-73.5	190.1	15,197
	35. 기타 운송장비	-84.0	58.2	19,359
	평 균	-26.0	30.8	13,900

주: 평균임금은 2000년 기준 연평균 실질임금(백만 원)임.

4. 한국의 임금격차

우리나라의 무역자유화정책과 임금불평등의 관계를 알아보기 위하여 관세율과 산업내 지니계수, 관세율과 학력별 임금격차를 살펴보기로 한다. 지니계수는 「임금구조기본통계조사」에서 정액급여(기본급+통상적 수당+기타 수당)를 사용하여 제조업 중분류로 계산하였으며, 학력간 임금격차는 각 산업별로 전문대 이상 학력자의 임금과 고등학교 이하 학력자의 임금비율로 측정한다.

[표 3-7]은 1993년, 1997년, 2001년 사이 산업별 지니계수와 관세율의 변화를 나타낸다. 예상했던 바와 같이 지니계수는 외환위기 이전과 이후 상당히 다른 양상을 보여주고 있다. 외환위기 이전까지는 임금불평등이 개선되고 있었으나 외환위기 이후 악화되어 2001년에 이르러는 1993년 수준을 초과하고 있다. 이에 반하여 관세율은 산업간 차이는 있으나 1993년부터 2001년까지 꾸준히 감소되어왔음을 알 수 있고, 따라서 [표 3-7]만을 본다면 관세율 감소가 임금불평등을 확대시켰는지 아니면 축소시켰는지에 대한 판단이 어렵다.

관세율 변화율과 지니계수의 변화율을 좀더 자세히 살펴보기 위하여 1993~97년과 1997~2001년 두 기간으로 구분하여 그래프로 나타낸 것이 [그림 3-8]과 [그림 3-9]이다.[20] 기간을 외환위기 전후로 구분한 이유는 외환위기 이후 임금불평등의 증가는 관세율 이외 다른 많은 요인에 기인할 수 있기 때문이다. [그림 3-8]을 보면 1993~97년 동안 관세율이 많이 감소한 산업일수록 산업내 지니계수가 증가한 것으로 나타나고 있다. 즉 무역자유화가 임금불평등을 증가시킬 수 있음을 시사한다. 반면 [그림 3-9]에서는 관세율의 증감과 지니계수의 증감이 특정한 관계를 갖지 않는 것으로 나타나고 있다. 하지만 앞서 지적하였듯이 이 기간 동안에는 관세율뿐 아니라 다른 노동시장의 변화(예를 들면 비정규직의 증가 등)가 많았기 때문에 임금불평등의 변화를 관세율의 변화만으로 귀속시키는 데는 어려움이 따른다고 판단된다.

20) 1993~2001년 전 기간에 대한 그래프는 [부그림 1]에 제시된다.

표 3-7. 제조업 중분류 산업의 지니계수와 관세율 변화(1993~2001년)

부 문		지니계수						관세율					
		1993	1997	2001	1993~97	1997~2001	1993~2001	1993	1997	2001	1993~97	1997~2001	1993~2001
15	음식료	0.284	0.281	0.283	-0.002	0.002	-0.001	22.3	18.6	18.7	-3.7	0.1	-3.6
17	섬유제품	0.268	0.249	0.279	-0.018	0.029	0.011	11.2	7.9	8.9	-3.3	1.0	-2.2
18	의복 및 모피	0.265	0.260	0.277	-0.005	0.018	0.012	10.9	6.5	12.3	-4.4	5.8	1.4
19	가죽, 가방, 신발	0.223	0.241	0.297	0.018	0.055	0.073	10.8	7.1	8.6	-3.8	1.6	-2.2
20	목재 및 나무제품	0.217	0.211	0.265	-0.005	0.053	0.048	10.8	7.6	6.6	-3.1	-1.0	-4.2
21	펄프, 종이	0.258	0.195	0.231	-0.063	0.036	-0.027	10.5	7.6	6.9	-2.8	-0.7	-3.6
22	출판, 인쇄, 기록	0.288	0.282	0.323	-0.006	0.040	0.035	6.1	3.9	3.3	-2.3	-0.6	-2.8
23	코크스, 석유정제	0.212	0.199	0.212	-0.013	0.013	0.000	8.1	6.7	5.3	-1.4	-1.4	-2.8
24	화합물, 화학제품	0.239	0.218	0.244	-0.020	0.026	0.005	10.7	8.0	7.7	-2.8	-0.3	-3.1
25	고무, 플라스틱	0.289	0.232	0.241	-0.057	0.009	-0.048	10.6	7.7	7.6	-2.8	-0.1	-3.0
26	비금속 광물제품	0.246	0.212	0.259	-0.034	0.047	0.013	10.4	7.3	7.7	-3.1	0.4	-2.7
27	1차금속	0.217	0.208	0.218	-0.009	0.010	0.001	8.7	6.6	5.7	-2.1	-0.9	-3.0
28	조립금속	0.218	0.218	0.228	0.000	0.010	0.010	10.7	7.7	7.9	-3.0	0.2	-2.8
29	기타 기계, 장비	0.213	0.201	0.227	-0.012	0.026	0.014	11.0	7.5	6.8	-3.5	-0.7	-4.3
30	사무, 계산, 회계	0.247	0.259	0.289	0.012	0.030	0.042	11.0	7.7	2.2	-3.3	-5.5	-8.9
31	기타 전기기계,	0.231	0.237	0.248	0.006	0.011	0.018	10.9	7.7	6.8	-3.2	-0.9	-4.1
32	영상, 음향, 통신	0.248	0.243	0.250	-0.005	0.007	0.002	11.5	8.0	4.5	-3.5	-3.5	-7.0
33	의료, 정밀, 광학	0.242	0.246	0.272	0.003	0.026	0.030	11.2	8.0	6.7	-3.2	-1.3	-4.5
34	자동차, 트레일러	0.186	0.172	0.208	-0.014	0.036	0.021	13.2	8.7	8.3	-4.5	-0.4	-5.0
35	기타 운송장비	0.180	0.165	0.210	-0.015	0.045	0.031	7.4	5.4	4.2	-2.1	-1.2	-3.2
36	가구, 기타 제조업	0.212	0.200	0.245	-0.012	0.046	0.033	10.7	7.6	7.4	-3.2	-0.2	-3.4

주: 지니계수는 정액급여를 기준으로 계산된 것임.

[표 3-8]은 산업별 대졸임금/고졸임금과 관세율의 변화를 나타낸다. 학력간 임금격차 역시 외환위기 이전에는 감소하다가 외환위기 이후에 증가하는 경향을 보인다는 점에서는 지니계수와 유사하지만 2001년과 1993년을 비교할 경우는 차이를 보이고 있다. 즉 지니계수의 경우 외환위기 이후의 상승이 이전의 하락을 상쇄할 정도로

크지만, 학력간 임금격차에서는 외환위기 이후의 상승이 이전의 하락세를 반전시키지는 못한다는 것이다. 결과적으로 2001년 학력별 임금격차는 1993년 수준보다 대체로 적게 나타나고 있다.

그림 3-8. 관세율 감소율과 지니계수 증가율(1993~97년)

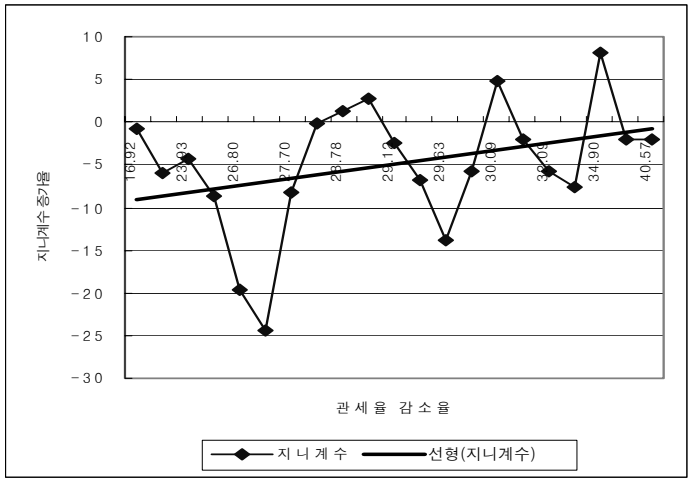
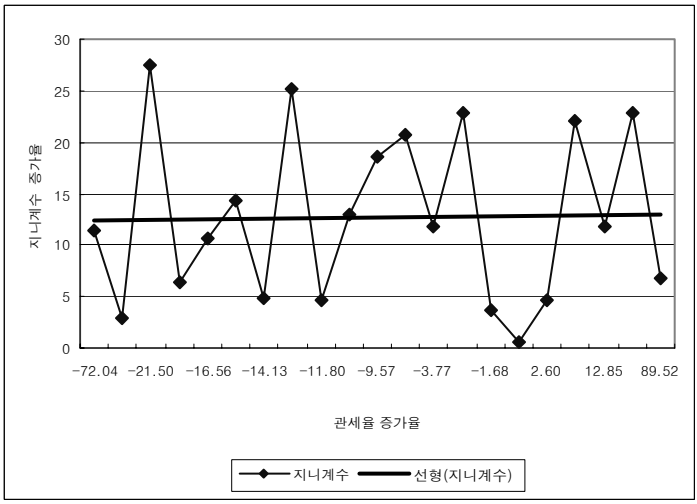


그림 3-9. 관세율 증가율과 지니계수 증가율(1997~2001년)



그러나 [표 3-8]에 제시된 대졸임금/고졸임금은 순수한 학력간 임금격차라고 보기는 어렵다. 순수한 학력간 임금격차는 다른 요인을 통제한 후의 임금격차를 구하여 관세율 변화와의 관계를 파악해야 하는데, 이는 제4장 실증분석에서 살펴본다.

표 3-8. 제조업 중분류 산업의 학력간 임금비율과 관세율의 변화(1993~2001년)

부 문		학력간 임금비율(대졸임금/고졸임금)						관세율					
		1993	1997	2001	1993~97	1997~2001	1993~2001	1993	1997	2001	1993~97	1997~2001	1993~2001
15	음식료	1.862	1.742	1.702	-0.119	-0.040	-0.159	22.3	18.6	18.7	-3.7	0.1	-3.6
17	섬유제품	1.727	1.624	1.479	-0.103	-0.145	-0.248	11.2	7.9	8.9	-3.3	1.0	-2.2
18	의복 및 모피	1.807	1.825	1.729	0.018	-0.095	-0.077	10.9	6.5	12.3	-4.4	5.8	1.4
19	가죽, 가방, 신발	1.979	1.588	1.659	-0.391	0.072	-0.320	10.8	7.1	8.6	-3.8	1.6	-2.2
20	목재 및 나무제품	1.476	1.474	1.668	-0.002	0.194	0.192	10.8	7.6	6.6	-3.1	-1.0	-4.2
21	펄프, 종이	1.777	1.510	1.547	-0.267	0.037	-0.230	10.5	7.6	6.9	-2.8	-0.7	-3.6
22	출판, 인쇄, 기록	1.236	1.346	1.543	0.110	0.197	0.307	6.1	3.9	3.3	-2.3	-0.6	-2.8
23	코크스, 석유정제	1.259	1.209	1.195	-0.049	-0.014	-0.064	8.1	6.7	5.3	-1.4	-1.4	-2.8
24	화합물, 화학제품	1.527	1.385	1.444	-0.142	0.059	-0.083	10.7	8.0	7.7	-2.8	-0.3	-3.1
25	고무, 플라스틱	1.658	1.402	1.594	-0.256	0.192	-0.064	10.6	7.7	7.6	-2.8	-0.1	-3.0
26	비금속 광물제품	1.473	1.431	1.494	-0.042	0.063	0.021	10.4	7.3	7.7	-3.1	0.4	-2.7
27	1차금속	1.412	1.370	1.427	-0.042	0.057	0.015	8.7	6.6	5.7	-2.1	-0.9	-3.0
28	조립금속	1.534	1.372	1.418	-0.162	0.046	-0.116	10.7	7.7	7.9	-3.0	0.2	-2.8
29	기타 기계, 장비	1.413	1.436	1.371	0.022	-0.065	-0.042	11.0	7.5	6.8	-3.5	-0.7	-4.3
30	사무, 계산, 회계	1.709	1.660	1.703	-0.049	0.043	-0.006	11.0	7.7	2.2	-3.3	-5.5	-8.9
31	기타 전기기계,	1.764	1.538	1.560	-0.226	0.022	-0.204	10.9	7.7	6.8	-3.2	-0.9	-4.1
32	영상, 음향, 통신	1.849	1.743	1.600	-0.106	-0.143	-0.249	11.5	8.0	4.5	-3.5	-3.5	-7.0
33	의료, 정밀, 광학	1.746	1.525	1.554	-0.220	0.029	-0.191	11.2	8.0	6.7	-3.2	-1.3	-4.5
34	자동차, 트레일러	1.391	1.331	1.457	-0.060	0.126	0.066	13.2	8.7	8.3	-4.5	-0.4	-5.0
35	기타 운송장비	1.297	1.267	1.174	-0.030	-0.093	-0.123	7.4	5.4	4.2	-2.1	-1.2	-3.2
36	가구, 기타 제조업	1.664	1.437	1.571	-0.226	0.133	-0.093	10.7	7.6	7.4	-3.2	-0.2	-3.4

주: 학력별 임금격차는 전문대 졸 이상 정액급여/고졸 이하 정액급여로 정의됨.

제4장 실증분석

제2장에서 무역자유화가 고용 및 임금격차에 미치는 영향에 대해 이론과 실증연구를 통해 살펴보았다. 제3장에서는 한국의 무역자유화 진척 현황, 산업별 고용 및 임금격차에 대한 기초적인 통계를 통해 무역자유화와 노동시장의 주요 변수와의 관계를 개괄적으로 분석하였다. 경쟁력이 높은 산업은 무역자유화가 상대적으로 크게 진척되었고, 1인당 부가가치 및 임금도 상대적으로 높은 것으로 분석되었다. 또한 관세율이 크게 낮아진 산업일수록 고용증가율이 높고, 지니계수로 측정한 임금격차도 크게 나타났다. 그러나 이는 고용 및 임금격차에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제하지 않은 상태에서 도출된 단순관계를 나타내는 것이기 때문에 명확한 결론을 내리기는 어렵다. 본 장에서는 고용 및 임금격차와 관련된 제반요인들을 포함하는 실증분석모형을 설정하고 이에 기초하여 한국의 무역자유화가 노동시장에 미친 영향을 분석한다.

1. 무역자유화가 고용에 미친 영향

가. 이론적 모형

노동수요를 도출하는 다양한 방식이 존재하듯이 고용결정에 관련된 모형도 매우 다양하다. 본 연구는 Bhalotra(1998)의 이론적, 계량적 모형에 무역자유화의 변수를 접목시켜 고용결정함수를 도출한다. Bhalotra(1998)의 모형은 기본적으로 노동수요에 관한 모형인데 재화시장에서의 불완전경쟁을 가정하고 노동수요를 자본 또는 생산으로부터 도출할 수 있기 때문에 무역자유화 변수를 쉽게 도입할 수 있다는 장점이 있다. Bhalotra(1998)의 생산함수는 노동시간을 포함하고 있으나 본 연구에서는 노동시간이 고정되어 있다고 가정하며 기업의 생산기술은 식 (4-1)과 같다.

$$Q = f(A, N, K) \tag{4-1}$$

식 (4-1)에서 Q는 실질부가가치, A는 기술발전의 지표, N은 근로자 수, K는 실질자본스톡을 나타낸다. 이 기업이 재화시장에서 불완전경쟁상태에 있다면, 즉 기업이 어느 정도 가격을 결정할 수 있다면, 고용에 대한 이윤극대화조건은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(1 + 1/\eta) = E/f_N \tag{4-2}$$

식 (4-2)에서 P는 재화의 가격, η는 수요의 가격탄력성, E는 1인당 명목임금, f_N은 노동의 한계생산물을 나타낸다. 식 (4-2)는 $P = (1 + 1/\eta)^{-1} E/f_N$으로 변환될 수 있으며 E/f_N은 재화의 한계비용이기 때문에 $v \equiv (1 + 1/\eta)^{-1}$을 마진(mark-up)이라고 볼 수 있다. 완전경쟁하에서는 v가 1이 될 것이지만 불완전경쟁하에서는 v가 1보다 크다.

식 (4-1)을 통하여 $f_N = f_2(A, N, K)$임을 알 수 있으며 이를 식 (4-2)에 대입하면 다음의 노동수요를 자본이 포함된 함수로 표현할 수 있다.

$$N^d = g(A, K, v(\sigma, \theta), W) \tag{4-3}$$

식 (4-3)에서 마진 $v(\sigma, \theta)$는 수요변화(σ)와 무역개방지표(θ)의 함수로 표시되었으며, $W = E/P$는 실질임금을 나타낸다. 식 (4-3)에서 노동수요를 측정하기 위해서는 자본을 측정해야 하는데, 산업별 자본을 측정하기는 어려울 뿐만 아니라 측정오차가 흔히 발생하기 때문에 자본보다는 생산(부가가치)을 사용하는 것이 더 바람직하다. 식 (4-1)에서 자본은 기술수준, 노동, 부가가치의 함수로 나타낼 수 있고 이를 식 (4-3)에 대입하면 노동수요를 부가가치 또는 생산의 함수로 표현할 수 있다.

$$N^d = g(A, Q, v(\sigma, \theta), W) \tag{4-4}$$

기업별 노동수요를 합하면 산업별 노동수요가 되며, 식 (4-4)의 함수는 아무런 제약이 없기 때문에 산업별 노동수요 역시 식 (4-4)의 형태를 가진다고 말할 수 있을 것이다. 식 (4-4)에서 우리가 관심을 갖는 변수는 무역개방지표(θ)이다. 무역자유화가 고용에 미치는 효과는 두 가지 경우가 가능하다. 첫 번째는 무역자유화로 인해 기업의 마진이 감소하고 완전경쟁에 근접하게 됨으로써 고용이 증가할 수 있다. 하지만 이러한 경우가 가능하려면 국제가격이 기업의 평균비용 이상이 되어야만 한다는 조건이 충족되어야 한다. 두 번째는 무역자유화로 인해 국내가격이 급격히 하락하여 결과적으로 기업이 도산하는 경우이다. 즉 국내기업이 비효율적인 경우 무역자유화로 산업의 고용이 줄어들 수 있다. 따라서 무역개방이 고용에 미치는 효과는 불완전경쟁모형에서는 확정적이지 않다고 할 수 있다.

관세율을 무역개방의 지표로 사용한다. 하지만 앞서 지적한 대로 관세율이 국내경쟁상태를 직접적으로 나타내지 못할 수 있다. 따라서 국내경쟁상태를 나타내는 관세율의 대안적 지표로서 수입비중을 보조적으로 사용한다.

나. 계량모형

Bhalotra(1998)는 노동수요를 추정하기 위한 계량모형에서 고용조정비용을 포함하였다. 즉 현재 고용은 과거 고용수준에 영향을 받는 것으로 가정하였다. Lang(1998)은 노동공급함수에 노동이동비용을 나타낼 목적으로 과거 고용수준을 포함시켰는데 추정에서는 축약형 모형을 사용하였기 때문에 결과적으로는 Bhalotra(1998)의 계량모형과 유사하게 나타난다. 따라서 본 연구에서는 식 (4-5)와 같은 고용함수를 설정한다.

$$n_{it} = a_0 + a_1 n_{it-1} + a_3 w_{it} + a_3 q_{it} + a_4 \sigma_{sit} + a_5 \theta_{it} + a_6 r_{it} + \epsilon_{it} \quad (4\text{-}5)$$

식 (4-5)에서 i는 산업을, t는 시간을 나타내며, n_{it}, w_{it}, q_{it}는 각각 고용, 임금, 부가가치에 로그를 취한 값이다. t는 2년을 시간단위로 사용하는데 그 이유는 분석

대상기간인 1988~2001년 전 기간의 관세율 자료를 확보할 수 없었고 변수들의 측정오차를 줄이기 위함이다. 따라서 모든 변수는 2년 평균으로 측정된다.[21] 식 (4-5)에서 σ_{sit}는 외생적인 수요충격을 나타내는데, 이는 t시점에서 산업 i가 속해 있는 s부문의 수요 변화를 나타내며 추정에서는 산업을 경공업과 중공업 두 부문으로 나누어 각 부문의 실질부가가치 변화(ΔQ_{st})를 σ_{sit}의 대리변수로 사용한다. θ_{it}는 산업 i의 t시점에서의 관세율 또는 수입비중을 나타낸다. r_{it}는 기술발전을 나타내며 추정에서는 산업별로 연구개발에 투자하고 있는 기업이 전체 기업에서 차지하는 비중을 계산하고 이를 기술발전의 대리변수로 사용한다. ϵ_{it}는 오차항을 나타낸다.

식 (4-5)에 나타난 오차항(ϵ_{it})은 여러 구조(structure)를 가질 수 있는데, 가장 단순한 경우, 즉 고정효과가 없거나, 시계열성을 가지지 않는 경우에도 식 (4-5)를 OLS로 추정하는 것은 편의된 결과를 가져올 수 있다. 그 이유는 우선 임금(w_{it})이 고용과 상관관계를 가질 수 있으며, 앞서 지적하였듯이 무역개방지표(θ_{it})가 오차항(ϵ_{it})과 상관관계를 가질 수 있기 때문이다. 또한 고용이 줄어드는 산업일수록, 즉 경쟁력이 약한 산업일수록 이 산업들을 보호하기 위해서 관세율을 높일 수 있기 때문이다. 따라서 오차항(ϵ_{it})이 가장 단순한 형태를 가질 경우라도 식 (4-5)를 OLS로 추정하는 것은 편의된 결과를 가져오게 된다.

오차항(ϵ_{it})이 기간상관성을 가지고 있을 경우 추정은 더욱 복잡해진다. Lang (1998)은 오차항이 1차자기회귀(first-order autoregressive)인 경우를 가정하였는데 이 경우 식 (4-5)를 OLS로 추정하면 w_{it}와 θ_{it}의 계수뿐 아니라 n_{it-1}의 계수 추정도 편의가 발생한다. 이 문제를 해결하기 위하여 Lang(1998)은 식 (4-5)를 다음과 같이 변형시킬 것을 제안한다.[22] 만약 $\epsilon_{it} = \rho\epsilon_{it-1} + \upsilon_{it}$라고 한다면 식 (4-5)는 식 (4-6)과 같이 변형될 수 있다.

---

21) 관세율의 경우 2년 연속자료가 없는 경우는 한 해의 관세율을 2년을 대표하는 값으로 간주한다.

22) 실제로 Lang(1998)의 모형은 식 (4-5)보다 훨씬 단순하다. Lang은 현재고용을 과거고용과 무역보호지표의 함수로만 설정하고 있다.

$$n_{it} = a_0(1-\rho) + \rho n_{it-1} + a_1(n_{it-1} - \rho n_{it-2}) + a_2(w_{it} - \rho w_{it-1}) + a_3(q_{it} - \rho q_{it-1}) + a_4(\sigma_{sit} - \rho\sigma_{sit-1}) + a_5(\theta_{it} - \rho\theta_{it-1}) + a_6(r_{it} - \rho r_{it-1}) + \upsilon_{it} \quad (4\text{-}6)$$

식 (4-6)은 식 (4-5)에 1기 과거를 취하고 오차항의 자기상관계수(ρ)를 곱하여 서로 차감한 것으로, 비선형회귀분석으로 추정될 수 있다. Lang(1998)은 무역개방(θ)의 결정이 새로운 정보(υ_{it})가 실현되기 이전에 결정될 가능성이 높기 때문에 식 (4-6)을 θ에 대한 도구변수 없이 추정할 수 있다고 지적하고 있다. 또한 만약 w_{it}을 포함한 다른 변수들과 υ_{it}가 서로 독립적이라면 식 (4-6)을 비선형회귀분석으로 추정하면 일관된 추정치를 얻을 수 있을 것이다. 하지만 만약 ϵ_{it}이 고정효과를 가진다면 식 (4-5)를 식 (4-6)으로 전환하여 비선형회귀분석으로 추정할 경우 편의된 결과를 가져올 수 있다.

만약 오차항(ϵ_{it})이 고정효과를 가진다면 $\epsilon_{it} = \phi_i + \upsilon_{it}$로 표시될 수 있다. 이 경우에도 식 (4-5)를 OLS로 추정하는 것은 편의된 결과를 초래하게 되는데, 그 이유는 적어도 n_{it-1}, θ_{it}와 ϕ_i가 상관관계를 가지기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 그룹 평균과 각 관찰치의 차이를 이용하는 그룹내 추정방법(within-group estimator)을 사용할 수 있는데, 이 경우도 전환된 과거 고용과 전환된 오차항 사이에 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있다(Hsiao 1986).

고정효과를 제거하는 또 다른 방법은 1차차분(first difference)을 사용하는 것이다. 1차차분을 사용할 경우 식 (4-5)는 식 (4-7)과 같이 변형된다.

$$\Delta n_{it} = a_1\Delta n_{it-1} + a_2\Delta w_{it} + a_3\Delta q_{it} + a_4\Delta\sigma_{sit} + a_5\Delta\theta_{it} + a_6\Delta r_{it} + \Delta v_{it} \quad (4\text{-}7)$$

식 (4-7)에서 Δn_{it-1}과 $\Delta v_{.it}$는 여전히 음의 상관관계를 가지나 Δn_{it-1} 대신 Δn_{it-2}를 도구변수로 사용하면 일관된 추정치를 얻을 수 있다. 또한 만약 υ_{it}가 1차 이동평균과정(moving average process)을 가지면 Δn_{it-3}을 도구변수로 사용할

수 있다. 앞서 지적한 바와 같이 고용이 줄어드는 산업일수록 이 산업들을 보호하기 위해서 관세율을 높인다면 θ_{it}와 ϵ_{it}는 서로 상관관계가 있다고 할 수 있으나 이러한 상관관계가 고정효과에 기인하는 것이라면 고정효과를 제거한 식 (4-7)을 최소자승법으로 추정하는 것은 문제가 되지 않는다. 하지만 임금이나 부가가치 등의 변수는 오차항과 상관관계를 가질 수 있고 따라서 도구변수의 사용이 검토되어야 할 것이다. 실제 추정에서는 이들의 과거 자료를 도구변수로 사용하기로 한다. 끝으로 Lang (1998)은 식 (4-6)에서 $\rho = 1$이 되면 식 (4-7)과 본질적으로 큰 차이가 없음을 언급하고 있다. 따라서 식 (4-6)에서 $\rho = 1$의 가설을 검증하는 것으로 식 (4-7)의 타당성을 판단할 수 있다.

[표 4-1]은 무역자유화가 고용에 미치는 효과에 대한 실증분석에 사용된 주요 변수의 기초 통계량을 나타내고 있다. 산업별 고용자의 평균은 12만 6천 명이었고, 평균임금은 1,400만 원이었다. 산업별 관세율은 약 10%였으며, 표준편차는 약 4.5%로 나타났다.

표 4-1. 변수의 기초 통계량(1988~2001년)

	평균	표준편차	표본 수	변수 설명
고용	125.69	81.32	147	평균종업원수(천 명)
R&D	0.09	0.07	126	기술연구비 지출 유무(0-무, 1-유)
평균임금	14.07	6.93	147	근로자 1인당 연평균실질임금(백만 원)
부가가치	6342.6	5092.8	147	연간 실질 부가가치 생산액(십억 원)
수입비중	27.07	26.53	147	산업수입액/산업실질생산액(%)
관세율	10.15	4.47	147	산업별 관세율
수요변동	13,734	12346	147	경공업, 중공업의 부가가치 변화(십억 원)

주: 각 변수는 2년 평균으로 측정되었고, R&D는 1991년부터 발표되었음.
자료: 「광공업통계조사」 각 연도 원자료.

2. 추정결과

가. 전 산업에 대한 추정결과

식 (4-6)과 식 (4-7)의 추정결과는 [표 4-2]에 제시되어 있다. 열 (1)~(4)의 결과는 식 (4-6)의 추정결과이며, 열 (5)~(8)의 결과는 식 (4-7)의 추정결과이다. 무역개방지표로는 관세율과 수입비중을 사용하였으며, 열 (3)~(4)와 열 (7)~(8)은 w_{it} 대신 w_{it-1}을 도구변수로 사용한 결과이다.

우선 열 (1)~(2)의 추정결과를 보면, 통제변수들의 계수는 대부분 노동수요함수에서 예측되는 것과 일치되는 것으로 나타나고 있다. 현재 고용은 과거 고용에 영향을 받는 것으로 나타나며 고용조정계수(a_1)는 0.271로 추정된다. 고용조정계수를 이용하여 고용조정의 중위기간(median lag)을 계산할 수 있는데 중위기간은 $ln0.5/lna_1$으로 계산된다. a_1=0.271이므로 고용조정의 중위기간은 0.53이 되며 위 고용함수의 추정에서 시간의 단위는 2년이기 때문에 중위기간은 1.1년이 된다. 이는 고용에 충격이 왔을 때 그 충격이 50% 조정되는 데 약 1.1년이 걸린다는 것을 말하며 OECD의 중위기간 1.4년(Hamermesh 1993, p. 253)에 비하여 다소 짧은 것으로 나타나고 있다.

임금의 계수는 음수, 부가가치의 계수는 양수, 수요변동의 계수는 양수, R&D의 계수는 음수로 나타나 이론적인 예측과 모두 부합되고 있다. 임금의 계수는 -0.454로서 상당히 탄력적인 것으로 나타나는데, 1988년부터 2001년 사이 우리나라 근로자의 실질임금이 크게 증가하였다는 것을 감안한다면 실질임금의 증가가 고용감소에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. R&D 투자비중의 계수도 음수이며 통계적으로 유의하게 나타나는데, 원자료에서 1990~2001년 동안 R&D 투자비중은 약 50% 증가한 것으로 나타나고 있다. 따라서 기술진보가 제조업 고용 감소에 중요한 역할을 하였다고 볼 수 있을 것이다.

표 4-2. 고용함수의 추정결과(전 산업 대상, 1988~2001년)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
고용_1	0.271	0.246	0.296	0.293	0.288	0.263	0.323	0.321
	(5.7)	(5.3)	(5.7)	(5.6)	(6.0)	(5.2)	(6.3)	(6.1)
임금	-0.454	-0.487	-	-	-0.549	-0.639	-	-
	(5.2)	(5.3)	-	-	(6.9)	(8.2)	-	-
임금_1	-	-	-0.230	-0.266	-	-	-0.342	-0.379
	-	-	(3.0)	(4.1)	-	-	(5.1)	(7.4)
부가가치	0.616	0.605	0.467	0.465	0.633	0.626	0.456	0.455
	(12.4)	(12.5)	(11.9)	(12.4)	(12.9)	(12.2)	(11.9)	(11.6)
수요변동	0.004	0.003	0.002	0.002	0.004	0.004	0.001	0.001
	(6.8)	(6.5)	(2.7)	(2.6)	(7.4)	(6.7)	(1.9)	(1.8)
관세율	0.013	-	0.006	-	0.017	-	0.006	-
	(2.3)	-	(0.8)	-	(3.0)	-	(0.8)	-
수입비중	-	-0.0004	-	0.002	-	-0.0004	-	0.0003
	-	(0.4)	-	(0.2)	-	(0.3)	-	(0.2)
R&D	-1.288	-1.399	-0.603	-0.632	-1.604	-1.911	-0.808	-0.841
	(3.2)	(3.5)	(1.5)	(1.5)	(4.0)	(4.7)	(1.9)	(2.0)
상수항	-3.197	-3.172	-1.637	-1.463	-	-	-	-
	(0.6)	(0.6)	(1.2)	(1.1)	-	-	-	-
자기상관계수	0.989	0.988	0.976	0.976	-	-	-	-
	(41.1)	(39.6)	(46.8)	(44.7)	-	-	-	-
Asymptotic Normal Statistics	0.4	0.5	1.1	1.1	-	-	-	-
R-Square	-	-	-	-	0.770	0.749	0.730	0.729
Log-Likelihood	124.897	122.246	117.814	117.461	-	-	-	-
표본 수	105	105	105	105	105	105	105	105

주: 열 (1)~(4)는 비선형회귀방법에 의한 추정결과이고, 열 (5)~(8)은 1차 차감을 OLS로 추정한 결과이다. ( ) 안의 수치는 t의 절대값이며, Asymptotic Normal Statistics는 자기상관계수=1인 가설에 대한 z의 절대값이다.

우리가 관심을 갖는 변수는 무역개방지표인데 관세율을 사용하였을 경우 그 계수가 양수로 나타나며 95% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 즉 관세율의 증가가 고용을 높이는 데 효과가 있으며 반대로 관세의 감소(무역자유화조치)는 고용을 낮추는 결과를 가져온다는 것이다. 수입비중이 증가하면 역시 고용을 감소시키는 것으로

나타나나 통계적으로는 유의하지 않다. 하지만 열 (1)~(2)의 추정결과를 그대로 받아들이는 데는 문제가 있다. 그 이유는 현재 임금의 내생성, 즉 현재 임금과 오차항이 상관관계를 가질 수 있다는 점을 간과하고 있기 때문이다. 따라서 w_{it}를 도구변수로 대체한 후 결과를 재확인하는 것이 필요하다.

열 (3)~(4)는 열 (1)~(2)에서 w_{it} 대신 w_{it-1}을 도구변수로 사용한 결과이다. 대부분의 변수는 크기는 변하지만 질적인 변화는 보이지 않으나 관세율의 계수는 0.013에서 0.006으로 약 1/2로 줄어들고 통계적 유의성도 상실하는 것으로 나타난다. 이는 현재의 관세율(θ_{it})이 현재의 임금(w_{it})과 상당한 관계를 가지고 있다는 것을 간접적으로 증명하며, 결국 w_{it} 대신 w_{it-1}을 도구변수로 사용하면서 w_{it}의 내생성을 교정할 뿐 아니라 θ_{it}의 효과에도 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 결과적으로 고용함수를 Lang(1998)의 비선형회귀방법으로 추정하고 임금의 내생성을 교정할 경우, 무역자유화가 고용에 미치는 영향은 거의 없는 것으로 판단된다.

하지만 비선형모형인 열 (3)~(4)는 최종 추정결과로서는 적합하지 않다. 그 이유는 오차항의 자기상관계수(ρ)가 1이라는 것을 기각할 수 없기 때문이다. 따라서 식 (4-6)은 무작위 행보(random walk)가 되며 이 경우 고정효과모형을 설정하는 것이 더 적합하다. 열 (5)~(8)은 노동수요함수의 오차항이 산업고정적인 부분(ϕ_i)을 가지고 있다고 가정하고, 1차 차감의 형태를 가지는 식 (4-7)의 추정결과이다. 현재 임금에 대하여 도구변수를 사용하지 않았을 경우(열 (4-5))에는 앞에서와 마찬가지로 관세율의 감소가 고용을 줄이는 것으로 나타나고 있으나 w_{it} 대신 w_{it-1}을 도구변수로 사용할 경우(열 (7))에는 그 효과가 사라진다. 여기서도 현재의 관세율(θ_{it})이 현재의 임금(w_{it})과 상당한 관계를 가지고 있다는 것을 간접적으로 보여준다. 수입비중은 어느 경우에나 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 결국 1차 차감식을 사용한 경우에도 무역자유화가 우리나라 제조업 고용을 줄이는 역할을 했다고 보기는 어렵다고 판단된다.

고용조정계수의 크기는 비선형모형과 비교하여 다소 증가하는 경향을 보이는데 열 (8)을 기준으로 할 때 고용조정의 중위기간은 1.1년보다 다소 긴 1.2년으로 계산

된다. 하지만 이는 여전히 OECD 평균 1.4년보다는 짧은 수치이다. 임금과 부가가치생산의 탄력성은 다소 낮아지나 여전히 0.3에서 0.4로 높은 수준을 보이고 있다. R&D 계수 역시 음수이며 통계적으로 유의하게 나타나 기술진보가 제조업 고용 감소에 중대한 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

무역자유화와 고용의 관계는 1997년 외환위기를 전후로 달라질 가능성이 충분히 존재한다. 외환위기 이후 외국자본의 급속한 유입과 정부의 노동시장유연화정책은 고용에 영향을 미쳤을 가능성이 높다. 따라서 1998년 이전과 이후를 구분하여 식 (4-7)을 추정할 필요가 있다. 하지만 외환위기 이후 시계열 자료가 짧기 때문에 두 시기를 분리하여 추정하는 것은 현재로선 불가능하며 따라서 외환위기를 더미변수로 포함시키는 경우와 1988~97년 시기만을 추정하는 방법을 사용하기로 한다. 추정결과는 [부표 4]에 제시되는데 대부분 변수의 추정계수는 크게 변하지 않으나 시간더미를 사용할 경우 R&D의 계수가 작아지며, 유의성도 떨어지는 것으로 나타나고 있다. 이는 시간이 기술발전의 대리변수로서의 역할을 하기 때문으로 보여진다. 우리가 관심이 가지는 관세율이나 수입비중의 계수는 [부표 4]에서도 여전히 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 결론적으로 1988~2001년 사이 우리나라 제조업 고용이 줄어든 것은 제조업부문의 무역자유화에 기인한다고는 보기 어렵다고 판단된다.[23)]

나. 부문별 추정결과

제조업에 속한 산업 전체를 대상으로 할 때 무역자유화가 고용에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 산업별로는 그 효과에 있어 차이를 보일 수 있다. 특히 관세율이 경쟁력이 약한 산업을 보호하는 수단으로 이용되어왔다면 관세율 하락이 고용에 미치는 효과는 각 산업마다 다르게 나타날 수 있으며, 따라서 각 산업별로 무역자유화의 고용효과를 살펴볼 필요가 있다. 하지만 추정에 사용될 수 있는 산업별 시계

23) [부표 3]은 다양한 도구변수를 이용하여 식 (4-7)을 추정한 결과를 담고 있다. 여기서도 관세율의 고용효과는 거의 없는 것으로 나타나나 수입비중의 고용효과는 모형 (6)에서 음수로 나타나고 있다. 하지만 이 경우도 추정계수가 -0.005로 수입비중이 100% 증가할 때 고용은 0.5% 감소하는 것으로 매우 영향이 작다고 할 수 있다.

열 자료가 너무 짧고, 또한 추정모형이 고용이나 임금의 과거변수(lag variable)를 사용하고 있기 때문에 각 산업별로 노동수요함수를 추정하는 것은 불가능하다. 따라서 여기서는 산업을 경공업과 중공업으로 구분하여 노동수요함수를 추정하기로 한다. 그 결과는 [표 4-3]에 요약되어 있다.[24)]

[표 4-3]에서 열 (1)과 (3)에 제시된 과거고용변수의 계수를 보면 경공업이 중공업보다 고용조정이 상대적으로 빠르다는 것을 알 수 있다. 경공업에서는 고용조정속도($1-a_1$)가 0.717, 중공업에서는 0.656으로 추정되어, 전자의 고용조정의 중위기간은 1.1년, 후자는 1.3년으로 계산된다. 즉 고용에 충격이 왔을 때 그 충격이 50% 조정되는데 중공업이 경공업보다 약 2.4개월(0.2년) 더 걸린다고 할 수 있다. 경공업과 중공업 사이에 나타나는 고용조정속도의 차이는 근로자의 숙련도와 부분적으로 관련이 있는 것으로 보인다.

고용의 임금탄력성에서도 중공업보다는 경공업에서 더 크게 나타나는데, 임금이 10% 상승하면 경공업에서는 고용이 4% 감소하는 것으로, 중공업에서는 3% 감소하는 것으로 나타나고 있다. 고용의 부가가치 생산 탄력성도 현저한 차이는 아니지만 중공업에서보다 경공업에서 높게 나타나는데, 이는 경공업이 상대적으로 노동집약적인 산업이라는 것을 의미한다. 재화의 수요변동탄력성 역시 경공업에서 더 크게 나타나는데, 이는 경공업 고용이 중공업보다 경기변동에 더 민감하게 반응하고, 더 탄력적으로 조정된다는 것을 시사한다.

하지만 연구개발에 대한 투자비중이 고용에 미치는 효과는 경공업에서보다는 중공업에서 더 크게 나타나고 있다. 경공업에서는 R&D 변수의 계수가 통계적으로 유의하지 않으나 중공업에서는 통계적으로 매우 유의하며 R&D 비중이 1% 증가할 때 고용이 1% 감소하는 것으로 추정된다. 이러한 결과는 R&D 비중의 증가가 자본확대를 의

24) 추정은 식 (4-6)과 식 (4-7) 모두 이루어졌는데 식 (4-6)의 추정에서 오차항의 자기상관계수가 1임을 기각할 수 없어 식 (4-7)이 적합한 것으로 나타났다. 따라서 본문에는 식 (4-7)의 추정결과만을 제시한다. 또한 임금의 내생성과 관세율과 현재임금의 상관관계 때문에 현재 임금 대신 1기 과거임금을 도구변수로 사용한 결과를 제시한다. 식 (4-6)에 대한 추정결과와 식 (4-7)에서 현재임금을 사용한 경우의 추정결과는 필자에게 요청하면 제공될 수 있다.

미한다면 경공업부문의 생산특성상 자본이 노동을 대체하는데 한계를 가지기 때문에 나타나는 것으로 사료된다. 김우영(2004)은 1991년과 2002년 사이 제조업의 산업별 고용계수를 계산하였는데 경공업부문의 고용계수 감소보다 중공업부문의 고용계수 감소가 더 크다는 사실을 밝히고 있다. 이는 [표 4-3]에서 보여주는 연구개발의 고용감소효과가 경공업에서보다는 중공업에서 더 크게 나타난다는 결과와 일관성을 가진다.

표 4-3. 부문별 고용함수의 추정결과(1988~2001년)

	경공업		중공업	
	(1)	(2)	(3)	(4)
고용_1	0.283	0.265	0.344	0.362
	(3.4)	(3.3)	(4.8)	(4.9)
임금_1	-0.407	-0.434	-0.311	-0.360
	(3.6)	(4.9)	(3.3)	(5.3)
부가가치	0.483	0.522	0.450	0.461
	(4.8)	(5.2)	(10.6)	(10.4)
수요변동	0.002	0.002	0.001	0.001
	(1.3)	(1.2)	(1.5)	(1.5)
관세율	0.005	-	0.007	-
	(0.4)	-	(0.6)	-
수입비중	-	-0.007	-	0.001
	-	(1.4)	-	(1.0)
R&D	0.684	0.579	-1.025	-1.079
	(0.5)	(0.5)	(2.3)	(2.5)
R-Square	0.620	0.637	0.783	0.785
Rho	0.089	-0.003	0.023	0.013
Durbin-Watson Statistics	1.82	2.00	1.81	1.85
표본 수	45	45	60	60

주: 모든 열은 현재 임금 대신 1기 전의 임금을 대리변수로 사용하고 1차 차감을 OLS로 추정한 결과이며, ( ) 안의 수치는 t의 절대값이다.

마지막으로 관세율과 무역비중의 계수를 살펴보면, 관세율은 경공업, 중공업 모두 양수로 추정되나 90% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 수입비

중은 경공업에서는 음수로, 중공업에서는 양수로 나타나지만 이들 역시 통계적 유의성을 갖지 못하고 있다. 일반적으로 사람들은 경공업부문의 고용감소가 시장개방과 밀접한 관련이 있다고 생각하고 있지만 적어도 [표 4-3]의 결과는 이러한 일반적인 견해를 기각하고 있다. 현재로선 경공업의 고용감소는 시장개방보다는 오히려 임금증가와 생산감소에 기인하는 것으로 보인다. 다만 수입비중이 증가할 때 경공업부문에서는 고용이 다소 주는 것으로 나타나는데 그 크기도 작고, 통계적 유의성도 아직은 약하기 때문에 지금으로서는 확실히 말하기 어렵다고 판단된다. 이 부분에 대해서는 추후 좀더 긴 시계열자료로 다시 한번 검증되어야 할 필요가 있다.

무역자유화가 제조업 고용에 미치는 순수한 효과를 알아보기 위해서 Bhalotra (1998)와 Lang(1998)이 사용한 모형을 좀더 확장시킨 노동수요함수를 추정하였다. 추정결과 현재 고용은 과거 고용수준, 임금, 부가가치 생산, 재화수요의 변동, R&D 투자비중과 아주 밀접한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 과거 고용변수의 계수를 통하여 고용조정속도를 계산한 결과, 고용에 충격이 왔을 때 그 충격이 50% 조정되는데 약 1.1년이 걸리는 것으로 나타났는데, 이는 OECD의 중위기간 1.4년에 비하여 다소 짧은 기간이다. 즉 우리나라 제조업의 고용조정속도는 선진국에 비하여 상대적으로 빠르다고 볼 수 있다. 임금의 계수는 상당히 탄력적인 것으로 나타나는데 임금이 10% 증가할 때 고용은 4~5% 감소하는 것으로 추정된다. 1988년부터 2001년 사이 우리나라 근로자의 실질임금이 크게 증가하였다는 것을 감안한다면 실질임금의 증가가 제조업 고용감소에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. R&D 투자비중의 계수도 음수이며 통계적으로 유의하게 나타나는데, 전 산업을 대상으로 할 때 R&D 투자비중이 1% 증가하면 고용은 0.8% 감소하는 것으로 추정된다. 원자료에서 1990~2001년 동안 R&D 투자비중은 약 50% 증가한 것으로 나타나고 있다. 따라서 모든 것이 고정되어 있다면 1990~2001년 사이 R&D 증가에 따른 순수한 고용감소효과는 약 40%라 할 수 있다.

우리의 주요 관심변수인 관세율과 수입비중은 제조업 고용에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 현재 임금의 내생성을 통제하지 않았을 경우 관세율의 계수는 0.017로 추정되고 95% 수준에서도 유의하게 나타난다. 즉 관세율이 1% 감소

할 때 고용은 약 1.7% 감소하는 것으로 나타나고 있다. 현재 임금 대신 과거 임금을 도구변수로 사용하였을 경우 관세율 계수의 유의성은 사라진다. 이는 현재 임금과 관세율 사이에 밀접한 관계가 있다는 것을 시사한다. 또한 수입비중은 대부분의 경우에 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

관세율 감소의 고용에 미치는 효과가 산업의 경쟁력 수준에 따라 다르게 나타날 수 있다면 산업을 구분하여 관세율의 효과를 추정할 필요가 있다. 이러한 가능성을 검토하기 위하여 산업을 경공업과 중공업으로 구분하여 노동수요함수를 추정하였는데, 그 결과는 비록 중공업보다 경공업에서 고용조정이 더 신속하고, 탄력적으로 이루어져 온 것은 사실이나 무역자유화가 고용에 미치는 영향은 중공업뿐 아니라 경공업에서조차도 심각하게 나타나고 있지 않은 것으로 분석되었다. 따라서 본 연구의 결과로 볼 때 무역자유화로 인해 적어도 경공업 부문은 상당한 타격을 입을 것이라는 일반적인 견해는 기각된다.

지금까지의 연구결과를 종합하면 1980년대 후반부터 우리나라 제조업부문에서 진행되어온 무역자유화조치가 제조업의 평균적인 산업의 고용을 줄였다고 보기는 어렵다고 판단된다. 또한 제조업을 경공업·중공업으로 구분하는 경우에도 결론은 변하지 않는다. 다만 무역개방효과가 각 산업별로 다르게 나타날 가능성은 존재하는데 앞으로 좀더 긴 시계열자료가 구축된다면 각 산업별로 무역개방효과를 살펴보는 연구가 필요할 것이다.

3. 무역자유화가 제조업 임금 양극화에 미친 영향

앞선 단락에서 무역자유화가 고용에 미친 영향을 살펴보았다. 여기서는 무역자유화가 임금양극화 및 격차에 미친 영향을 분석한다. 임금격차는 산업내 임금불평등과 산업내 학력간 임금격차라는 두 가지 측면에서 파악할 수 있다. 산업내 임금불평등은 지니계수로 측정할 수 있고, 각 산업에서의 학력간 임금격차는 전문대 이상 학력자의 임금프리미엄으로 측정할 수 있다. 제조업의 산업별 임금불평등을 계산하기 위해 사용된 자료는 「임금구조기본통계조사」이다. 「임금구조기본통계조사」는 각 근로

자에 대한 기본금, 통상적 수당, 초과수당, 특별상여에 대한 정보를 제공하고 있는데 분석에 사용된 임금은 정액급여(기본급+통상적 수당+기타 수당)와 총급여(정액급여+초과수당+특별상여/12)이다. 「임금구조기본통계조사」는 임금 외에도 임금불평등을 결정하는 데 영향을 줄 수 있는 다양한 변수에 대한 정보를 제공한다. 본 연구에서는 임금불평등에 영향을 미칠 수 있는 성, 노조 여부, 학력, 기업규모 등에 대한 정보를 회귀분석에 사용한다. 또한 「임금구조기본통계조사」는 1999년부터 5인 이상 사업장으로 조사가 확대되었으나 이전과의 일관성을 유지하기 위해서 분석은 10인 이상 사업장으로 한정한다.

표 4-4. 변수의 기초 통계량(1993~2001년)

	평균	표준편차	표본 수	변수 설명
지니계수	0.234	0.033	105	정액급여를 기초로 한 산업별 지니계수
학력간 임금격차	0.256	0.080	105	대졸 이상과 대졸 미만의 임금격차
직종간 임금격차	0.168	0.098	105	전문직·비전문직의 임금격차
평균임금	16.57	6.738	105	근로자 1인당 연평균실질임금(백만 원)
여성비중	0.291	0.153	105	산업별 여성비중
대졸비중	0.242	0.098	105	산업별 대졸비중
노조비중	0.415	0.180	105	산업별 노조설립비중
대기업비중	0.347	0.207	105	산업별 대기업(300인 이상) 비중
R&D	0.100	0.081	105	기술연구비 지출 유무(0-무, 1-유)
수입비중	26.71	26.28	105	산업수입액/산업실질생산액(%)
관세율	8.338	3.090	105	산업별 관세율

주: 각 변수는 2년 평균으로 측정되었음.
학력간 임금격차와 직종간 임금격차는 다른 요인을 통제한 후 계산된 값임. 자세한 내용은 본문 참고.
자료: 광공업 통계조사, 임금구조기본통계조사 각 연도 원자료.

일반적으로 한 국가의 소득불평등은 그 국가의 소득수준(1인당 소득)과 연관이 있는 것으로 알려져 있다(Kuznets Curve). 이를 산업에 적용하면 한 산업의 임금불평등은 그 산업에 속한 근로자의 임금수준에 영향을 받는 것으로 생각할 수 있다. 이는

국가를 대상으로 한 Barro(2000)의 회귀모형을 산업에 적용하는 것이 된다. 또한 앞서 문헌연구에서도 지적되었듯이 임금불평등에 영향을 미칠 수 있는 중요한 변수로 기술발전을 지적하지 않을 수 없다. 따라서 산업별 임금불평등의 결정요인을 분석하는 데 있어 산업별 근로자의 임금수준과 기술발전에 대한 정보가 필요한데 이를 위하여 본 연구에서는 「광공업통계조사」를 사용하기로 한다. 산업별 근로자 1인당 임금수준은 「광공업통계조사」에 나타나 있는 산업별 부가가치생산액을 근로자 수로 나눈 값을, 산업별 기술발전수준은 산업별로 연구개발투자를 실시하고 있는 기업의 비중을 각각 대리변수로 사용하기로 한다.

마지막으로 담배산업의 경우 사업체 수가 너무 적기 때문에 1997부터 「광공업통계조사」 원자료에 산업코드가 제공되지 않고 있으며, 산업분류 37인 재생산업의 경우 관세율, 수입액에 대한 과거자료가 존재하지 않는다. 따라서 본 연구에서는 이 두 산업을 제외한 제조업 중분류 21개 산업을 분석대상으로 한다. 임금격차에 대한 실증분석에 사용된 주요 변수의 기초 통계량은 [표 4-4]에 요약되어 있다.

가. 지니계수로 측정한 임금격차

먼저 무역자유화가 지니계수로 측정한 임금불평등에 미친 영향을 분석한다. 지니계수로 측정한 임금불평등의 결정요인에 대해 국가간 데이터(cross-country data)를 이용하여 분석한 연구로는 Barro(2000), Gregorio and Lee(2002) 등이 있으며, 이 선행연구들의 방법론을 원용하여 본 연구의 실증분석모형을 다음과 같이 설정한다.

$$G_{it} = \alpha + \beta_1 lny_{it} + \beta_2 (lny_{it})^2 + \beta_v V_{it} + \gamma_l TL_{it} + \delta Year_t + \nu_i + \epsilon_{it} \qquad (4\text{-}8)$$

여기서 G_{it}는 t년도 i 산업의 임금에 대한 지니계수이며, y_{it}는 1인당 실질부가가치생산액(이하 1인당 소득), V_{it}는 여성취업자비중, 대졸비중, R&D 비중, 대기업비중 등 산업의 특징을 나타내는 기본통제변수의 벡터이며,[25] TL_{it}은 관세율 및 수입비중 등 무역자유화의 대리변수이다. 또한 $Year_t$는 연도 더미변수를 나타낸다. 본

연구는 1993~2001년 21개 산업에 대한 패널데이터를 사용하기 때문에 산업효과를 나타내는 ν_i를 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)로 분석한다.

본 연구는 임금격차를 나타내는 지니계수를 정액급여로 측정한다. 1인당 소득(y_{it})에 자연로그를 취한 값의 제곱을 나타내는 $(lny)^2$은 쿠즈네츠 가설을 따라 소득불평등의 결정요인으로 흔히 사용된다. 쿠즈네츠의 역U자 가설(Kuznets' Inverted-U Hypothesis)은 경제발전의 초기단계에서는 소득의 불평등이 심화되고 경제가 성장함에 따라 불평등이 개선된다는 가설이다. 이 가설은 주로 국가 경제발전에 따른 소득분배에 대한 연구에 주로 사용되었는데, 본 연구는 이를 원용하여 산업의 발전 정도가 산업내 임금불균등에 미치는 영향을 분석한다. 쿠즈네츠의 역U자 가설이 성립한다면 산업의 지니계수와 1인당 임금의 제곱은 음(-)의 관계를 나타낼 것으로 기대된다.

1) 전 산업에 대한 추정결과

[표 4-5]는 각 산업별 임금불평등을 나타내는 지니계수에 미치는 요인을 고정효과(fixed effect)와 임의효과(random effect)로 추정한 결과를 표시하고 있다. 모형 (1)은 무역개방을 대용하는 지수로 관세율을 포함하여 고정효과로 추정한 경우인데, R^2가 0.99에 달할 정도로 분석에 포함된 설명변수의 설명력이 매우 높게 나타났다.

먼저 관심의 초점인 관세율 계수값은 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 무역자유화가 임금불평등(지니계수)에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 결과, 우리나라 제조업 전체로 볼 때 무역자유화가 임금불평등을 초래했다는 증거를 발견할 수 없다. 또한 로그 1인당 임금의 계수값은 양(+)의 부호이고 통계적으로 유의하였는데, 이는 1인당 임금수준이 높은 산업일수록 임금불평등이 높다는 것을 시사한다. 그러나 1인당 임금수준에 로그를 취한 값의 제곱은 그 계수값이 음(-)이며 통계적으로 1% 수준에서 유의하였는데, 이는 쿠즈네츠의 역U자 가설이 국가가 아닌 산업에서도 적용된다는 것을 시사한다. 즉 임금이 낮은 수준에서는

25) 대졸비중은 전문대 이상의 비중이며, 대기업비중은 300인 이상 사업장의 비중으로 정의되었다.

불평등이 확대되지만 임금이 더욱 크게 증가하면 불평등은 낮아지게 된다.

또한 대졸비중(대학 졸업자의 비중) 및 노조비중(노조가 존재하는 기업의 비중) 등의 계수값은 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 대학 졸업자의 비중이 높을수록 임금불평등의 정도가 심한 반면, 노조비율이 높을수록 임금불평등은 약화되는 것으로 분석되었다. 대학 졸업자의 비중이 높을수록 지니계수가 높아지는 것은 Barro(2000)의 결과와 동일하고, 노조비중이 높을수록 임금불평등이 작게 나타나는 것은 노조가 작업장의 임금을 평준화시킨다는 기존 연구결과와 일관성을 가진다. 중소기업에 비해 대기업의 임금이 높은 것으로 알려져 있어서 대기업비중이 높은 산업일수록 임금불평등이 심할 것으로 기대하였으나, 본 연구에서 설정한 모형에서는 대기업비중의 계수값은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

주목할 점은 R&D 비중의 계수가 음(-)으로 나타났다는 것이다. 이는 R&D에 투자하는 기업이 많은 산업일수록 임금불평등이 축소된다는 것을 의미한다. 즉 R&D는 임금불평등을 확대하는 것이 아니라 오히려 임금이 낮은 층에 그 혜택이 더 크게 돌아가는 소득재분배효과를 갖는다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 앞 장의 R&D 고용효과를 통하여 추론해볼 수 있다. 앞 단락에서 R&D는 고용을 줄이며, 특히 경공업보다는 중공업에서 고용을 더 크게 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 이는 R&D가 비숙련자를 대체하기보다는 오히려 숙련자를 대체하는 자본투자로 작용한다는 것을 간접적으로 보여준다 하겠다. 결국 여기서 사용하는 R&D 변수는 숙련편향적인 기술발전을 대리한다고 보기는 어려우며 따라서 기술발전을 대리하는 다른 변수를 사용하는 것이 검토되어야 할 것이다. 이는 향후 과제로 남겨두기로 한다.

한편 모형 (2)는 무역자유화의 대리변수로 산업생산대비 수입비중을 사용하였을 때의 추정결과를 나타내고 있다. 수입비중의 계수값은 통계적으로 유의하지 않아서 영(0)과 다르지 않게 나타났다. 그 이외의 변수는 모형 (1)의 경우와 큰 차이가 없다.

모형 (3)과 (4)는 산업별 지니계수를 임의효과(random effect)로 추정한 결과를 요약하고 있다. 관세율과 수입비중의 계수값은 통계적으로 유의하지 않게 분석되었다. 고정효과(fixed effect)로 분석한 경우와 차이점은 여성비중의 계수값이 유의하게 나타났는데, 여성의 비중이 높을수록 임금불평등이 높은 것으로 분석되었다.

표 4-5. 무역자유화가 임금불평등(지니계수)에 미치는 영향

	고정효과(fixed effect)		임의효과(random effect)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
로그 1인당 임금	0.064 (2.41)	0.064 (2.45)	0.083 (2.60)	0.082 (2.47)
로그 1인당 임금의 제곱	-0.007 (2.36)	-0.007 (2.44)	-0.008 (2.41)	-0.008 (2.31)
여성비중	-0.143 (4.87)	-0.144 (4.59)	0.109 (3.88)	0.115 (3.97)
대졸비중	0.157 (9.11)	0.155 (9.23)	0.175 (4.52)	0.172 (4.32)
노조비중	-0.085 (9.05)	-0.085 (7.74)	-0.068 (2.92)	-0.061 (2.64)
대기업비중	0.013 (1.07)	0.012 (1.02)	0.004 (0.19)	0.003 (0.11)
R&D	-0.133 (3.70)	-0.129 (4.17)	-0.137 (2.54)	-0.150 (2.48)
관세율	-0.0002 (0.22)	-	0.002 (1.49)	-
수입비중	-	-1.74E-05 (0.21)	-	3.24E-05 (0.24)
1995년 더미	-0.026 (7.24)	-0.025 (9.47)	-0.021 (3.97)	-0.025 (5.64)
1997년 더미	-0.035 (8.34)	-0.034 (9.19)	-0.027 (4.48)	-0.031 (5.34)
1999년 더미	-0.027 (7.56)	-0.027 (7.74)	-0.018 (3.11)	-0.021 (3.85)
2001년 더미	-0.017 (3.71)	-0.016 (3.80)	0.007 (1.12)	-0.011 (1.79)
표본 수	105	105	105	105
R-square	0.996	0.995	0.889	0.887

주: 고정효과모형에서는 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음. 임의효과모형은 Variance Components 모형으로 추정된 것임. ( ) 안의 수치는 t값의 절대치임.

분석방법에 관계없이 1995년, 1997년, 1999년을 나타내는 더미변수의 계수값은 음(-)이었고 통계적으로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 시간의 흐름에 따라 임금불평등이 감소하였다는 것을 의미한다. 그러나 2001년을 나타내는 계수값은 통계적 유의도가 현저하게 낮아졌는데, 이는 외환위기 이전 임금불평등 완화경향이 외환위기를 겪으면서 달라지고 있다는 것을 반영한 결과로 해석된다.[26)]

2) 경공업/중공업에 대한 추정결과

앞선 단락에서는 무역자유화가 임금불평등에 미치는 영향을 전체 산업을 대상으로 분석하였다. [표 4-5]에 제시되어 있듯이, 산업별로 관세율 수준은 각기 상이하다. 산업마다 관세율 수준이 상이한 데는 다양한 이유를 찾을 수 있는데, 이는 본 연구의 범위를 벗어나기 때문에 향후 과제로 남겨둔다. 관세율 수준이 높아서 보호장벽이 높은 산업과 그렇지 않은 산업에서의 무역자유화가 임금불평등에 동일한 영향을 미칠 것으로 가정하는 것에 대해서는 적절한 근거를 찾기 어렵다. 또한 각 산업은 숙련도에 대한 집약도가 각기 다르다. 즉 무역자유화로 인해 각 산업의 숙련노동 및 비숙련노동에 대한 수요는 각기 상이하기 때문에 임금불평등에 미치는 영향도 달라질 수 있다. 따라서 본 연구는 전체 산업을 관세율이 높고 비숙련노동에 대한 집약도가 높은 경공업과 상대적으로 낮은 중공업으로 분리하여 무역자유화가 임금불평등에 미치는 영향을 분석한다. [표 4-6]은 경공업을 대상으로 식 (4-8)을 추정한 결과를 나타낸다.

고정효과모형에서 관세율의 계수값은 음(-)이며 통계적으로 매우 유의하게 나타났고, 이는 전체 산업을 대상으로 분석한 경우와 동일한 결과이다. 즉 경공업에서도 관세율 감소는 임금불평등을 높이는 것으로 나타나고 있다. 그러나 임의효과(random effect)로 추정한 경우에는 관세율의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 분석되었고, 또한 관세율 대신 수입비중을 설명변수에 포함하면 수입비중의 계수값은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

---

26) 실제로 총소득을 사용한 제조업 전체 지니계수를 구해보면 1993년 0.272, 1995년 0.258, 1997년 0.257, 1999년 0.258, 2001년 0.268로 나타나 1993년이 가장 높은 해로 나타나고 있다.

표 4-6. 경공업에서의 임금불평등

	고정효과(fixed effect)		임의효과(random effect)	
	(5)	(6)	(7)	(8)
로그 1인당 임금	0.395 (2.79)	0.232 (1.32)	0.724 (3.08)	0.745 (3.11)
로그 1인당 임금의 제곱	-0.051 (2.94)	-0.031 (1.42)	-0.089 (2.93)	-0.090 (2.92)
여성비중	-0.052 (0.67)	-0.131 (1.40)	0.168 (5.01)	0.204 (5.51)
대졸비중	0.209 (3.18)	0.205 (2.91)	0.201 (3.78)	0.207 (3.13)
노조비중	0.009 (0.18)	-0.016 (0.32)	-0.022 (0.33)	-0.002 (0.03)
대기업비중	-0.166 (2.56)	-0.079 (1.28)	-0.048 (0.48)	-0.062 (0.61)
R&D	-0.667 (4.00)	-0.596 (4.49)	-0.235 (1.27)	-0.073 (0.35)
관세율	-0.006 (3.43)	-	0.002 (1.24)	-
수입비중	-	0.0009 (0.87)	-	2.97E-04 (0.52)
1995년 더미	-0.050 (4.17)	-0.027 (3.45)	-0.034 (3.01)	-0.041 (3.78)
1997년 더미	-0.069 (3.70)	-0.043 (3.26)	-0.044 (3.41)	-0.050 (3.79)
1999년 더미	-0.046 (2.68)	-0.021 (1.36)	-0.029 (1.91)	-0.039 (2.36)
2001년 더미	-0.039 (2.16)	-0.016 (0.97)	-0.024 (1.59)	-0.032 (1.88)
표본 수	45	45	45	45
R-square	0.997	0.994	0.752	0.743

주: 고정효과모형에서는 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음. 임의효과모형은 Variance Components 모형으로 추정된 것임. ( ) 안의 수치는 t값의 절대치임.

고정효과 분석결과를 보면 대체로 쿠즈네츠 곡선이 존재하는 것을 알 수 있으며, 대졸비중이 증가하면 임금불평등은 증가하고, 노조비중이나 대기업비중은 경공업의 임금불평등에는 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

임의효과로 분석하였을 때는 다소 다른 결과를 보이고 있는데 여성비중의 경우가 특히 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 여성비중이 높으면 임금불평등이 확대되는 것으로 나타나고 있다.

[표 4-7]은 중공업을 대상으로 분석한 결과를 나타내고 있다. 중공업의 경우 관세율은 고정효과모형과 임의효과모형에서 일관되게 통계적으로 유의하지 않았다. 중공업의 경우에는 무역자유화가 임금격차의 확대를 초래했다는 증거를 발견할 수 없다. 이는 경공업을 고정효과모형으로 분석한 결과(표 4-6 참고)에서 관세율은 음(-)의 부호를 갖고 통계적으로 유의했던 것과 대비된다. 중공업의 경우 관세율이 상당히 낮은 수준이고, 경공업의 관세율 수준이 대체로 높다는 점을 고려할 때 관세율이 높은 산업의 경우 무역자유화로 임금불평등이 더 크게 증가하는 반면, 관세율이 낮은 산업에서는 무역자유화로 인한 임금불평등의 심화 정도가 완화될 수 있다는 것을 시사한다.

관세율을 사용한 고정효과모형과 임의효과모형에서 쿠즈네츠 곡선이 강하게 나타나고 있다. 고정효과모형에서 여성비중의 증가는 임금불평등에 큰 영향을 주지 않지만, 노조비중은 임금불평등을 크게 낮추는 것으로 나타나고 있다. 노조의 임금평준화 효과가 경공업보다는 중공업에서 더 크게 나타나는 결과는 중공업에서 노조의 비중이 높으며 따라서 그 역할도 강하기 때문으로 해석된다. R&D 비중의 확대는 중공업부문에서도 임금불평등을 축소시키는 것으로 나타나지만 경공업에 비하여 그 크기도 작고 통계적 유의성도 줄어들고 있다. 즉 R&D 비중의 증가는 경공업보다는 중공업의 임금불평등을 유지시키는 방향으로 작용한다고 말할 수 있다.

이상의 분석결과를 종합해볼 때, 경공업을 대상으로 분석한 모형에서 관세율은 음(-)의 부호를 나타냈고 통계적으로도 유의하였으나, 중공업의 경우에는 수입비중뿐 아니라 관세율도 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 즉 산업별로 무역자유화가 임금격차에 미치는 영향은 각기 다르게 나타났다. 무역자유화가 크게 진척되어 관세율 수준이 낮은 중공업과 관세율 수준이 높은 경공업에서 서로 다른 결과가 도출된

점은 향후 진척될 무역자유화를 고려할 때 산업내 임금격차에 대한 대책은 보호수준이 높은 산업에 초점을 두어야 한다는 것을 시사한다.

표 4-7. 중공업에서의 임금불평등

	고정효과(fixed effect)		임의효과(random effect)	
	(9)	(10)	(11)	(12)
로그 1인당 임금	0.052 (2.56)	0.049 (1.90)	0.081 (3.10)	0.067 (2.57)
로그 1인당 임금의 제곱	-0.006 (2.45)	-0.006 (2.31)	-0.007 (2.88)	-0.006 (2.42)
여성비중	-0.106 (2.03)	-0.087 (1.59)	0.144 (5.14)	0.158 (5.79)
대졸비중	0.132 (3.17)	0.140 (3.44)	0.105 (2.64)	0.099 (2.41)
노조비중	-0.105 (5.37)	-0.098 (5.69)	-0.055 (2.30)	-0.037 (1.75)
대기업비중	0.030 (3.14)	0.032 (2.33)	-0.004 (0.22)	0.015 (0.98)
R&D	-0.044 (1.06)	-0.048 (1.03)	-0.078 (1.47)	-0.071 (1.31)
관세율	0.001 (0.93)	-	0.002 (1.32)	-
수입비중	-	3.93E-06 (0.027)	-	-1.47E-05 (0.85)
1995년 더미	-0.018 (4.10)	-0.021 (5.15)	-0.014 (2.34)	-0.019 (3.74)
1997년 더미	-0.022 (5.30)	-0.023 (4.66)	-0.019 (2.88)	-0.022 (3.50)
1999년 더미	-0.022 (4.40)	-0.023 (4.56)	-0.010 (1.52)	-0.014 (2.15)
2001년 더미	-0.009 (1.47)	0.011 (2.13)	0.002 (0.23)	-0.003 (0.63)
표본 수	60	60	60	60
R-square	0.998	0.999	0.850	0.851

주: 고정효과모형에서는 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음. 임의효과모형은 Variance Components 모형으로 추정된 것임. ( ) 안의 수치는 t값의 절대치임.

나. 학력간 임금격차

무역자유화가 임금격차에 미치는 영향은 여러 차원에서 파악될 수 있는데, 여기서는 제조업부문의 무역개방 증가가 대졸・고졸간 임금격차에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴본다. 가장 단순한 모형은 Mincer 타입의 임금방정식에 산업별 관세율 또는 수입비중을 포함하여 회귀분석하는 것이지만, 이 경우 산업의 임금수준에 따라 관세율이 정해질 수 있다는 문제점이 있다. 다시 말해서 만약 임금수준이 낮은 산업을 보호하기 위해서 정부가 높은 관세율을 부과하고 있다면, 임금방정식에 관세율을 포함하는 것은 편향된(biased) 추정을 초래하게 된다. 따라서 이러한 단순모형은 바람직하지 않다.

따라서 좀더 정교한 모형이 필요한데 여기서는 Bayer, Rojas and Vegara(1999)와 Feliciano(2001) 등이 설정한 모형을 이용하기로 한다. Feliciano (2001)는 무역자유화가 산업간 임금격차에 미치는 영향을 살펴보았는데 그 원리는 학력간 임금격차에 그대로 적용될 수 있다. Bayer, Rojas and Vegara(1999)는 무역자유화가 칠레의 학력간 임금격차에 미치는 영향을 추정하였는데 본 연구의 모형과 Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 모형의 차이점은 본 연구는 산업자료를 사용하는 데 반하여 Bayer, Rojas and Vegara(1999)는 전국을 대상으로 하는 시계열 분석을 하고 있다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 산업의 이질성을 추가로 통제할 필요가 있다.

학력간 임금격차와 무역자유화에 대한 추정과정은 다음과 같다. 우선 다음과 같은 Mincer 타입의 임금방정식을 통하여 산업별 학력간 임금격차를 추정한다.

$$lnw_{it} = X_{it}\Gamma_t + \alpha_t U_{it} + \sum_{j=1}^{J} \beta_{jt} IND_{ijt} + \sum_{j=1}^{J} \gamma_{jt} U_{it} \cdot IND_{ijt} + \epsilon_{it} \qquad (4\text{-}9)$$

식 (4-9)에서 X는 성, 연령, 근속연수, 노조, 기업규모, 직종변수 등이 포함된다. U는 대졸 더미변수로 전문대 이상이면 1, 아니면 0이 된다. IND는 산업더미로 기준은 음식료산업으로 정해진다. 임금을 총급여가 아니라 정액급여로 사용한 이유는

학력간 임금격차는 다른 요인을 제거하고 순수하게 학력의 차이로 발생하는 임금격차에 초점을 두고 있기 때문이다. 총급여는 초과근로, 특별상여에 따라 변하기 때문에 순수한 학력간 임금격차를 추정하는 데 잡음(noise)으로 작용할 수 있기 때문이다. 식 (4-9)는 1993년, 1995년, 1997년, 1999년, 2001년 각각 OLS로 추정된다.

식 (4-9)를 U로 미분하면 다음과 같은 산업내 학력간 임금격차를 얻을 수 있다.

$$EDiff_{jt} = \alpha_t + \sum_{j=1}^{J} \gamma_{jt} IND_{ijt} \tag{4-10}$$

t시점에서 음식료산업내 학력간 임금격차는 α_t가 되며, j산업내 학력간 임금격차는 $\alpha_t + \gamma_{jt}$가 된다. 이렇게 구해진 학력간 임금격차는 개인의 특성을 통제한 후 얻어진 임금격차이며 종속변수가 자연로그이기 때문에 임금격차는 대졸과 고졸 임금격차의 % 차이를 나타낸다. 예를 들면 학력간 임금격차가 0.1이라면 대졸임금이 고졸임금보다 약 10% 더 높다는 것을 의미한다.

산업별 학력간 임금격차가 추정되면 이를 종속변수로 하고 무역자유화 등의 변수를 독립변수로 하는 식을 설정할 수 있다. Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 모형을 산업에 적용하면 식 (4-11)과 같이 설정할 수 있다.

$$EDiff_{jt} = \alpha + \beta open_{jt} + \gamma univ_t + \delta textprice_t + \phi_t + \upsilon_j + \epsilon_{jt} \tag{4-11}$$

식 (4-11)에서 $open$은 무역개방지표이며 관세율, 수입비중, 무역의존도 등이 사용될 수 있다. β는 음수 또는 양수일 수 있는데 동아시아국가들에 대한 경험적 연구에서는 β가 음수로, 칠레 등 라틴아메리카는 β가 양수로 나오는 경우가 많은 것으로 알려져 있다. Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 연구에서도 β가 양수로 나와 칠레의 경우 무역자유화가 학력간 소득불평등을 확대시킨 것으로 나타나고 있다. $univ$은 노동력 중 대졸인구의 비중으로 대졸인구의 공급이 증가하여 학력간 임금격

차는 감소하는 것으로 예상되며, 따라서 γ<0이 예상된다.[27] $textprice$는 전체 공산품물가에 대한 섬유물가의 비중을 나타내며 섬유산업에 비숙련노동을 주로 사용한다고 할 때 $textprice$이 증가하면 비숙련노동의 수요가 증가하고 이에 따라 학력간 임금격차가 감소될 것으로 예상된다(즉 δ<0). ϕ_t는 시간효과를 나타내며 여기서는 시간더미를 사용한다.[28] υ_j는 산업효과를 나타내며 이는 고정효과와 임의효과로 가정될 수 있기 때문에 추정에서는 두 모형을 다 사용한다. ϵ_{jt}는 다른 변수와 독립적인 순수한 오차항(white noise)을 나타낸다.

1) 전 산업에 대한 추정결과

식 (4-9)를 추정한 결과는 [부표 5]에 제시되어 있다. 임금함수의 추정치는 대체로 예상과 크게 벗어나지 않고 있다. 여성일수록 임금이 작고, 연령과 근속연수는 임금을 상승시키지만 그 증가폭은 체감하는 것으로 나타나며, 학력이 높을수록, 기업규모가 클수록, 전문직일수록, 임금은 증가하고, 노조가 있는 사업장일수록 임금은 감소하는 것으로 나타나고 있다.[29]

[부표 5]에 나타난 대학더미의 계수는 기준산업(음식료산업)내 대졸과 고졸의 임금격차를 나타내는데 그 계수는 1993년부터 2001년까지 꾸준히 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 [표 3-8]에 나타난 음식료산업의 학력간 임금격차 추이와 일관성을 가진다. 반면 전문직더미의 계수는 꾸준히 증가하는 추이를 보이고 있어 특기할 만한 사항이다.[30] 일반적으로 숙련・비숙련 노동의 임금격차는 학력간 임금격차로 정의되

27) 이론적으로는 개방 경제에서 임금격차는 초기자산(endowment)과 무관한 것으로 나타나지만 완전개방체제가 아닌 경우는 영향을 받을 것으로 예상된다. Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 추정결과에서는 대졸비중이 증가하면 학력간 임금격차는 축소되는 것으로 나타난다.

28) 분석에 사용된 자료가 1993년, 1995년, 1997년, 1999년, 2001년이므로 1993년을 기준으로 삼는다면 시간더미는 4개를 사용할 수 있다. 하지만 식 (4-10)에서 대졸비중, 섬유가격지수가 시간과 함께 변하기 때문에 중공산성(multicollinearity)의 문제가 발생한다. 따라서 추정에서는 외환위기 이후인 1999년, 2001년의 두 더미변수만을 포함하기로 한다.

29) 임금구조기본통계자료를 사용할 경우 노조의 임금프리미엄이 음수로 나타나는 경우는 종종 있으며 여기서 깊은 논의는 생략하기로 한다.

30) 여기서 주의해야 할 것은 전문직더미의 계수는 전 산업에 평균적인 계수라는 것이다. 다

표 4-8. 학력간 및 직종간 임금격차의 추정(고정효과모형)

	대졸·고졸간 임금격차		전문직·비전문직간 임금격차	
	(1)	(2)	(1)	(2)
관세율	-0.005	-0.008	-0.005	-0.006
	(2.64)	(3.41)	(1.65)	(2.23)
섬유물가지수	0.007	-0.130	-1.323	-1.407
	(0.05)	(0.95)	(8.48)	(9.05)
대졸비중	-0.038	-0.044	-0.008	-0.011
	(9.77)	(10.14)	(1.57)	(2.16)
R&D 비중	-	-0.228	-	-0.202
		(2.34)		(1.92)
1999년 더미	0.114	0.137	-0.029	-0.012
	(8.91)	(9.10)	(2.10)	(0.80)
2001년 더미	0.205	0.230	-0.018	-0.002
	(10.56)	(11.37)	(0.90)	(0.10)
R-Square	0.962	0.968	0.884	0.891
Durbin-Watson Statistics	2.172	2.143	2.108	2.089
시간자료 수	5	5	5	5
횡단자료 수	21	21	21	21
전체 표본 수	105	105	105	105

주: 모든 회귀식은 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음.
섬유물가지수는 섬유물가지수/전체 공산품물가지수이며, 대졸은 전문대 이상을 의미하며, 전문직은 제4차 표준직업분류에서 직업분류 3 이하를 나타냄. ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

기도 하고, 전문직·비전문직간 임금격차로 정의되기도 한다. [부표 5]에 의거하면 이 두 측정치는 다른 양상을 보일 수 있음을 시사한다. 따라서 다음 분석에서는 학력간 임금격차에 초점을 두고 전문직·비전문직간 임금격차를 보조적으로 살펴본다.

[표 4-8]은 식 (4-11)을 고정효과모형으로 추정한 결과이다.[31] 우선 대졸·고졸

시 말하면 대학더미의 계수는 음식료산업내의 대학교육의 임금프리미엄인 반면에 전문직더미의 계수는 전 산업에 평균적인 전문직의 임금프리미엄이라고 볼 수 있다.

31) [표 4-8]에 나타난 전문직·비전문직 임금격차의 추정치는 식 (4-9)에 대졸더미와 산업

간 임금격차를 살펴보면 (1)열의 결과는 Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 추정결과와 매우 유사하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 관세율의 감소, 즉 무역자유화로 인해 임금격차는 확대되는 것으로 나타나고 있다. 이는 과거 1970~80년대에 무역개방이 동아시아국가들의 소득불평등을 줄였다는 결과와는 다르게 보이며 오히려 칠레 등 라틴아메리카와 유사하게 나타나고 있다. 하지만 관세율의 계수가 통계적으로 유의하더라도 그 크기가 매우 작다는 것은 유의해야 할 사항이다. 관세율이 1% 포인트 감소할 때 대졸·고졸간 임금격차는 0.5% 증가하는 것을 나타나는데, 2001년도 제조업 평균관세율은 7.3%이며 따라서 만약 관세율이 완전철폐된다면 임금격차는 3.65% 증가하는 것으로 추정된다.

섬유물가지수가 증가하면 저학력자에 대한 수요가 증가하여 학력간 임금격차를 줄이는 것으로 기대되는데 (1)열에서는 섬유물가지수의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 대졸비중의 계수는 예상한 대로 음수로 나타나고 있는데 대졸비중이 10% 증가하면 임금격차는 0.38% 감소하는 것으로 나타나 대졸비중의 증가가 임금격차에 미치는 영향 역시 그리 크지 않은 것으로 나타난다. 외환위기 이후 시간더미의 계수는 통계적으로 유의하면서 아주 크게 나타나는데, 이는 외환위기 전후로 학력간 임금격차에 상당한 변화가 있음을 시사한다.

하지만 시간더미가 무엇을 측정하는지에 대해서는 현재로선 명확하지 않다. 일반적으로 시간의 변화는 기술발전의 대리변수로 사용되는 경우가 많다. 만약 시간더미가 기술발전을 나타낸다면 기술발전을 나타내는 변수를 회귀식에 직접 포함하면 시간더미의 중요성은 감소할 것으로 기대된다. 이러한 가능성을 검토하기 위하여 산업내 기업의 R&D 여부를 나타내는 변수를 포함시켜 추정한 결과가 (2)열에 제시된다. (2)열에서 관세율, 대졸비중변수의 추정치는 좀더 강화되지만, R&D 변수의 계수는 음수로 나타나 기술발전이 학력간 임금격차를 줄이는 것으로 나타나며, 시간더미는 역시 양수로 통계적으로 유의하게 나타난다.

미국의 많은 연구(Bound and Johnson 1992 등)에서 기술발전은 숙련·비숙련

더미의 교차항 대신 전문직더미와 산업더미의 교차항을 사용하여 산업별 직종간 임금격차를 추정한 후 이를 식 (4-11)의 종속변수로 사용한 결과이다.

노동의 임금격차를 확산시킨 것으로 나타나고 있으며, 우리나라의 경우 서재환・허재준・전병유・이영재(2004)의 연구에서도 ICT 확산이 임금불평등을 증가시키는 역할을 한 것으로 나타나고 있다. 따라서 (2)열의 결과는 예상치 못했다고 할 수 있다. 하지만 여기서도 앞 장의 지니계수로 측정한 임금불평등에서 제시한 설명이 적용될 수 있다. 즉 산업내 기업의 R&D 투자 여부가 기술발전, 특히 숙련편향적인 기술발전의 대리변수로 사용될 수 있는지에 대한 문제가 제기될 수 있다. R&D 변수는 기업의 R&D 투자 여부만을 나타내며 얼마를 투자했는지, 또 어떤 종류의 R&D에 투자했는지는 알 수 없다. 따라서 여기서 사용한 R&D 변수가 숙련편향적인 기술발전을 나타내는 데 적합하지 않을 수 있다. 또 다른 설명은 만약 R&D 변수가 노동을 자본으로 대체하는 정도, 특히 숙련노동을 자본으로 대체하는 정도를 나타낸다면 R&D의 증가는 실제로 학력간 임금격차를 줄일 수 있다. 이 경우 서재환・허재준・전병유・이영재(2004)의 연구결과와 배치되는 것처럼 보일 수 있으나 이들의 연구는 2001년 한 해를 대상으로 산업간 ICT 투자 차이가 직능간 임금격차에 미치는 영향을 살펴본 것이며, 또한 임금격차를 추정하는 방식이 다르고, 무역개방을 고려하지 않았다는 점 등에서 직접비교는 불가능하다. 따라서 현재로서는 산업내 R&D 비중의 증가가 학력간 임금격차를 줄였다는 위의 결과에 대해서 확정적인 결론은 유보하며 이 부분에 대해서 앞으로 후속연구가 필요하다.

[표 4-8]의 (3)열과 (4)열은 전문직・비전문직 임금격차를[32] 종속변수로 추정한 결과인데 이 결과는 대졸・고졸의 임금격차 추정결과와 질적인 차이를 보이지는 않고 있다. 무역개방이 임금격차를 확대시키고, 대졸학력자의 비중이 증가하면 임금격차가 줄어들며, 섬유산업의 상대적 물가지수가 증가하면 임금격차가 감소하는 것으로 나타나고 있다. 여기서도 R&D 비중이 증가하면 전문직・비전문직 임금격차는 감소하는 것으로 나타나고 있으며, 다만 앞의 결과와의 차이점은 시간더미의 중요성이 많이 적어지고 있다는 것이다. 따라서 전문직・비전문직 임금격차의 추정식에서는 시간더미를 제외한 다른 설명변수의 중요성이 상대적으로 더 부각되고 있다.

32) 전문직・비전문직 임금격차는 서재환・허재준・전병유・이영재(2004)의 고직능・저직능 임금격차에 해당된다.

표 4-9. 학력간 및 직종간 임금격차의 추정(임의효과모형)

	대졸·고졸간 임금격차		전문직·비전문직간 임금격차	
	(1)	(2)	(1)	(2)
관세율	0.002	0.0002	0.0004	−0.002
	(0.39)	(0.05)	(0.09)	(0.51)
섬유물가지수	−0.062	−0.112	−1.265	−1.357
	(0.18)	(0.32)	(3.50)	(3.70)
대졸비중	−0.026	−0.030	0.002	−0.004
	(2.92)	(3.41)	(0.18)	(0.45)
R&D 비중	−	−0.421	−	−0.494
		(3.25)		(3.25)
1999년 더미	0.082	0.111	−0.054	−0.016
	(2.51)	(3.25)	(1.59)	(0.45)
2001년 더미	0.151	0.178	−0.058	−0.022
	(3.21)	(3.70)	(1.19)	(0.423)
상수	0.690	0.849	1.476	1.726
	(1.56)	(1.94)	(3.14)	(3.64)
R-Square	0.728	0.723	0.810	0.801
Durbin-Watson Statistics	1.320	1.269	1.256	1.163
시간자료 수	5	5	5	5
횡단자료 수	21	21	21	21
전체 표본 수	105	105	105	105

주: 모든 회귀식은 Variance Components 모형으로 추정된 것임.
섬유물가지수는 섬유물가지수/전체 공산품물가지수이며, 대졸은 전문대 이상을 의미하며, 전문직은 제4차 표준직업분류에서 직업분류 3 이하를 나타냄. ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

다음으로 식 (4-11)을 임의효과모형으로 추정한 결과는 [표 4-9]에 요약하였다. 고정효과모형을 사용한 경우의 추정결과보다 전반적으로 통계적 유의성이 낮게 나타나고 있다. 대졸·고졸간 임금격차식에서는 관세율과 섬유물가지수의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나며, 대졸비중의 증가는 학력간 임금격차를 줄이는 것으로 나타나고, R&D 비중의 증가는 여전히 임금격차를 축소시키는 것으로 나타나고 있다. 전문직·비전문직간 임금격차식에서는 대졸비중 대신에 섬

유물가지수의 상승이 임금격차를 줄이는 것으로 나타나는 것과 시간더미의 유의성이 떨어진다는 것을 제외하면 결과에 있어 큰 차이를 보이고 있지 않다.

고정효과모형을 선택하느냐 아니면 임의효과모형을 선택하느냐는 다분히 연구자의 주관에 달려 있으며 Hsiao(1996)는 표본에 국한해서 효과를 추정할 경우는 고정효과모형이, 모집단 전체를 상정하고 효과를 추정할 경우는 임의효과모형이 바람직하다고 말하고 있지만 이러한 기준은 모형 선택에 큰 도움을 주지 못한다. 하지만 [표 4-7]의 고정효과모형결과와 [표 4-8]의 임의효과모형결과를 비교하면 고정효과모형의 추정결과가 좀더 선택적 우위에 있다고 판단된다. 그 이유는 고정효과모형결과가 임의효과모형결과보다 전반적으로 설명력(R-Square)이 높으며, 더 중요한 것은 고정효과모형에서는 Durbin-Watson Statistics가 2에 가까워 오차항의 자기회귀 가능성이 적으나, 임의효과모형에서는 Durbin-Watson Statistics가 1.1~1.4 사이에서 오차항의 자기회귀 가능성이 높기 때문이다. 실제로 표본 수가 100개이며 변수가 6개일 경우 Durbin-Watson Statistics의 lower bound는 1.55로 [표 4-8]에 나타난 Durbin-Watson Statistics는 모두 이보다 작게 나타나고 있다. 즉 1차 자기회귀 가능성을 부정할 수 없다. 따라서 1차 자기회귀를 교정하지 않은 [표 4-8]의 결과는 효율적인 추정치(efficient estimates)는 아니며[33] 이러한 이유로 현재로선 임의효과모형보다는 고정효과모형이 바람직한 선택이라고 판단된다.

마지막으로 관세율 대신 수입비중을 개방지표로 사용하여 식 (4-11)을 추정하여 보았다. 그 결과는 [부표 6]에 제시되는데 여기서도 수입비중의 계수는 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 즉 수입비중의 증가가 제조업의 학력간 또는 직종간 임금격차를 확대시키는 데 큰 역할을 하지 않았다는 것이다. 수입비중은 관세율보다 더 직접적인 대외경쟁압력을 나타내는 지표로 볼 수 있으나, 내생적일 가능성이 높다는 것과 정부가 통제할 수 없는 변수라는 한계를 가지고 있다. 따라서 식 (4-11)의 추정에 관세율을 사용하는 경우보다는 신뢰성이 좀더 떨어진다고 볼 수 있다.

지금까지의 논의를 종합하면, 제조업부문의 무역개방이 학력간 또는 직종간 임금

33) 임의효과모형에서 오차항이 자기회귀를 갖는 경우, 효율적인 추정치를 얻는 문제는 추후 과제로 남긴다.

격차에 미치는 영향은 고정효과모형에서는 나타나지만, 임의효과모형이나 관세율 대신 수입비중을 사용할 경우에는 나타나지 않으며, 고정효과모형에서조차도 무역개방의 임금격차확대효과는 상당히 작다고 말할 수 있다. 결국 우리나라 제조업부문에서 무역개방이 임금불평등을 확대시켰다는 부분적인 증거는 있으나 그 효과는 그리 크지 않았던 것으로 판단된다. 반면에 기술발전의 대리변수인 R&D 투자비중은 모든 경우에 통계적으로 유의하며, 그 영향도 큰 것으로 나타나는데 R&D 투자비중의 증가는 학력간, 직종간 임금격차를 오히려 줄이는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 외국의 결과와 다른데 이는 기술발전의 대리변수로 R&D 투자비중을 사용하는 것의 문제일 수도 있고, R&D 투자비중 자체가 내포하고 있는 정보의 특성에 기인할 수도 있다. 이에 대해서는 추후 추가적인 검토가 필요하다고 생각된다.

2) 경공업・중공업에 대한 추정결과

무역자유화가 임금불평등에 미치는 효과는 산업특성에 따라 달라질 수 있다. 무역자유화로 생산이 증가하고 그 결과로 숙련근로자에 대한 수요가 증가한다면 그 산업의 임금불평등은 증가할 수 있으며, 반대로 개방의 결과로 비숙련근로자에 대한 수요가 증가한다면 임금불평등은 감소할 수 있다. 따라서 이론적으로 본다면 시장개방의 임금불평등효과는 그 산업의 경쟁력과 그 산업에서 생산하는 재화의 요소집약성에 따라 결정된다고 할 수 있을 것이다.

[표 4-10]은 학력간 임금격차를 경공업과 중공업으로 구분하여 추정한 결과이다.[34] 관세율의 계수는 경공업, 중공업 모두 그 크기는 작지만 음수이며 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 즉 두 부문 모두에서 무역자유화가 대졸・고졸간 임금격차를 미약하나마 확대시킨 것으로 추정된다. 1990년대 이후 제조업부문의 생산추이를 보면 경공업 생산은 위축되고, 중공업 생산은 상대적으로 증가한 것을 알 수 있다(김우영 2004). 따라서 시장개방이 확대되면 경공업부문의 생산은 축소되고 결과적으로

34) 임의효과모형이나 수입비중을 사용한 모형은 앞서 본문에서 지적한 문제가 존재하기 때문에 여기서는 고정효과모형을 추정한 결과만 제시한다. 참고로 임의효과모형이나 수입비중을 사용한 모형에서는 무역개방의 효과가 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 구체적인 추정결과는 필자에게 요청할 수 있다

비숙련노동자의 수요는 감소하게 될 것이 예상되며, 반대로 중공업부문의 생산은 팽창하여 숙련자에 대한 수요는 증가할 것으로 예상된다. 결국 시장개방이 두 부문 모두 임금불평등을 확대시키는 효과를 나타낼 수 있지만 그 내용은 다르다고 할 수 있다. [표 4-10]에 나타난 관세율 계수는 무역개방이 학력간 임금격차에 미치는 최종적인 효과가 경공업과 중공업 사이에 크게 다르지 않다는 것을 보여주고 있다.

표 4-10. 대졸·고졸간 임금격차(고정효과모형)

	경공업		중공업	
	(1)	(2)	(1)	(2)
관세율	-0.009	-0.013	-0.010	-0.012
	(2.44)	(2.06)	(1.74)	(2.11)
섬유물가지수	-0.492	-0.470	-0.181	-0.254
	(1.25)	(1.12)	(0.81)	(1.13)
대졸비중	-0.047	-0.056	-0.041	-0.045
	(4.91)	(4.04)	(4.36)	(4.75)
R&D 비중	-	-1.520	-	-0.103
		(1.76)		(1.07)
1999년 더미	0.139	0.207	0.109	0.122
	(3.87)	(3.40)	(4.81)	(5.15)
2001년 더미	0.243	0.308	0.182	0.196
	(4.32)	(4.07)	(5.85)	(6.28)
R-Square	0.926	0.905	0.984	0.984
Dubin-Watson statistics	2.005	2.046	2.311	2.266
시간자료 수	5	5	5	5
횡단자료 수	9	9	12	12
전체 표본 수	45	45	60	60

주: 모든 회귀식은 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음.
섬유물가지수는 섬유물가지수/전체 공산품물가지수이며, 대졸은 전문대 이상을 의미하며,
( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

표 4-11. 전문직·비전문직간 임금격차(고정효과모형)

	경공업		중공업	
	(1)	(2)	(1)	(2)
관세율	-0.004	-0.007	-0.014	-0.015
	(0.83)	(1.19)	(2.80)	(2.93)
섬유물가지수	-1.139	-1.059	-1.969	-1.999
	(2.41)	(2.58)	(8.94)	(8.60)
대졸비중	-0.011	-0.023	-0.017	-0.018
	(1.00)	(1.64)	(2.01)	(2.12)
R&D 비중	-	-1.873	-	-0.047
		(2.65)		(0.36)
1999년 더미	-0.002	0.099	-0.041	-0.036
	(0.06)	(1.70)	(1.92)	(1.50)
2001년 더미	0.031	0.129	-0.063	-0.058
	(0.58)	(1.81)	(2.11)	(1.92)
R-Square	0.870	0.873	0.944	0.945
Dubin-Watson statistics	1.464	1.724	2.597	2.577
시간자료 수	5	5	5	5
횡단자료 수	9	9	12	12
전체 표본 수	45	45	60	60

주: 모든 회귀식은 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음.
섬유물가지수는 섬유물가지수/전체 공산품물가지수이며, 대졸은 전문대 이상을 의미하고, 전문직은 제4차 표준직업분류에서 직업분류 3 이하를 나타냄. ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

섬유물가지수와 15세 이상 인구 중 대졸비중은 학력간 임금격차를 축소시키는 것으로 나타나 예측과 부합하고 있다. R&D 비중은 전과 동일하게 학력간 임금격차를 줄이는 것으로 나타나고 있는데, 여기서 흥미로운 것은 경공업에서는 R&D 비중이 증가할 때 학력간 임금격차가 크게 감소하고 있으나, 중공업에서는 그 효과가 통계적으로 유의하지 않다는 것이다. 이는 R&D 비중변수가 저학력자의 생산성을 높이는 쪽으로 작용하고 있다는 것을 의미하며, 따라서 자본집약적이며 상대적으로 숙련집약적인 중공업에서는 R&D 비중의 증가가 이 부문의 임금격차를 줄이는 데 큰 역

할을 하지 못하는 것으로 해석될 수 있을 것이다.

[표 4-11]은 부문별로 직종간 임금격차를 추정한 결과이다. 관세율의 계수는 경공업부문에서는 음수이지만 통계적으로 유의하지 않게 나타나고, 중공업부문에서는 음수로 나타나며 99% 수준에서도 유의하게 나타나고 있다. 즉 중공업부문에서는 무역개방이 전문직·비전문직의 임금격차를 확대시키며 관세율이 1% 포인트 감소할 때 임금격차는 1.5% 증가하는 것으로 추정되며, 따라서 관세가 완전히 철폐되면 그로 인한 임금효과는 약 10% 정도 되는 것으로 나타난다.

섬유물가지수, 15세 이상 인구 중 대졸비중, R&D 비중이 전문직·비전문직 임금격차에 미치는 효과는 이들이 대졸·고졸 임금격차에 미치는 효과와 질적인 차이를 보이지 않고 있다. 시간더미는 [표 4-10]의 결과와 다소 차이를 보이는데, 주요 변수를 통제한 후 대졸·고졸 임금격차는 경공업, 중공업 모두 외환위기 이후 증가하는 추세이나 전문직·비전문직의 임금격차는 경공업에서는 외환위기 이후 증가하나 중공업에서는 감소하는 경향을 나타내고 있다. 이는 경공업·중공업간 학력에 대한 수요차이보다는 직종에 대한 수요차이가 더 클 수 있음을 간접적으로 시사한다.

지금까지 제조업부문에서의 무역자유화가 대졸·고졸간 임금격차, 전문직·비전문직간 임금격차에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 개인을 대상으로 Mincer 타입의 임금방정식을 추정하고 여기서 얻어진 산업별 학력간 또는 직종간 임금격차를 산업별 관세율, 섬유제품의 상대적 물가지수, 대졸자비중, 산업별 R&D 비중 등의 변수에 회귀시켰다. 제조업 전반으로 볼 때 무역자유화는 학력간, 직종간 임금격차를 다소 확대시킨 것으로 추정되나, 그 효과는 상당히 작은 것으로 나타났다. 따라서 최근 논의되고 있는 임금양극화의 원인으로 무역개방을 지적하기는 현재로선 어렵다고 판단된다. 제조업을 경공업과 중공업으로 구분하여 추정한 결과는 좀더 흥미로운데 무역자유화는 두 부문 모두 학력간 임금격차를 확대시킨 것으로 나타나는 반면에, 경공업부문에서는 전문직·비전문직의 임금격차를 확대시키지 않았으며, 중공업부문에서는 전문직·비전문직의 임금격차를 확대시킨 것으로 나타나고 있고 있다. 또한 R&D 비중의 확대는 경공업부문에서는 임금격차를 축소시키는 것으로, 중공업부문에서는 임금격차에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

이상에서 임금격차를 산업별 지니계수와 학력간 임금격차 두 가지 지표로 설정하고 무역자유화(관세율 하락 또는 수입비중의 증가)가 이들에 어떤 영향을 미치는지를 중점적으로 분석하였다. 제조업 전체로 볼 때 관세율 하락이 산업내 임금격차(지니계수)를 초래했다는 증거는 발견되지 않았다. 다만 경공업의 경우 고정효과모형으로 분석할 때 관세율 하락이 산업내 임금격차를 확대하는 것으로 나타났는데, 관세율이 1% 포인트 감소할 때 지니계수는 0.006 증가하여 그 효과는 그리 크지 않게 나타났다. 한편 중공업의 경우에는 관세율의 효과가 없는 것으로 또 수입비중을 사용할 경우는 어느 모형에서도 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 이러한 분석결과로 볼 때 1993~2001년 사이 무역자유화가 임금격차를 확대했다고 보기는 어렵다.

무역자유화가 학력간 임금격차에 미치는 영향에 대한 분석은 Bayer, Rojas and Vegara(1999)의 모형을 원용하였는데 무역자유화가 대졸・고졸간 임금격차와 전문직・비전문직간 임금격차에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 고정효과모형을 기준으로 할 때 무역자유화는 학력간, 직종간 임금격차를 다소 확대시킨 것으로 추정되나, 그 효과는 여기서도 상당히 작은 것으로 나타났다. 관세율이 1% 포인트 감소할 때 대졸・고졸 임금격차는 0.8% 증가하고, 전문직・비전문직 임금격차는 0.6% 증가하는 것으로 추정되었다. 따라서 최근 논의되고 있는 숙련간 임금불평등의 원인으로 무역자유화를 지적하기는 우리나라의 경우는 어렵다고 판단된다.

제조업을 경공업과 중공업으로 구분하여 추정한 결과 무역자유화는 두 부문 모두 학력간 임금격차를 확대시킨 것으로 나타나는 반면에, 경공업 부문에서는 전문직・비전문직의 임금격차를 확대시키지 않았으며, 중공업부문에서는 이 두 계층간 임금격차를 확대시킨 것으로 나타나고 있다. 이는 경공업・중공업간 학력에 대한 수요차이보다는 직종에 대한 수요차이가 더 클 수 있음을 간접적으로 시사한다.

지니계수로 측정한 임금불평등을 결정하는 요인으로 관세율과 수입비중 이외에 여성비중, 대졸비중, 노조비중, 대기업비중과 R&D 투자비중 등을 포함시켰는데 다른 변수들의 추정결과는 예측과 크게 다르지 않았으나 기술발전의 대리변수로 사용한 R&D 투자비중의 계수가 어느 모형에서나 음수로 나타나고 통계적으로도 매우

유의하게 추정되는 것은 의외의 결과라 할 수 있다. 본문에서는 R&D 투자비중변수가 숙련노동을 자본으로 대체하는 정도를 나타낼 수 있다는 가능성을 제시하였으나, 이에 대해서는 추후 기술발전에 대한 다른 지표를 사용함으로써 재검토되어야 할 것이다.

제5장 요약 및 시사점

외환위기 이후 실업이 증가하고 소득 양극화 현상이 일부 나타나면서 무역자유화가 고용 및 임금에 미치는 영향을 두고 무역개방에 대한 전면적인 찬성과 반대 논의로 전개되고 있다. 무역개방에 대한 긍정적인 견해는 무역자유화가 성장을 높이며, 일자리를 창출하고, 임금을 상승시켜 궁극적으로는 불평등을 해소한다고 보며, 부정적인 견해는 무역자유화로 인해 외국상품의 국내진입이 확대되고 일자리가 줄어들며, 근로조건이 악화되어, 불평등이 심화된다고 본다. 앞의 문헌연구에서 살펴보았듯이 이론적으로나 선행 실증분석을 볼 때 이러한 견해 중 어느 쪽이 옳다고 단언하기는 어려우며, 각 나라가 처해 있는 상황에 따라 결과가 달라진다고 보는 것이 타당하다.

본 연구에서는 1980년대 후반부터 2000년 초반까지 우리나라 제조업부문에서 크게 진전된 무역자유화가 이 부문의 고용과 임금불평등에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 본 연구에서 얻어진 주요 내용을 정리하면 다음과 같다.

① 우리나라의 관세율은 분석대상기간 동안 꾸준히 감소하고 있는데, 관세율 수준은 중공업보다는 경공업이 더 높으며, 1988과 2001년 사이 두 부문 모두 60% 이상 관세율이 감소하였으나 여전히 그 격차는 해소되지 않고 있다.

② 1990년대 이후로 한정하여 본다면 우리나라에서 경공업은 중공업보다 상대적으로 경쟁력이 약한 산업이라고 말할 수 있는데 그것은 생산증가율과 고용증가율을 보면 알 수 있다. 1991~2002년 사이 경공업 생산은 65% 증가한 반면 중공업 생산은 175% 증가하였고, 경공업 고용은 30% 감소한 반면 중공업 고용은 9% 증가한 것으로 나타나고 있다. 따라서 경공업의 관세율이 상대적으로 높다는 것은 우리나라 정부가 경쟁에 취약한 산업을 보호하는 정책을 사용해왔다는 것을 간접적으로 보여준다 하겠다.

③ 우리나라에서 관세율이 상대적으로 경쟁력이 약한 산업을 보호하는 역할을 해왔다는 것은 관세율과 임금의 관계에서도 잘 나타난다. 1988년과 2001년에 21개 산

업의 관세율과 각 산업의 1인당 연평균 임금의 관계를 보면 관세율이 높은 산업일수록 임금이 낮아지는 경향을 보이고 있다. 무역정책이 낮은 임금의 산업을 보호해온 것은 뉴질랜드의 경우도 동일하게 나타나고 있다(Lang 1998).

④ 수입비중의 변화율은 관세율의 변화율과는 상당히 다른 패턴을 보여주는데, 이는 수입은 관세율 이외에도 다른 많은 요소에 의해서 영향을 받기 때문으로 사료된다. 그 중 가장 중요한 것은 재화의 상대가격일 것이며 관세율이 하락하더라도 국내생산의 경쟁력이 증가하여 상대가격이 증가하면 수입은 감소할 수 있다. 이러한 증거는 관세율 하락에도 불구하고 중공업산업에서 수입비중이 감소한 것을 통해서 알 수 있다.

⑤ 무역자유화가 고용에 미친 영향을 개괄적으로 살펴보기 위하여 무역개방 정도를 관세율의 감소 정도와 수입비중의 증가 정도를 이용하여 2단계로 구분하였는데, 관세율이 상대적으로 많이 하락한 산업에서 고용의 감소가 작으며 오히려 관세율 하락이 적은 산업에서 고용이 더 크게 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Feliciano(2001)의 연구에 나타난 1986~90년 사이 멕시코 관세율 인하의 경우와 유사하다.

⑥ 무역자유화가 제조업 고용에 미치는 순효과를 파악하기 위해서 Bhalotra (1998)와 Lang(1998)이 사용한 모형을 확장시킨 노동수요함수를 추정하였는데, 그 결과 관세율과 수입비중은 제조업 고용에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 현재 임금의 내생성을 통제하지 않았을 경우 관세율이 1% 감소할 때 고용은 약 1.7% 감소하는 것으로 나타났지만, 현재 임금 대신 과거 임금을 도구변수로 사용하였을 경우 관세율 계수의 유의성은 사라졌다. 이는 현재 임금과 관세율 사이에 밀접한 관계가 있다는 것을 간접적으로 보여주는 결과라 하겠다. 또한 수입비중은 대부분의 경우에 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

⑦ 현재 고용은 무역개방지수 외에 과거 고용, 임금, 부가가치생산, 재화수요의 변동, R&D 투자비중과 아주 밀접한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 과거 고용변수의 계수를 통하여 고용조정속도를 계산한 결과, 고용에 충격이 왔을 때 그 충격이 50% 조정되는데 약 1.1년이 걸리는 것으로 나타났는데, 이는 OECD의 중위기간 1.4년에

비하여 다소 짧은 기간이다. 즉 우리나라 제조업의 고용조정속도는 선진국에 비하여 상대적으로 빠르다고 볼 수 있다. 임금은 10% 증가할 때 고용이 4~5% 감소하는 것으로 추정됐는데 1988년부터 2001년 사이 우리나라 근로자의 실질임금이 크게 증가하였다는 것을 감안한다면 실질임금의 증가가 제조업 고용감소에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. R&D 투자비중의 계수도 음수이며 통계적으로 유의하게 나타나는데, 전 산업을 대상으로 할 때 R&D 투자비중이 1% 포인트 증가하면 고용은 0.8% 감소하는 것으로 추정되었다.

⑧ 제조업을 경공업과 중공업으로 구분하여 노동수요함수를 추정하였는데, 그 결과는 비록 중공업보다 경공업에서 고용조정이 더 신속하고, 탄력적으로 이루어져 온 것은 사실이나 무역개방이 고용에 미치는 영향은 중공업뿐 아니라 경공업에서조차도 심각하게 나타나지 않았다. 따라서 시장개방이 적어도 경공업부문에는 타격을 줄 것이라는 일반적인 견해는 본 연구의 결과에 따르면 기각된다.

⑨ 1993년부터 2001년 사이 산업별 지니계수, 학력간 임금격차, 관세율의 변화를 살펴본 결과, 예상했던 바와 같이 지니계수나 학력간 임금격차는 외환위기 이전까지는 개선되었으나 외환위기 이후로 악화되었고, 이에 반하여 관세율은 같은 기간 동안 꾸준히 감소되어온 것으로 나타났다. 따라서 이 변수들의 추세만으로는 관세율 감소가 임금불평등을 확대시켰는지 아니면 축소시켰는지에 대한 판단이 어렵다.

⑩ 산업별 지니계수를 종속변수로 한 임금격차를 추정한 결과, 제조업 전체를 분석하였을 때에 관세율은 임금격차에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 제조업을 경공업과 중공업으로 분리하여 분석한 결과, 경공업의 고정효과모형에서 관세율이 통계적으로 유의하게 나타났으나 관세율이 1% 포인트 감소할 때 지니계수는 0.006 증가하는 것으로 나타나 그 효과는 그리 크지 않게 추정되었다. 중공업의 경우 관세율이 통계적으로 유의하지 않게 나타나서 무역자유화가 임금격차를 초래할 것이라는 주장은 뒷받침되지 않았다.

⑪ 아울러 무역자유화가 학력간 임금격차에 미치는 영향을 분석하였는데, 고정효과모형을 기준으로 할 때 무역자유화가 학력간, 직종간 임금격차를 다소 확대시킨 것으로 추정되었으나 관세율이 1% 포인트 감소할 때 대졸·고졸 임금격차는 0.8%

증가하고, 전문직·비전문직 임금격차는 0.6% 증가하는 것으로 추정되어 그 크기는 작게 나타났다. 따라서 최근 논의되고 있는 숙련간 임금불평등의 원인으로 무역개방을 지적하기는 우리나라의 경우 어렵다고 판단된다.

⑭ 무역자유화로 인해 경공업과 중공업에서 동일하게 학력간 임금격차가 확대된 것으로 나타났으나, 경공업부문에서는 전문직·비전문직의 임금격차가 확대되지 않았으며, 중공업부문에서는 학력 및 전문직·비전문직의 임금격차가 확대된 것으로 나타나고 있다. 이는 경공업·중공업간 학력에 대한 수요차이보다는 직종에 대한 수요차이가 더 클 수 있음을 간접적으로 시사한다.

이러한 연구결과를 종합해볼 때 무역자유화가 고용불안을 야기하여 고용과 임금에 부정적 영향을 미칠 것이라는 주장은 그 근거가 충분하지 못한 것으로 밝혀졌다. 즉 무역자유화로 고용이 감소하거나 임금이 낮아졌다는 증거는 발견되지 않았다. 고용에 미치는 여타 요인을 통제하지 않고 무역자유화와 고용의 관계를 분석하면 오히려 관세율이 크게 감소한 산업일수록 고용증가율이 높게 나타났다(그림 3-7 참고). 또한 관세율 수준이 낮은 산업에 비해 높은 관세율로 보호받은 산업에서의 임금수준이 더 낮은 것으로 분석되었다(그림 3-2 참고). 그러나 고용 및 임금에 미치는 여타 요인을 통제하면 무역자유화가 고용 및 임금에 미치는 긍정적 영향은 사라진다. 이러한 분석결과는 최소한 무역자유화가 고용과 임금에 부정적인 영향을 미쳤다는 주장이 성립할 수 없다는 것을 의미한다.

또한 관세율이 낮은 산업일수록 그렇지 않은 산업에 비해 1인당 부가가치와 임금수준이 높은 것으로 나타났는데, 이는 무역자유화와 산업경쟁력이 정(+)의 관계에 있다는 것을 시사한다. 그러나 본 연구는 무역자유화로 인해 산업경쟁력이 제고되었는지, 높은 산업경쟁력을 바탕으로 무역자유화가 이루어진 것인지에 대한 인과관계(causality)를 분석하지는 않았다. 아울러 1988~2001년 사이 관세율 하락을 통한 무역자유화조치가 우리나라 제조업 고용감소의 주요 원인이라는 증거는 발견할 수 없다. 또한 임금격차가 확대되고 있는 것은 사실이나 그 원인이 무역자유화라는 증거도 매우 미약한 것으로 나타났다. 다만 경공업의 경우 무역자유화조치가 임금격차를 다소 확대한 것으로 분석되었으나 그 영향은 크지 않은 것으로 결론 내릴 수 있다.

또한 무역자유화로 인해 학력간 임금격차는 다소 확대되는 것으로 추정되었다.

이러한 분석결과로부터 몇 가지 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

첫째, FTA를 비롯한 무역자유화의 부정적 효과가 과대평가되어서는 않된다. 무역자유화의 부정적 효과로 우려되었던 고용 및 임금에의 부정적인 영향이 존재한다는 증거가 발견되지 않았다. 이에 반해 수출증가에 의한 경제성장(Awokuse 2005; Riezman *et al*. 1996), 노동생산성 및 총요소생산성 향상(남상열 2001) 등의 긍정적 효과는 수많은 연구에서 이미 확인되고 있다. 따라서 고용불안 및 임금감소를 이유로 무역자유화를 반대할 근거는 희박하다는 것을 확인할 수 있다.

둘째, 개방수준이 상대적으로 낮은 비효율적 산업의 임금수준을 개방된 산업의 임금수준으로 높일 수 있는 방안이 마련되어야 한다. [그림 3-4]와 [그림 3-6]에서 관세율수준이 낮은 산업의 임금수준이 더 높다는 것을 확인하였다. 개방이 덜 된 산업의 임금수준을 높임으로써 산업간 임금격차를 해소하는 것은 최근 우리나라에서 이슈가 되고 있는 소득양극화를 해소하는 데 기여할 수 있다. 비록 본 연구에서 관세율을 낮춤으로써 임금수준이 높아졌다는 인과관계를 확인하지 않아서 명확한 결론을 내리기는 어렵지만, 산업간 임금격차를 줄이는 방안으로 적극적 무역자유화를 통한 산업의 구조조정과 경쟁력 강화를 고려할 필요가 있다.

셋째, 무역자유화가 학력간 임금격차를 심화하는 것으로 나타났고, 향후 무역자유화가 더욱 확대될 것을 고려해볼 때 숙련노동에 대한 수요는 증가할 것으로 예상된다. 학력간 임금격차를 해소하는 방안은 비숙련노동에 대한 일방적 분배정책이 아니라 비숙련노동의 재교육 및 직업훈련의 강화 등을 통해 노동의 질적 수준을 제고하는 방향으로 마련되어야 한다. 비숙련노동에 대한 지원은 오히려 현재 수준에 만족하여 노동의 질적 수준을 높이려는 동기를 낮추는 결과를 초래할 가능성이 높기 때문이다.

마지막으로 본 연구의 한계점이 지적되어야 한다. 비록 본 연구에서 산업별 차이를 고려하기 위하여 경공업과 중공업으로 구분하여 분석하였으나 무역개방의 효과가 개별 산업별로 다르게 나타날 가능성을 충분히 고려한 것은 아니다. 앞으로 좀더 긴 시계열자료가 구축된다면 개별 산업별로 무역개방의 고용효과를 살펴보는 연구가 필

요하다. 아울러 임금불평등의 확대요인으로 많이 지적되고 있는 기술변화에 대해서 본 연구에서는 만족스럽게 해결되지 못했다. 기술변화의 대리변수로 R&D 투자비중을 사용하였는데 노동수요함수의 추정에서는 예상하는 결과를 보여줬지만 임금격차의 분석에서 예측과 달리 R&D 투자비중이 증가하면 임금불평등이 축소되는 것으로 나타났다. 이에 대해도 추후 기술발전에 대한 다른 지표를 사용함으로써 재검토되어야 할 것이다.

참고문헌

[국문자료]

강인수 외 2003.「국제통상론」, 제3판, 박영사.

김우영. 2004.「우리나라 제조업 부문의 고용성과와 일자리 창출과제」,『고용없는 성장에 대한 대응 전략』. 한국노동연구원.

남상열. 2001.『무역개방화와 제조업 부문의 변화』. 대외경제정책연구원.

남종현. 2004.「국제무역론」, 제2판. 경문사.

박성준. 2000.「금융위기 이후 소득불균등에 관한 연구」.『노동경제논집』, 제23권, 제2호, pp. 61~80.

서환주・허재준・전병유・이영수. 2004.「정보통신기술확산이 임금불균등의 한 원인인가?」.『국제경제연구』, 제10권, 제1호, pp. 195~223.

유경준. 2003.「소득분배의 국제비교를 통한 복지정책의 방향」.『KDI 정책연구』, 제25권, 제2호, pp. 55~88.

정재호・류덕현. 2004.『우리나라 산업구조 및 실효관세율 변화 연구』. 조세연구원.

최낙균. 2004.「WTO 부문별 무세화협상의 경제적 효과분석 및 협상방안」. 정책연구 04-05. 대외경제정책연구원.

최영섭. 2005.『우리나라 제조업의 고용성과와 일자리 창출과제』. 산업연구원

[영문자료]

Attanasio, O., Goldberg, P. and Pavcnik, N. 2003. “Trade Reforms and Wage Inequality in Columbia.” *Journal of Development Economics*, 74, pp. 331~66.

Autor, D., Katz, L. and Krueger, A. 1998. “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, pp. 1169~213. (November)

Awokuse, T. O. 2005. “Exports, Economic Growth and Causality in Korea.” *Applied Economic Letters*, 12, pp. 693~696.

Barro, R. 2000. “Inequality and Growth in a Panel of Countries.” *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, pp. 5~32. (March)

Berman, E. Bound, J. and Griliches, Z. 1994. “Changes in the Demand for Skilled Labor

within U.S. Manufacturing." *Quarterly Journal of Economics*, pp. 367~97. (May)

Beyer, H., Rojas, P. and Vergara, R. 1999. "Trade Liberalization and Wage Inequality." *Journal of Development Economics*, 59, pp. 103~23.

Borjas, G. and Ramey, V. 1995. "Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, pp. 1075~110. (November)

Bound, J. and Johnson, G. 1992. "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations." *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 371~92.

Choi, N. 2002. "Korea's Trade Policy Regime in the Development Process." KIEP Discussion Paper No. 02-06

Currie, J. and Harrison, A. 1997. "Sharing the Costs: The Impact of Trade Reform on Capital and Labor in Morocco." *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 3, Pt. 2, pp. S44~S71.

Davis, S. and Haltiwanger, J. 1991. "Wage Dispersion between and within U.S. manufacturing Plants, 1963-1986." *Brookings Papers on Economic Activity: Macroeconomics*, pp. 115~80. Washington, D.C.

Dollar, A. and Kraay, A. 2001. "Trade, Growth, and Poverty." World Bank Policy Research Working Paper. World Bank.

Feenstra, C. and Hanson, A. 1996. "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality." *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2. pp. 240~45.

_____. 1997. "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Mequiladoras." *Journal of International Economics*, Vol. 42, pp. 371~94.

Feliciano, Z. 2001 "Workers and Trade Liberalization: The Impact of Trade Reforms in Mexico on Wages and Employment." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 95-115. (October)

Freeman, R. 1995. "Are Your Wages Set in Beijing?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9 No. 3, pp. 15~32. (Summer)

Hanson, G. 1997. "Increasing Returns, Trade, and the Regional Structure of Wages" *Economic Journal*, Vol. 107, pp. 113~33. (January)

_____. 1998. "Regional Adjustemnt to Trade Liberalization." *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 28, pp. 419~44.

Hanson, G. 2003. "What Has Happened to Wages in Mexico Since NAFTA? Implications

for Hemispheric Free Trade." NBER Working Paper No. 9563.

Hanson, G. and Harrison A. 1999. "Trade and Wage Inequality in Mexico." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52, pp. 271~88.

Harrison, A. and Hanson G. 1999. "Who gains from Trade Reform? Some Remaining Puzzles." *Journal of Development Economics*, Vol. 59, pp. 125~54.

Hoon, H. T. 2000. *Trade, Jobs and Wages*. Northampton MA: Edward Elgar Publishing Ltd.

Galdon-Sanchez, J. and Schmitz, J. 2002. "Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980s." *American Economic Review*, Vol. 92, No. 4, pp. 1221~35.

Goldberg, P. and Pavcnik, N. 2005. "The Effects of The Columbian Trade Liberalization on Urban Poverty." NBER Working Paper No. 11081.

Gregorio, J. and J-W. Lee. 2002. "Education and Income Inequality: New Evidence From Cross-Country Data." *Review of Income and Wealth*, 48(3), pp. 395~416.

Grossman, G. 1986. "Imports as a Cause of Injury: The Case of th U.S. Steel Industry." *Journal of International Economics*, 20, pp. 201~23.

_____. 1987. "The Employment and Wage Effects on Import Competition in the United States." *Journal of International Economic Integration*, 2, pp. 1~23.

Johnson, G. and Stafford, F. 1993. "International Competition and Real Wages." *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 83, No. 2, pp. 127~30.

_____. 1999. "The Labor Market Implications of International Trade." In O. C. Ashenfelter and D. Card eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3b, Ch. 34.

Lang, K. 1998. "The Effect of Trade Liberalization on Wages and Employment: The Case of New Zealand." *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, No. 43, pp. 792~814.

Lawrence, R. and Slaughter, M. 1993. "Trade and U.S. Wages: Great Sucking Sound or Small Hiccup?" *Brookings Papers on Economic Activity: Macroeconomics*, Vol. 2, pp. 115~80. Washington, D.C.

Mincer, J. 1993. "Human Capital, Technology, and the Wage Structure: What Do the Time Series Show?" In Jacob Mincer ed. *Studies in Human Capital, Aldershot, Hampshire.* U.K.: Edward Elger.

Murphy, K. and Welch, F. 1991. "The Role of International Trade in Wage Differentials." In Marvin Kostner ed. *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the U.S.* Washington, D.C.: AEI Press.

Revenga, A, 1995. “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of ex-ican Manufacturing.” Policy Research Working Paper 1524. The World Bank.

Riezman, R. G., P. M Summers and C. H. Whiteman. 1996. “The Engine of Growth or its Handmaiden? A Time Series Assessment of Export-led Growth.” *Empirical Economics*, 21, pp. 77~113.

Wade, R. 2003. “Is Globalization Reducing Poverty and Inequality?” *World Development*, Vol. 32, No. 4, pp. 567~89.

Wood, A. 1994. *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*. Oxford, Clarendon Press.

부 록

부표 1. 제조업 중분류 산업의 관세율과 임금(1988년, 2001년)

(단위: %, 백만 원)

1988년			2001년		
부 문	관세율	임금	부 문	관세율	임금
15.음식료	35.2	6,038	15.음식료	18.7	13,718
34.자동차, 트레일러	23.1	6,052	18.의복 및 모피	12.3	12,361
36.가구, 기타 제조업	21.9	5,214	17.섬유제품	8.9	15,192
33.의료, 정밀, 광학기기, 시계	21.7	5,906	19.가죽, 가방, 신발	8.6	13,417
20.목재 및 나무제품	20.0	6,573	34.자동차, 트레일러	8.0	20,714
31.기타 전기기계, 전기변환장치	19.5	5,847	24.화합물, 화학제품	7.9	24,048
17.섬유제품	19.2	5,094	28.조립금속	7.8	16,575
28.조립금속	18.8	6,985	26.비금속 광물제품	7.7	17,732
30.사무, 계산, 회계용 기계	18.7	5,199	25.고무, 플라스틱	7.6	15,959
26.비금속 광물제품	18.7	6,505	36.가구, 기타 제조업	7.3	13,628
24.화합물, 화학제품	18.4	7,599	31.기타 전기기계, 전기변환장치	6.8	16,941
18.의복 및 모피	18.1	4,198	21.펄프, 종이	6.7	17,088
29.기타 기계, 장비	17.8	5,805	29.기타 기계, 장비	6.7	20,926
19.가죽, 가방, 신발	17.2	6,515	20.목재 및 나무제품	6.6	14,376
32.영상, 음향, 통신장비	17.0	3,220	33.의료, 정밀, 광학기기, 시계	6.6	15,518
25.고무, 플라스틱	16.8	5,105	23.코크스, 석유정제	5.3	33,080
27.1차금속	16.3	8,101	27.일차금속	5.3	23,269
21.펄프, 종이	15.6	8,144	32.영상, 음향, 통신장비	4.3	25,546
22.출판, 인쇄, 기록매체	13.7	9,455	35.기타 운송장비	4.2	28,987
23.코크스, 석유정제	13.1	18,956	22.출판, 인쇄, 기록매체	3.2	17,347
35.기타 운송장비	12.9	9,731	30.사무, 계산, 회계용 기계	2.1	25,194

주: 관세율은 %, 임금은 2000년 기준 연평균 실질임금(백만 원)임.

부표 2. 제조업 중분류 산업의 고용과 생산액의 변화(1988~2001년)

(단위: 천 명, 십억 원)

		총근로자							생산액(deflated)						
부 문		1988	1992	1995	1999	2001	변화율	순위	1988	1992	1995	1999	2001	변화율	순위
15	음식료	179	171	187	158	168	-6.3	11	13,937	21,160	27,492	28,828	33,357	139.3	13
17	섬유제품	394	313	272	219	208	-47.1	18	15,898	18,955	21,115	24,132	25,302	59.2	18
18	의복 및 모피	276	195	198	142	144	-47.7	19	6,379	7,312	11,833	7,765	11,360	78.1	16
19	가죽, 가방, 신발	71	140	80	53	46	-35.7	15	4,676	8,815	6,633	5,015	5,302	13.4	20
20	목재 및 나무제품	42	38	39	25	26	-37.9	16	2,276	3,211	3,267	2,812	3,242	42.4	19
21	펄프, 종이	54	61	64	52	53	-1.5	9	5,372	9,063	11,416	11,453	10,895	102.8	14
22	출판, 인쇄, 기록매체	67	77	91	82	92	36.5	5	3,367	6,351	9,128	9,082	9,670	187.2	9
23	코크스, 석유정제	16	6	8	7	6	-60.6	21	18,720	17,717	23,828	20,832	20,460	9.3	21
24	화합물, 화학제품	97	128	138	122	128	32.2	6	11,231	24,042	34,653	44,477	52,162	364.4	6
25	고무, 플라스틱	273	116	133	136	157	-42.5	17	10,456	9,728	15,194	17,611	21,137	102.2	15
26	비금속 광물제품	106	126	124	77	77	-27.5	14	6,070	10,825	16,016	13,664	16,428	170.6	10
27	1차금속	103	101	115	84	98	-5.5	10	12,775	18,896	33,294	27,776	42,328	231.3	8
28	조립금속	167	146	194	170	188	12.5	8	8,237	11,340	20,018	18,224	20,447	148.2	11
29	기타 기계, 장비	203	253	299	251	278	36.7	4	9,384	18,271	32,459	31,749	48,309	414.8	5
30	사무, 계산, 회계용 기계	15	23	26	44	45	190.1	1	1,006	1,683	3,705	17,333	26,132	2,497.0	1
31	기타 전기기계, 전기변환장치	83	109	131	125	136	62.7	2	4,728	8,713	13,512	17,796	21,351	351.6	7
32	영상, 음향, 통신장비	345	244	270	229	266	-22.9	13	10,826	15,009	35,343	56,311	90,048	731.8	2
33	의료, 정밀, 광학기기, 시계	48	36	42	41	45	-7.5	12	2,000	2,176	3,322	4,051	4,898	144.9	12
34	자동차, 트레일러	117	156	187	165	153	30.2	7	5,818	16,335	29,474	35,903	34,832	498.7	3
35	기타 운송장비	65	59	86	89	102	58.2	3	3,784	7,777	12,388	17,829	22,427	492.6	4
36	가구, 기타 제조업	161	114	109	77	82	-48.7	20	4,964	6,165	7,357	6,813	8,220	65.6	17
경공업		1,396	1,087	1,018	810	832	-40.4		58,586	75,345	92,891	92,975	107,920	84.2	
중공업		1,487	1,524	1,776	1,536	1,665	11.9		103,319	168,199	278,556	326,481	420,388	306.9	
제조업		2,883	2,611	2,794	2,346	2,497	-13.4		161,905	243,544	371,447	419,456	528,308	226.3	

부표 3. 다양한 도구변수를 이용한 고용함수의 추정결과
(전 산업 대상, 1988~2001년)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
고용_1	0.340	0.328	–	–	–	–
	(2.76)	(2.7)	–	–	–	–
고용_2	–	–	−0.075	−0.056	−0.043	−0.106
	–	–	(0.8)	(0.6)	(0.5)	(1.2)
임금_1	−0.110	−0.073	−0.318	−0.194	−0.161	−0.212
	(0.6)	(0.5)	(1.7)	(1.3)	(0.9)	(1.4)
부가가치_1	0.042	0.027	0.213	0.167	0.210	0.171
	(0.4)	(0.2)	(2.4)	(1.8)	(2.3)	(1.9)
수요변동	0.004	0.004	0.003	0.003	0.004	0.003
	(4.0)	(5.3)	(2.7)	(4.3)	(4.5)	(4.4)
관세율	−0.004	–	−0.011	–	–	–
	(0.4)		(0.8)		–	–
관세율_1		–		–	0.009	–
		–		–	(0.8)	–
수입비중	–	−0.003	–	−0.003	–	–
	–	(1.4)	–	(1.4)	–	–
수입비중_1	–	–	–	–	–	−0.005
	–	–	–	–	–	(2.6)
R&D	−0.357	−0.330	−0.529	−0.503	−0.766	−0.810
	(0.5)	(0.5)	(0.7)	(0.7)	(0.9)	(1.1)
R-Square	0.346	0.359	0.285	0.296	0.285	0.338
표본 수	105	105	84	84	84	84

주: 모든 추정치는 고용함수의 1차 차감을 OLS로 추정한 결과이며 ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

부표 4. 외환위기를 통제한 식 (4-7)의 추정결과(전 산업 대상)

	외환위기 더미변수 (1998년 이후=1, 이전=0)		1988~1997년	
	(1)	(2)	(3)	(4)
고용_1	0.317	0.316	0.294	0.287
	(6.0)	(5.8)	(4.3)	(4.1)
임금_1	-0.336	-0.378	-0.485	-0.484
	(4.9)	(7.4)	(4.8)	(7.2)
부가가치	0.454	0.452	0.540	0.532
	(11.7)	(11.3)	(10.2)	(9.6)
수요변동	0.001	0.001	0.003	0.003
	(2.0)	(1.8)	(2.1)	(2.6)
관세율	0.007	-	0.0005	-
	(0.9)	-	(0.04)	-
수입비중	-	0.0002	-	-0.001
	-	(0.1)	-	(0.5)
R&D	-0.640	-0.730	-3.583	-3.592
	(1.2)	(1.4)	(3.5)	(3.6)
외환위기더미	-0.010	-0.006	-	-
	(0.6)	(0.4)	-	-
R-Square	0.731	0.729	0.742	0.743
표본 수	105	105	63	63

주: 열 (1)~(2)는 1988~2001년 전 기간을 사용하되 외환위기를 더미변수로 포함시켜 추정한 결과이며, 열 (3)~(4)는 1988~1997년만을 대상으로 추정한 결과임. ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

부표 5. 임금함수의 추정(종속변수=로그월정액급여)

	1993년	1995년	1997년	1999년	2001년
상수	12.433	12.577	12.809	12.733	12.946
	(1656.81)	(1621.66)	(1522.89)	(1440.12)	(1349.96)
여성더미	-0.292	-0.258	-0.261	-0.267	-0.224
	(204.44)	(174.76)	(165.69)	(163.68)	(129.39)
연령	2.686	2.601	2.708	3.274	3.017
	(64.90)	(61.02)	(60.27)	(68.44)	(59.43)
연령의 제곱	-3.106	-2.995	-3.179	-3.700	-3.489
	(55.43)	(52.81)	(54.06)	(59.30)	(53.99)
대학더미	0.391	0.339	0.320	0.299	0.298
	(74.86)	(66.34)	(64.24)	(64.45)	(60.24)
근속연수	3.880	3.642	3.434	3.025	3.059
	(121.40)	(114.11)	(107.55)	(87.44)	(91.63)
근속연수의 제곱	-4.287	-4.779	-4.103	-2.673	-3.167
	(27.73)	(32.58)	(29.32)	(18.01)	(23.25)
300인이상규모더미	0.008	0.024	0.036	0.047	0.101
	(6.31)	(17.95)	(23.58)	(31.22)	(65.14)
노조더미	-0.073	-0.051	-0.101	-0.109	-0.127
	(55.19)	(38.51)	(68.54)	(74.47)	(81.17)
전문직더미	0.172	0.173	0.188	0.200	0.251
	(93.40)	(96.22)	(101.30)	(115.68)	(133.83)
산업더미	포함	포함	포함	포함	포함
대학더미×산업더미	포함	포함	포함	포함	포함
R-Square	0.686	0.663	0.624	0.608	0.570
표본 수	221,463	200,690	191,491	214,575	228,202

주: 모든 회귀식은 20개의 산업더미와 20개의 산업더미와 대학더미의 교차항을 포함하고 있음. 기준 산업은 음식료산업이며, 연령과 근속연수는 100으로 나눈 값을 변수로 사용하였음. 대학더미는 전문대 이상이면 1, 아니면 0이며, 전문직은 제4차 표준직업분류에서 직업분류 3 이하를 나타냄. ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

부표 6. 대졸·고졸간 임금격차(수입비중을 사용한 경우)

	고정효과모형		임의효과모형	
	(1)	(2)	(1)	(2)
수입비중	−0.0003	−0.0003	−0.0003	−0.0002
	(0.95)	(0.92)	(0.70)	(0.38)
섬유물가지수	0.209	0.185	−0.104	−0.112
	(1.79)	(1.59)	(0.33)	(0.35)
대졸비중	−0.030	−0.031	−0.028	−0.030
	(14.00)	(14.19)	(4.38)	(4.57)
R&D 비중	−	−0.108	−	−0.404
		(1.14)		(3.13)
1999년 더미	0.096	0.103	0.088	0.111
	(8.77)	(8.14)	(2.99)	(3.62)
2001년 더미	0.181	0.188	0.157	0.178
	(10.83)	(10.82)	(3.62)	(3.99)
상수	−	−	0.793	0.857
			(2.29)	(2.43)
R-Square	0.959	0.962	0.734	0.728
Dubin-Watson statistics	2.153	2.118	1.351	1.296
시간자료 수	5	5	5	5
횡단자료 수	21	21	21	21
전체 표본 수	105	105	105	· 105

주: 고정효과모형은 cross-section heteroskedasticity를 White의 방법을 사용하여 교정했음.
임의효과모형은 Variance Components 모형으로 추정된 것임.
섬유물가지수는 섬유물가지수/전체 공산품물가지수이며, ( ) 안의 수치는 t의 절대값임.

Executive Summary

The Effects of Trade Liberalization on Employment and Wage Inequality in the Korean Manufacturing Sector

Woo-Yung Kim, Soonchan Park, and Chang-Soo Lee

Since 1980 when the limitations of the government-led growth strategies started to show, Korea has adopted trade liberalization policies from import substitution ones. In 1980, import liberalization ratio was 69.8% but in 2004 it became 99.9%. The average tariff rate also decreased from 23.7% in 1980 to 7.2% in 2004. Recently, through the FTAs with Chile and Singapore, it is expected that trade liberalization will further expand in Korea.

During the high growth periods with the tight labor markets, people did not care much about the effects of trade liberalization. However, after the Asian financial crisis in 1997 Korea is experiencing higher level of unemployment rate, increased labor market instability, and income polarization, which have raised serious labor market issues. This study examines the effects of trade liberalization on labor market outcomes in Korea and tries to draw some implications on labor and trade policies including FTAs.

This study presents a large literature survey including theoretical and empirical works across many countries. This survey is intended to show how trade liberalization affected labor markets in many countries and learn from them. The main part of this study is to empirically test the effects of trade liberalization on employment and in-

come inequality in Korea. For this purpose we estimate the various models of labor demand and income inequality using industry level data since 1988.

From estimating the labor demand models, it is found that a decrease in tariff rate or an increase in import ratio does not significantly reduce employment. Without controlling the endogeneity of the wage rate a 1% of tariff rate reduction decreases about 1.7% of employment, but using instruments for the wage rate the effect vertually disappears. A simple analysis shows that the lower is the average tariff rate, the larger is the average employment across industries. In addition, industries with low tariff rates are associated with low labor productivity and low wage rate. It may imply a positive relationship between trade liberalization and industry competitiveness.

Various measures of income inequality are regressed on tariff rate as well as other control variables. A decrease in tariff rate is not found to significantly increase income inequality measured by Gini coefficient although there is some indication that the reduction of tariff increases Gini coefficient in the light industries. On the other hand, a tariff reduction seems to have affected the skill wage differential, though the effects are found small. Using a fixed effects model a 1%p decrease in the tariff rate is estimated to increase 0.6-0.8% of the skill wage differential.

Some policy implications can be drawn from the results obtained in this study. First, trade liberalization including FTAs may not have significant negative effects on employment and income inequality. Second, it may be true that higher tariff rate is imposed on less competitive industries, so some kind of income maintenance instruments may be needed for those industries in order to expand trade liberalization. Finally, there is some evidence found in this study that trade liberalization increases the skill wage differential. FTAs and other liberalization policies are expected to increase the demand for skilled workers and hence decrease the wages of unskilled workers. Therefore, re-education and training of unskilled workers should be reinforced to increase their adaptability and hence reduce the skill wage differential.

김우영(金宇煐)
캐나다 Lakehead University 경제학 석사
캐나다 University of British Columbia 경제학 박사
공주대학교 경제통상학부 교수(現, E-mail: kwy@kongju.ac.kr)

著書 및 論文
『고용없는 성장에 대한 대응 전략』(공저, 2005)
「시장개방과 노사관계에 관한 실증적 분석」(『노동경제논집』, 2005) 외

박순찬(朴淳讚)
독일 잘란트대학교 경제학 석사
독일 뮌헨대학교 경제학 박사
공주대학교 경제통상학부 교수(現, Email: spark@kongju.ac.kr)

著書 및 論文
『한·미 FTA의 무역 및 투자창출효과와 교역구조에 대한 연구』(2004)
"An Examination of the Formation of Natural Trading Blocs in East Asia" (*Asian Economic Papers,* Vol. 4(1), 2005) 외

이창수(李彰洙)
연세대학교 경제학 석사
호주국립대 경제학 박사
대외경제정책연구원 WTO팀장(現, E-mail: cslee@kiep.go.kr)

著書 및 論文
「WTO 농산물 개방의 경제적 파급효과－미곡을 중심으로」(2005)
『한·중 FTA의 경제적 파급효과와 주요 쟁점』(공저, 2004) 외

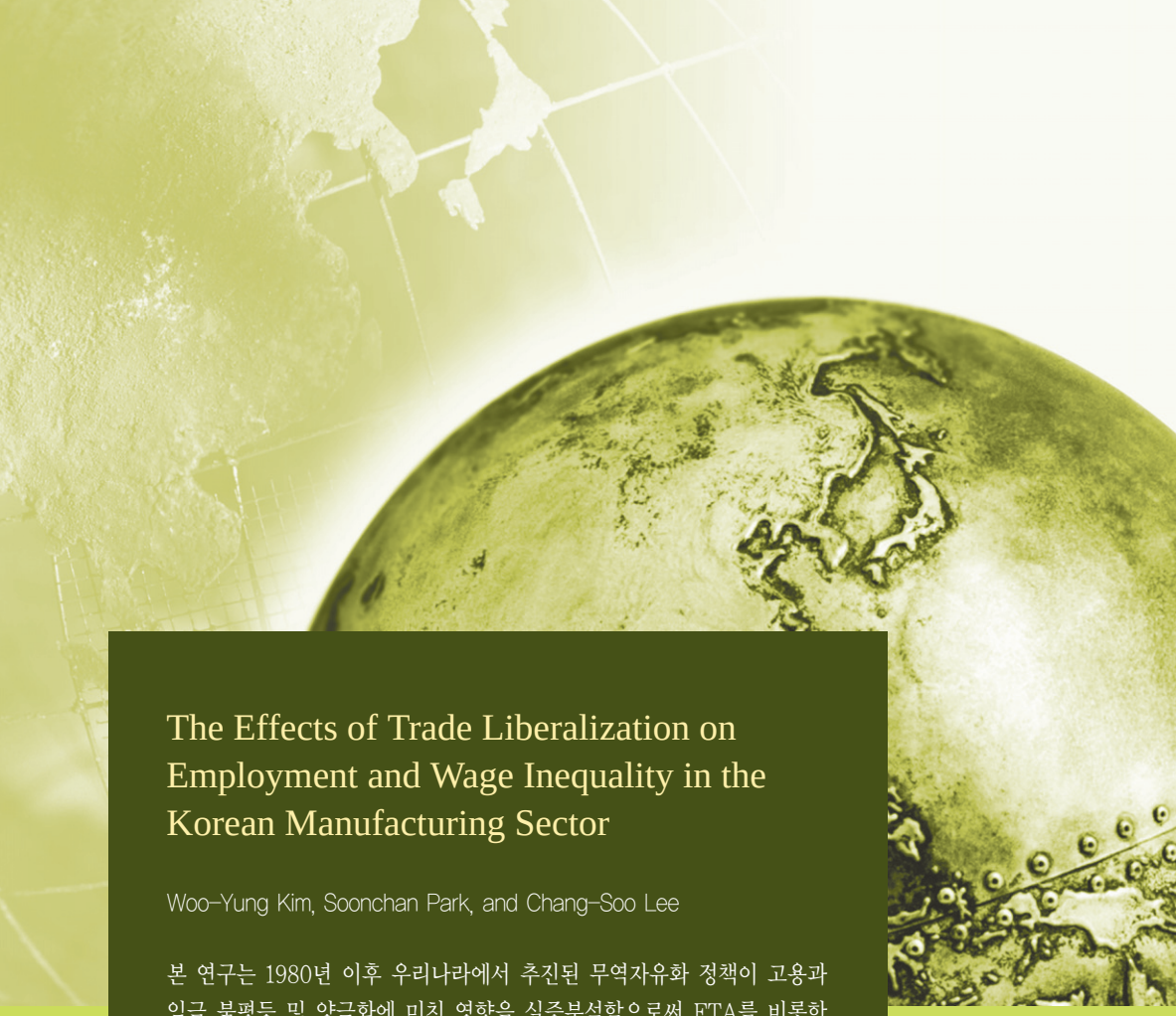
정책연구 05-10

무역자유화가 고용 및 임금 양극화에 미친 영향: 한국 제조업을 중심으로

2005년 12월 20일 인쇄
2005년 12월 30일 발행

발 행 인	李 景 台
발 행 처	對外經濟政策硏究院 137-747 서울특별시 서초구 염곡동 300-4 전화: 3460-1178, 1179 FAX: 3460-1144
인 쇄	(주)예원기획 전화: 745-8090
등 록	1990년 11월 7일 제16-375호

ISBN 89-322-2096-4 94320 정가 7,000원
89-322-2068-9(세트)



The Effects of Trade Liberalization on Employment and Wage Inequality in the Korean Manufacturing Sector

Woo-Yung Kim, Soonchan Park, and Chang-Soo Lee

본 연구는 1980년 이후 우리나라에서 추진된 무역자유화 정책이 고용과 임금 불평등 및 양극화에 미친 영향을 실증분석함으로써 FTA를 비롯한 무역자유화 정책이 노동시장에 미치는 영향에 대한 정책적 시사점을 찾고 있다. 본 연구의 결과에 따르면 무역자유화가 고용불안을 야기하여 고용과 임금에 부정적 영향을 미칠 것이라는 근거는 발견하지 못했다. 오히려 관세율이 크게 감소한 산업일수록 고용증가율이 높고, 관세율이 낮은 산업일수록 1인당 부가가치와 임금수준이 높은 것으로 나타났다. 또한 지니계수로 측정한 노동자간의 임금격차가 확대되고 있는 것으로 나타났으나, 그 원인이 무역자유화라는 증거는 매우 미약한 것으로 나타났다. 그러나 무역자유화로 인해 학력간 임금격차는 다소 확대되는 것으로 추정되었다

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

137-747 서울특별시 서초구 염곡동 300-4
137-602 서울 서초우체국 사서함 235호
대표전화 02-3460-1001, 1114
Fax 02-3460-1122, 1199
Http://www.kiep.go.kr

94320
9 788932 220963
ISBN 89-322-2096-4
89-322-2068-9(세트)

정가 7,000원