

경제·인문사회연구회 협동연구총서 07-17-06

협동연구 2007-01-6

세계화와 소득불평등

이강국 외

주관연구기관: 한국보건사회연구원

협력연구기관: 산업연구원, 한국노동연구원, 한국교육개발원

발간사

경제 사회적 양극화는 지난 수년간 한국사회의 가장 뜨거운 쟁점이었다고 해도 과언이 아니다. 모든 분야에 걸쳐 부문간, 계층간, 집단간 경제적 성과의 격차가 확대되는 것이 감지되었고, 그것이 초래할 여러 가지 부정적 효과에 대한 우려의 소리가 높았었다. 그에 따라 학계와 정부에서도 양극화에 대한 현황을 분석하고 대안을 제시하려는 노력이 지속적으로 이어졌었다.

이러한 노력들이 양극화에 대한 사회적 관심을 환기시키고 대안을 마련하는 데 일정한 기여를 했다. 특히 양극화와 관련된 분야별 연구 성과는 빠르게 늘어났다. 그런데, 기존의 연구들은 특정 부문의 양극화 현상을 따로 떼어 놓고 분석하는 경향이 강했다. 하지만 양극화가 우리 사회의 여러 부문에 걸쳐 상호 관련을 맺으면서 나타나는 복합적 현상이기 때문에, 이러한 분야별 접근만으로는 현상을 정확히 이해하는 데에도 한계가 있을 뿐만 아니라 효과적인 정책대안을 도출하기도 어려웠다. 이런 문제의식 하에서 2006년 각 출연연구기관별로 진행되었던 양극화 관련 연구가 2007년에는 협동연구의 형식으로 진행되게 되었고, 한국보건사회연구원은 다른 관련 연구원의 협력 하에 3년에 걸친 협동연구에 착수하였다. 이러한 형식적 변화는 내용상의 진전에도 도움이 된 것으로 판단하며, 이제 그 1차 년도의 연구 성과로써 1권의 총괄보고서와 5권의 부문별 연구보고서를 발간하고자 한다.

협동연구의 형식으로 진행된 이번 연구에서는 연구진이 특히 다음과 같은 점에 중점을 두었음을 밝히고 있다. 우선 제 각각의 의미로 사용되어 오던 양극화 개념에 대해 좀 더 엄밀한 정의와 이해를 확립하고자 하였

다. 그리고 양극화의 현상을 주로 나열하던 기존의 경향에서 더 나아가 양극화의 원인에 대한 실증적 탐구를 진전시키고자 하였다. 또한 양극화의 결과가 나타나는 더 많은 부분에 대해 분석을 확장하고자 하였다. 특히 산업이 고용에, 고용이 소득분배에, 소득분배가 소비와 재생산에 미치는 연관효과에 대해 탐구하고자 하였으며, 이러한 연관관계의 탐색에 협동연구는 특히 효과를 발휘할 수 있었다.

전체 협동연구의 진행은 한국보건사회연구원의 강신욱 연구위원이 담당(총괄, 4권)하였고 각 영역의 연구를 위해 산업연구원의 주현 연구위원(2권)과 한국노동연구원의 윤윤규 연구위원(3권), 그리고 한국교육개발원의 김성식 연구위원(5권)이 분야별 책임연구자로서의 역할을 수행하였다. 세계화가 소득분배에 미친 영향에 대한 시론적 연구(6권)에는 많은 해외 연구진들이 참여하였으며, 이 과정에서 일본 리츠메이칸 대학의 이강국 교수가 큰 역할을 담당하였다. 이 기회를 빌어 이들 책임연구진들과 그 밖의 모든 참여연구진들에게 감사와 격려를 보내는 바이다. 이들은 우리 사회가 직면한 중요한 문제에 대해 전문적 지식과 열의를 갖고 진지한 자세로 임하였다.

물론 협동연구 보고서에 포함된 모든 연구결과는 연구진 개인의 견해일 뿐 우리 연구원이나 기타 협동연구기관이 공식적 견해는 아니다. 그러나 이러한 사실로 인해 참여 연구진들의 노력과 성의가 과소평가될 수 있다는 것은 결코 아니다. 금년의 연구 성과를 바탕으로 2년차, 3년차 연구에서는 더 많은 성취를 거두기를 기대한다.

2007. 12.

한국보건사회연구원장
원 장 김 용 문

목 차

제1장 서론: 세계화와 소득분배, 분석과 전망	1
제1절 세계화와 전 세계의 소득불평등	1
제2절 세계화와 소득분배에 대한 이 연구의 분석	3
제3절 향후 연구의 전망	8
제2장 세계화, 소득분배 그리고 빈곤: 이론과 현실	11
제1절 머리말	11
제2절 세계화의 현실과 경제성장	13
제3절 세계화, 소득분배 그리고 빈곤	22
제4절 세계화와 소득분배: 실증분석	45
제5절 소결	53
제3장 임금점유율, 세계화, 그리고 위기: 한국, 멕시코, 터키의 제조업 사례	56
제1절 머리말	56
제2절 분석 자료	60
제3절 현황	64
제4절 분배 모형	74
제5절 추정결과	82
제6절 소결	97

제4장 OECD 국가들에서 금리생활자 수익(Rentier Returns)의 관련 현상 ...	100
제1절 머리말	100
제2절 금리 생활자에 대한 정의	102
제3절 단순협상모형	106
제4절 계량경제학적 분석	108
제5절 소결	121
제5장 자본이동의 위협효과 -미국사례를 중심으로-	130
제1절 머리말	130
제2절 자료와 계량분석모형	134
제3절 자본의 이동성과 임금	138
제4절 위협효과에 대한 해석과 한국에 대한 시사점	147
제6장 세계적 소득분포에서 개인의 지위: 국가별 평균소득이 다르고 이민이 (거의) 존재하지 않는 상태에서의 여건과 노력의 중요성	151
제1절 문제설정	151
제2절 자료와 정의	158
제3절 세계의 다양성	160
제4절 국가와 소득계층의 상대적 중요성	164
제5절 소득계층에 따른 국적의 중요성 차이	178
제6절 소결	186
참고문헌	188

표 목 차

〈표 2- 1〉 세계화와 소득분배에 관한 실증연구의 분류	31
〈표 2- 2〉 하루 1달러 이하로 생활하는 인구의 비중과 수	42
〈표 2- 3〉 세계화와 소득분배(1976-1995)	49
〈표 2- 4〉 세계화와 소득분배 (1990-2004)	50
〈표 2- 5〉 세계화와 빈곤 (1990-2004)	53
〈표 3- 1〉 연평균 성장률(%)	67
〈표 3- 2〉 제조업 부가가치에서의 임금 점유율	68
〈표 3- 3〉 경제위기기간 동안의 임금 점유율 변동자료	70
〈표 3- 4〉 무역현황 비교	73
〈표 3- 5〉 FDI 유입(비거주자에 의한)	74
〈표 3-6a〉 임금점유율의 로그값 변화에 대한 기본 모형(1972-2003)	85
〈표 3-6b〉 불황 상수항과 기울기 더미가 있는 모형	86
〈표 3-7a〉 임금점유율 로그값 변화($\Delta \log(\text{wage share})$)에 대한 무역의 효과(1972-2003) : ECM 모형	90
〈표 3-7b〉 임금점유율 로그값 변화($\Delta \log(\text{wage share})$)에 대한 무역의 효과(1972-2003) : 단기모형	91
〈표 3-8a〉 임금점유율(로그값) 변화에 대한 FDI의 영향 - 멕시코는 제조업 FDI/부가가치, 한국과 터키는 전체 FDI/GDP 이용 ...	94
〈표 3-8b〉 임금점유율(로그값) 변화에 대한 FDI의 영향 - 제조업 FDI/부가가치 이용	95
〈표 4- 1〉 금리생활자 실질 소득의 비중(1960년대~1990년대)	106
〈표 4- 2〉 기술 통계량	113

〈표 4-3〉 인플레이가 조정된 금리생활자 소득비중에 대한 OLS 회귀분석 결과(국가별 효과)	115
〈표 4-4〉 인플레이가 조정된 금리생활자 소득비중에 대한 OLS 회귀분석 결과(국가별 효과) - 계속	117
〈표 4-5〉 전체 변수에 대한 GLS추정	119
〈표 4-6〉 전체변수에 대한 GMM추정	119
〈표 5-1〉 임금프리미엄 회귀분석 결과	139
〈표 5-2〉 서로 다른 학력 그룹의 회귀분석	143
〈표 5-3〉 해외직접투자의 변화와 노조 임금 프리미엄 증가율	144
〈표 5-4〉 해외 아웃소싱이 산업임금 프리미엄에 미치는 영향	146
〈표 5-5〉 임금과 고용증가에 아웃소싱의 증가가 미치는 영향	147
〈표 6-1〉 사용된 조사 자료의 인구 및 소득 포괄 범위(%)	158
〈표 6-2〉 세계적 소득불평등과 요인별 국가간 차이	163
〈표 6-3〉 세계적 소득분포에서 개인의 위치에 대한 설명요인	166
〈표 6-4〉 부모소득과 자녀소득간의 세대간 탄력성 계수	168
〈표 6-5〉 세계 소득분포 상의 지위에 대한 설명요인	181
〈표 6-6〉 국내 각 소득분위의 총소득 대비 점유율	183

그림목차

[그림 2-1] 전세계 총자본이동액과 GDP에서 차지하는 비중	15
[그림 2-2] 1인당 실질 GDP의 연간 변화율	20
[그림 2-3] 국가 그룹에 따른 GDP 성장(1995 달러 기준)	22
[그림 2-4] 지니계수의 변화, 선진국	24
[그림 2-5] 지니계수, 라틴아메리카, 아프리카 그리고 이행기 국가들	26
[그림 2-6] 지니계수의 변화, 아시아 국가들	27
[그림 2-7] 세계화, 분배, 성장, 그리고 빈곤	41
[그림 3-1] 제조업에서의 임금/부가가치, %(1970-2003)	68
[그림 4-1(a)] 주요 OECD 국가에서 노조가입률과 금리생활자 소득 비중 · 110	
[그림 4-1(b)] 노조가입률과 금리생활자 소득비중의 증가	110
[그림 4-2] 이자율 자유화와 금리생활자 실질 소득	111
[그림 5-1] 한국 제조업의 해외직접투자 규모변화	149
[그림 6-1] 두 가지 유형의 개인들 간의 기회의 평등	157
[그림 6-2] 지위 곡선: 국가와 소득계층별로 본 세계적 불평등	162
[그림 6-3] 최하위와 최상위 분위에서 부모 소득분위의 누적분포	170
[그림 6-4] 개인 소득계층의 함수로서 세계적 지위의 중위값	174
[그림 6-5] 자국내 소득계층의 함수로서 세계적 소득지위의 확률밀도함수 · 175	
[그림 6-6] 소득계층, 국가 평균소득과 세계적 소득분포 상의 지위	176
[그림 6-7] 소득계층의 함수로써 세계 소득분포 상 지위의 표준편차 · 178	
[그림 6-8] 국내 소득분포의 각 분위별 분위 몫 증가의 표준편차 값 · 185	

제1장 서론: 세계화와 소득분배, 분석과 전망

제1절 세계화와 전 세계의 소득불평등

전 세계 여러 국가들의 경제는 바야흐로 세계적 차원에서 통합이 가속화되고 있다. 1970년대 이후 국제무역과 대외직접투자(FDI: Foreign Direct Investment) 그리고 각종 금융적 투자로 대표되는, 상품과 자본 등 여러 생산요소의 국제적 이동이 발전되고 있으며, 최근에는 국제적 이민과 같은 노동력의 국제적 이동도 더욱 진전되고 있다. 많은 학자들은 낙관적인 관점에서 이러한 변화가 전 세계의 경제성장을 촉진하고 빈곤 문제를 해결할 수 있을 것으로 주장해 왔다. 특히 IMF와 세계은행 등의 국제기구들은 이러한 시각에서 여러 개도국들에게 각국의 개방과 자유화를 제언해 왔다. 그러나 몇몇 국가들이 세계화를 통해 경제성장에 성공했지만, 80년대 이후 개도국들의 전반적인 경제적 성과는 성공적이지 않았고 선진국과 개도국 사이의 세계적인 격차(divergence)는 더욱 확대되었다는 비판의 목소리가 높다. 동아시아의 신흥공업국들과 중국 등 아시아 국가들의 상대적인 성공에도 불구하고 라틴아메리카와 아프리카 등 대부분의 개도국들은 개방과 세계화의 진전에도 불구하고 경제성장에 실패했고 잦은 금융위기를 겪은 바 있다. 따라서 많은 연구들이 세계화가 경제성장과 각국 간의 경제적 격차에 미치는 영향을 논의해 왔으며 이를 둘러싼 열띤 논쟁이 경제학계에서 진행된 바 있다.

그러나 보다 최근에는 세계화가 경제성장이 아니라, 각국 내의 소득분배와 사회계층 간의 소득격차에 미치는 악영향에 관한 우려가 높아지고 있다. 실제로 미국을 비롯한 여러 선진국들에서 최근 국내적인 소득불평

등이 악화되고 교육수준에 따른 노동자들의 임금격차가 확대되었다. 이는 물론 급속한 기술혁신과 큰 관련이 있는 것이지만, 동시에 그 배경으로 국제무역으로 인한 국제경쟁의 격화 그리고 대외직접투자와 아웃소싱(outsourcing) 등 세계화로 인한 효과들이 주목을 받고 있다. 많은 이들은 국제무역이론이 예측하는 것과는 달리 선진국 뿐 아니라 개도국에서도 세계화와 함께 국내적인 소득불평등과 양극화가 심화되고 있다고 보고한다. 국제무역과 FDI 유입의 증가는 적어도 개도국에서는 상대적으로 숙련이 높은 노동자에게 도움이 되어 개도국 내에서도 노동자 간의 임금격차를 확대시킬 수 있다. 또한 많은 개도국들이 경험했듯이 적절한 제도적 기반 없이 추진된 금융개방과 금융세계화가 경제의 불안정과 위기를 촉발시킨다면 국내적 불평등은 더욱 악화될 수 있다. 이렇게 단순한 무역자유화와 금융개방의 추진이 소득분배를 심각하게 악화시킨다면 빈곤 문제도 해결되기 어렵다는 우려가 높아지고 있다. 따라서 사회의 심각한 분열과 갈등을 초래하지 않으면서 경제성장을 촉진할 수 있는 보다 사회 통합적이고 개혁적인 세계화를 위해서 어떠한 정책적 노력이 필요한가에 대해 논의들이 발전되고 있다. 많은 이들은 교육투자의 확대와 생산성의 상승, 금융시장과 제도의 발전, 그리고 노동시장의 원활한 작동과 사회적 약자의 보호를 위한 등을 위한 적극적인 정책이 필요하다고 주장한다.

결국 현재의 상황은 세계화가 국내적인 소득분배에 미치는 다양하고 복잡한 영향과 이와 관련이 있는 여러 가지 조건적인 요인들을 구체적으로 분석하는 연구의 발전을 요구하고 있다. 이러한 분석은 성장을 촉진하면서도 분배를 해치지 않는 지혜로운 개방과 세계화의 추진을 위해 중대한 함의를 지닐 것이다. 이를 위해 이 연구는 세계화와 소득분배라는 전반적인 연구주제 하에서, 세계화와 개도국의 소득분배와 빈곤, 한국과 멕시코 그리고 터키의 세계화와 노동소득의 변화, OECD 국가들의 금융소득의 변화, 세계화와 기업-노동자 간의 협상력 변화, 그리고 전 세계 소득분배

의 현실과 그 결정요인 등의 광범위한 주제들을 다룬 5편의 국내외학자들의 논문을 수록하고 있다. 주지하듯이 한국경제는 내부의 구조적인 문제점을 개혁하지 못한 상황에서 성급한 금융개방을 실시하여 1997년 경제위기를 맞았고, 위기 이후 전면적인 세계화를 추진해 왔지만 저성장과 양극화 문제가 심각해지고 있다. FTA와 금융세계화가 더욱 진전되는 상황에서, 소득불평등의 심화가 우려되고 있는 한국경제의 현실에서 세계화의 소득분배 효과를 분석하는 이 연구는 시사하는 바가 무척 클 것이다.

제2절 세계화와 소득분배에 대한 이 연구의 분석

이 연구는 세계화와 소득분배와의 복잡한 관련을 분석하는 5편의 논문을 수록하고 있다. 각각의 연구들은 그 자체로서 의미가 클 뿐 아니라, 세계화의 흐름과 전 세계적인 소득분배의 변화를 다양한 관점과 방법론에 기초하여 살펴보고 있다는 점에서 전체적으로도 커다란 의의가 있다.

먼저, 2장은 세계화와 개도국의 소득분배 그리고 빈곤이라는 주제에 관한 여러 이론적, 실증적 논의들을 검토하고 현재의 쟁점들을 명확하게 보여준다. 이 연구는 또한 크로스컨트리(cross-country) 데이터를 사용하여 국제무역과 대외직접투자가 장기적인 소득분배와 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석한다. 2장의 연구에 따르면 80년대 이후 세계화와 신자유주의, 그리고 기술혁신 등 다양한 요인들을 배경으로 선진국 모두에서 국내적인 소득분배가 악화되었다. 특히 낙관적인 예측과는 달리 여러 개도국에서도 소득분배의 악화와 절대적 빈곤 문제가 심각한 현실이다. 최근의 연구들은 개도국에서 세계화와 함께 소득분배가 악화될 수 있는 가능성들을 제시하는데 이는 선진국에서 비숙련노동이 개도국에서는 상대적으로 숙련노동이고 80년대 이후에는 중국 등이 국제경쟁에 참여하고 있으며 금융개방과 위기가 소득분배와 빈곤을 악화시킬 가능성이 높다

는 점 등을 포함한다.

그러나 2장에서 강조되듯, 세계화의 분배효과는 일반적이지는 않으며 각국이 처한 조건과 상황에 따라 상이함을 알 수 있다. 여러 실증연구들은 세계화가 소득이나 교육수준 그리고 정책에 따라 소득분배와 빈곤에 조건적인 영향을 미침을 보여주는 것이다. 최신의 지니계수 데이터와 국제무역 그리고 FDI 스톡 변수를 사용한 그의 실증분석도 세계화와 소득분배는 조건적인 관계를 맺고 있으며 특히 1990년대 중반 이전에는 국제무역이 그리고 그 이후에는 FDI가 소득이 낮은 국가일수록 소득분배를 악화시키는 경향이 있음을 보고한다. 물론 실증분석은 데이터의 난점, 그리고 내재성 등을 고려할 때 한계가 있으며, 각국의 구체적인 경험에 기초한 보다 상세한 사례연구들이 발전될 필요가 있다. 이러한 노력들에 기초하여 세계화와 성장, 분배, 그리고 빈곤 사이의 복잡한 관계에 대한 분석이 보다 진전될 수 있을 것이며, 이 연구의 다른 논문들은 그 훌륭한 사례가 될 수 있을 것이다.

3장의 연구는 세계화의 길을 걸었지만 서로 다른 성과를 보여주는 한국, 멕시코 그리고 터키의 역사적 경험을 대상으로 이들 국가의 노동자의 몫은 어떻게 변화했는지 시계열 모델을 사용하여 실증적으로 분석한다. 3장에 따르면 노동자의 임금몫은 FDI와 국제무역을 통해 세계화에 의해 영향을 받으며, 외환위기도 평가절하와 경제불황을 통해 임금몫에 영향을 미칠 수 있다. 이 연구는 세계화의 압력을 고려하는 포스트케인지언(Post-Keynesian) 갈등모델을 제시하고, 이에 기초하여 세 나라의 임금몫 변화를 계량적으로 분석한다. 그 결과를 보면 불황과 통화의 평가절하는 임금몫을 하락시키는 반면, 국제무역의 영향은 각국에 따라 다르게 나타났다. 수출의 증가는 멕시코와 터키에서는 임금몫을 감소시킨 반면, 한국에서는 그렇지 않았으며, FDI의 효과는 뚜렷하지 않았다.

3장의 연구는 세계화의 영향을 받은 대표적인 개도국들의 장기적 시계

열 데이터를 사용하여 각국의 경험을 구체적으로 보여주고 있으며 특히 세계화의 효과가 각국의 정책적 지향에 따라 상이할 수 있음을 강조한다. 국가가 개방의 과정을 관리하며 강력한 수출촉진정책을 추진했던 한국의 경험은, 구조조정을 겪으며 자유무역지대와 FDI에 의존하여 노동역압적인 세계화를 추진했던 터키와 멕시코와는 크게 달랐던 것이다. 그러나 1990년대 이후 FDI의 증가와 금융자본의 이동 등 세계화가 더욱 진전되었음을 고려하면 보다 최근의 시기와 더욱 많은 국가들을 대상으로 한 분석이 필요할 것이다.

한편, 4장의 연구는 선진국 클럽인 OECD 국가들을 대상으로 세계화의 진전과 함께 금융자본의 몫이 어떻게 변화했는가를 검토하고 어떠한 변수들이 이러한 변화에 영향을 미쳤는지 실증적으로 분석한다. 4장에 따르면, 대부분의 선진국에서 금융부문의 영업이익과 재산소득 그리고 개인의 이자수입 등을 모두 포괄한 개념인, 금융자산 보유자들의 소득(rentier income)이 GDP에서 차지하는 비중이 80년대 이후 크게 증가했다. 이러한 변화는 그들의 모델이 보여주듯, 국내적, 국제적인 금융의 규제완화를 배경으로 산업자본과 노동자 등에 비해 이들의 협상력과 정치적 권력이 강화되었기 때문이다. 이들은 또한 계량모형을 사용하여, 이론적인 예측대로 노동자 1인당 GDP, 노동조합 조직율, 국내외적 금리자유화와 정치권력 등의 변수들이 금융소득의 증가에 영향을 미쳤다고 보고한다. 즉, 세계화와 신자유주의의 진전이 금융소득을 증가시키는 데 큰 역할을 했다는 것이다.

최근 세계화와 함께 여러 선진국에서 금융화(financialization)가 함께 발전되고 있고 금융세계화가 주로 국제금융자본에 이해와 압력과 큰 관계가 있다는 현실을 고려하면 4장의 연구는 세계화와 금융자본의 흥미로운 상호작용을 잘 보여준다고 할 수 있다. 특히 단지 기업 대 노동자 혹은 숙련노동자 대 비숙련 노동자가 아니라 자본의 내부에서도 산업자본과 금

융자본을 구분하고 금융자본의 몫의 변화에 초점을 맞추는 논의는 현재 진행되고 있는 세계화가 미치는 계급적인 효과를 보다 구체적으로 분석하는 것이다. 1980년대 이후 여러 개도국들에서도 금융위기 그리고 구조조정 등을 겪으며 IMF 등 국제기구의 제언 하에 금융개방이 진전되었음을 고려하면, 개도국들의 금융화와 세계화의 현실을 분석하는 것이 앞으로의 과제가 될 것이다.

5장은 세계화된 경제에서 기업과 노동자 사이의 역관계가 어떻게 변화하는가를 협상모델의 관점에서 미국의 현실을 대상으로 분석한다. 대외직접투자와 공장이전이 증가함에 따라 선진국의 기업들은 노동자들에 대해 협상력에서 우위를 점할 수 있으며 이에 따라 임금과 노동조건 등 노동자의 처지는 악화될 가능성이 높아진다. 5장의 연구는 이러한 위협효과(threat effect)를 검증하기 위해, 미국 제조업의 상세한 산업별 데이터를 사용하여 대외직접투자 스톡과 아웃소싱 그리고 노동자의 임금 사이의 관계를 실증적으로 분석한다. 이에 따르면 1980년대 후반에서 1990년대 중반 사이에 산업별 대외직접투자의 증가가 노동조합 소속 노동자의 임금프리미엄을 하락시켰으며, 1990년대 후반에서 2000년대 초반의 기간에는 아웃소싱의 발전이 산업별 임금프리미엄을 하락시켰다.

대부분의 관련연구들이 거시적 데이터를 사용하는 것과는 달리 5장의 연구는 미시적 데이터를 사용하여 세계화가 협상 채널을 통해 선진국 노동자에게 미치는 영향을 구체적으로 보여주고 있다는 점에서 큰 의의가 있다. 중국 등으로의 대외직접투자가 최근 급증하고 있는 한국의 현실을 고려하면 이러한 분석결과는 우리의 상황에도 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 물론 개도국 노동자들에 비해 선진국 노동자들의 생산성이 훨씬 높고, 이러한 생산성의 이득이 비용절감의 이득보다 더욱 크다면 세계화에도 불구하고 선진국 노동자의 협상력과 지위가 약화되지 않을 수도 있다. 이러한 현실을 고려할 때 위협효과를 최소화하기 위해 노동자들의 어

떠한 대응과 정책적 노력이 가능한지에 대해서도 논의가 발전되어야 할 것이다.

마지막으로 6장의 연구는 세계경제 전체를 조망하는 시각에서 현재 세계의 소득불평등 문제를 종합적으로 분석한다. 세계은행에서 이 문제를 오랫동안 연구했던 필자는 각국 사이의 소득분배 그리고 각국 내의 소득분배를 모두 고려한 전 세계 시민의 소득분배의 현실을 추계하는 의미 깊은 작업을 진행시켜 왔다. 그의 이전 연구들에 따르면 1980년대 후반 이후 2000년대 초반까지 전 세계 시민의 소득분배는 변동이 있지만 전반적으로 약간 악화되는 모습을 보여주었다. 6장은 120개국이 넘는 국가들의 2002년의 서베이 자료를 활용하여 어떠한 요인들이 전 세계 시민의 소득분배 상황에 중요한 영향을 미치는지 분석한다. 그에 따르면, 개인이 속해 있는 각국의 평균소득과 개인이 각국 내의 어떠한 소득계층에 속해있는지가 전 세계의 소득분배에서 한 개인이 차지하는 위치를 90% 이상 결정한다. 또한 개인이 속해 있는 국가가 설명하는 부분이 약 60%에 이르며, 부모의 소득을 상황적 요인으로 간주하면, 상황적인 요인이 전체의 약 80%를 설명한다. 특히 각 소득계층의 데이터를 분석해도 개인의 국적이 전 세계 소득분배에서 차지하는 위치를 거의 대부분 설명하며, 이는 각국의 하위계층일수록 더욱 중요함을 알 수 있다.

이와 함께, 6장에 따르면 각국 내에서 최상위층과 최하위층에 속하는 이들에게는 각국 내의 소득분배가 각국의 평균소득보다도 전 세계 소득분배에서 이들이 차지하는 위치에 더욱 중요하지만, 대부분의 중간계층의 이들에게는 평균소득이 더욱 중요하다. 예를 들어, 브라질의 가장 부유한 계층은 독일의 부유층과 유사하게 전 세계 소득분배에서도 20% 이상의 상위계층에 위치하고, 브라질의 최하층의 빈곤층은 평균소득이 훨씬 낮은 인도의 빈곤층과 유사하게 전 세계 소득분배에서도 최하위 계층에 속하고 있다. 이 연구는 세계화라는 현실을 직접적으로 다루고 있지는 않지만, 세

계화가 국내의 소득분배에도 중요한 영향을 미친다면 전 세계 소득분배에 국가의 평균소득과 함께 국내적인 소득불평등도 중요하게 고려해야 함을 함의한다. 또한 6장의 논의는 최근 증가하고 있는 이민자의 사회 계층적 지위 그리고 국제적 노동력 이동과 세계적 소득분배의 변화 사이의 관계에 대해서도 적용될 수 있을 것이다.

제3절 향후 연구의 전망

세계화가 경제에 미치는 효과를 둘러싸고 여러 국제기구들과 낙관론자들은 세계화가 경제성장을 효율성 촉진하고 빈곤을 해결할 것이라 주장하는 반면 비판론자들은 세계화가 소득불평등을 심화시키고 경제 불안을 악화시킨다고 목소리를 높인다. 이러한 격렬한 대립은 최근 전 세계적으로 확산되고 있는 소위 반세계화 시위에서 잘 확인된다. 한국에서도 정부와 많은 경제학자들은 개방과 세계화를 지지하지만 다른 이들은 세계화가 양극화의 주범이라며 우려를 표명하며 FTA 추진과 금융개방에 반대하고 있다. 이렇게 세계화를 둘러싸고 전 세계적으로 진행되고 있는 찬반양론의 대립을 두고 한 학자는 '세계화의 두 얼굴'이라 표현하기도 했다. 특히 세계화와 소득불평등이라는 주제는 상대적으로 최근에 열띤 분석과 논쟁의 대상이 되고 있는데, 이 연구에 실린 논문들은 기존의 연구들을 종합하고 현재 발전되고 있는 논의들을 잘 보여주고 있어서 커다란 의의가 있다고 할 수 있다.

그러나 세계화와 소득분배에 영향을 미칠 수 있는 여러 경로와 복잡한 관계를 고려하면 앞으로 보다 많은 연구의 발전이 필요할 할 것이다. 우선 무엇보다도 각국의 제도적 조건과 상황, 대외적 환경 그리고 세계경제와의 통합의 방식 차이 등에 따라 세계화가 어떻게 소득분배에 상이한 영향을 미칠 수 있는지 분석해야 할 것이다. 특히 각국 혹은 지역 사이를

비교하는 비교제도적 분석과 역사적인 변화를 추적하는 구체적인 사례연구들이 요구되고 있다.

이러한 관점에서 볼 때, 동아시아의 경험은 상당한 시사점을 제공한다. 동아시아 경제는 라틴아메리카와 대조적으로 수출축진이라는 방식으로 적극적으로 세계화의 이득을 추구했지만 이와 동시에 수입보호와 자본통제 등이 도입되어 관리되는 전략적 세계화를 추진하여 고도성장과 함께 상대적으로 평등한 소득분배에 성공했다. 그러나 90년대 이후 대내외적 압력 속에서 준비되지 않은 금융개방을 추진하여 금융위기를 맞았고 그 이후 보다 전면적인 세계화를 추진했지만 소득분배는 크게 악화되었다. 세계화와 소득불평등 문제를 보다 잘 이해하기 위해 동아시아와 라틴아메리카 사이의 비교, 그리고 90년대 이후 동아시아의 세계화의 역사적 경험에 대한 분석 등이 이루어져야 할 것이다.

실증적으로 볼 때는 각국의 소득분배나 임금불평등에 대한 보다 상세한 데이터가 수집되어야 할 것이며, 그에 기초하여 한 국가의 시계열분석을 포함한 보다 엄밀한 계량분석이 발전되어야 할 것이다. 또한 최근 세계은행 등에서 이루어진 바와 같이 일관성 있는 데이터의 국제비교를 위한 노력들이 계속 이루어져야 하며 이를 위해 국제기구와 각국의 정부 사이의 보다 긴밀한 상호협조가 요구되고 있다. 계량분석의 과정에서는 변수들의 내생성 문제를 극복할 수 있는 보다 발전된 분석모델과 방법론이 적용되어야 할 것이다. 또한 산업별 수준 혹은 작업장 수준 등 보다 미시적인 데이터와 사례를 사용한 연구들이 진전되어 국가들을 비교하는 보다 거시적인 연구들을 보완해야 할 것이다.

이와 함께, 단순히 양적으로 측정되는 세계화에 관한 연구를 넘어서서 세계화가 어떻게 국내외 사회집단들 사이의 역관계의 변화와 경제정책의 변화로 이어지는지에 대한 연구가 나타나야 할 것이다. 즉 세계화와 제도 변화를 분석하기 위해 정치경제학적 관점에 기초하여 다국적기업의 해외

직접투자와 국제금융자본 이동의 구체적인 효과에 대한 논의가 발전될 필요가 있다. 미국이나 영국 등 80년대 이후 세계화와 함께 신자유주의가 적극적으로 추진되었던 국가들과 금융위기 이후 IMF의 구조조정 프로그램 속에서 개방과 세계화를 적극적으로 추진한 국가들을 대상으로 이와 같은 연구들이 이루어질 수 있을 것이다.

마지막으로 세계화가 소득분배를 악화시킬 수 있는 가능성을 최소화하고 세계화의 이득을 극대화하기 위한 여러 정책적인 노력과 대응에 관해 보다 많은 고민이 이루어져야한다. 먼저 국내정책으로는 교육투자나 인프라스트럭처의 확대, 정부의 재분배 기능의 강화, 그리고 노동시장의 원활한 작동과 합의에 기초한 생산성 상승의 노력 등이 그 사례가 될 수 있을 것이다. 또한 단지 경제통합을 통해 성장만을 추구하는 것이 아니라 빈곤층을 위한 성장을 촉진할 수 있는 지역적 경제협력 방안과 세계경제를 안정화하기 위한 국제적 협력의 노력 등에 대해서 구체적으로 연구할 필요가 있다. 이와 관련하여, 핀란드나 네덜란드 등 세계화와 함께 사회통합과 경쟁력을 상대적으로 잘 유지하고 있는 사례에 대해 보다 상세한 분석을 발전시키고 다양한 모델들의 다른 국가들에 대한 적용가능성도 구체적으로 검토해야 할 것이다.

이렇게 세계화와 소득불평등이라는 주제를 보다 상세하게 분석하고 적절한 정책적 대응을 고민하기 위해서는 먼저 여러 학자들과 정책결정자들의 노력이 필수적이다. 그리고 기업과 노동자 등 사회구성원 전체가 참여하는 열린 토론, 그리고 학계와 정부, 시민사회 사이의 소통과 상호작용을 촉진하고 사회 전체의 합의를 도출하기 위한 시민사회의 역할도 보다 바람직한 세계화를 고민하는 데 중요한 역할을 할 것이다. 어떠한 방식의 세계화를 추진할 것인지 그것이 소득분배에는 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 보다 생산적인 논쟁의 발전을 기대해본다.

제2장 세계화, 소득분배 그리고 빈곤: 이론과 현실

제1절 머리말

국제무역과 국제적 자본이동의 증가에 의한 경제활동의 전세계적 통합을 의미하는 세계화(globalization)는 현재 세계경제의 가장 중요한 흐름의 하나라 할 수 있다. 세계은행과 IMF 등의 국제기구들과 많은 경제학자들은 세계화의 발전이 경제성장과 빈곤의 해결을 촉진할 수 있을 것이라 주장하며 많은 국가들에게 개방과 구조조정을 제안해 왔다. 그러나 이론적인 지지와 정책적인 노력에도 불구하고 현실에서 세계화의 경제적 성과는 실망스럽다는 주장이 여전히 높다. 세계화의 경제성장 효과는 뚜렷하지 않고 국가간, 그리고 국가내의 소득격차를 확대시키고 있다는 비판이 제기되고 있는 것이다. 특히 무역자유화와 금융개방의 추진은 여러 국가들의 소득분배를 악화시키고 양극화를 심화시켜 빈곤의 해결에 도움이 되지 않을 수 있다는 우려가 높아지고 있다. 이러한 비판은 반세계화 운동의 진전 그리고 최근 많은 경제학자들의 세계화에 대한 비판적 논의로 이어지고 있어서, 세계화를 둘러싸고 찬반양론의 논쟁과 대립이 심화되고 있다. 결국, 최근 세계화의 급속한 진전은 세계화가 분배, 그리고 빈곤에 미치는 영향에 대한 보다 자세하고 포괄적인 분석을 요구하고 있는 것이다.

이 글은 세계화라는 경제현상에 대해 전반적으로 검토하고 이러한 변화가 개도국의 소득분배와 경제성장, 그리고 빈곤에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고자 한다. 우선, 1980년대 이후 발전하고 있는 세계화의 전개과정과 경제학계에서 진행되고 있는 세계화를 둘러싼 논쟁에 대해서 살펴본다. 무역자유화와 금융세계화의 성장효과는 이를 지지하는 여러 이론적

인 논의들에도 불구하고 실증적으로는 심각한 논쟁의 대상이다. 국제무역의 성장효과를 지지하는 연구들이 많지만 자료와 방법의 한계가 없지 않으며, 특히 자본자유화의 성장효과는 IMF 등의 연구에서조차 경제성장을 촉진한다는 근거가 미약하다는 것을 인정한다. 이에 따라 세계화의 진전에도 불구하고 개도국의 추격(catch-up)은 전반적으로 실패했으며 세계경제에는 수렴(convergence)이 아니라 선후진국 간의 격차의 확대가 나타나고 있는 것이다.

보다 최근에는 세계화가 지니계수나 임금격차 등 각국 내의 소득분배의 변화에 미치는 영향에 관해서 여러 연구들이 활발하게 발전되고 있다. 다음 장은 세계화가 소득분배와 각국의 소득분배 그리고 분배와 성장 사이의 연관관계에 미치는 영향을 검토하고 세계화와 빈곤 사이의 복잡한 관계에 관해서 분석한다. 먼저 국제무역과 자본이동의 발전이 개도국의 소득분배에 어떠한 경로를 통해서 어떤 영향을 미칠 수 있는지 여러 이론적 가능성들을 살펴보고, 최근의 실증연구들을 검토할 것이다. 이를 통해 단순한 국제무역이론과는 다르게 세계화가 개도국의 소득불평등을 악화시킬 수 있는 여러 가능성들이 있지만, 세계화가 소득분배에 미치는 영향은 복잡하고 조건적임을 확인할 것이다. 한편 소득분배와 경제성장 사이에 복잡한 관계가 있지만, 최근에는 심각한 불평등이 시장실패와 정치경제적 경로를 통해 경제성장을 저해할 수 있다는 논의들이 제시되고 있다. 이 글은 이를 둘러싼 다양한 이론적인 그리고 실증적인 논의들을 검토하고, 세계화가 분배-성장 사이의 연관에 어떠한 영향을 미칠 것인지 분석한다. 이러한 논의들을 종합하여, 주로 개도국을 중심으로 세계화가 빈곤에 영향을 미칠 수 있는 여러 경로들을 살펴볼 것이다.

실증분석은 국제무역과 외국인직접투자(FDI: Foreign Direct Investment)가 각국의 소득분배에 어떠한 장기적 영향을 미치는지 분석한다. FDI의 스톡 등 세계경제와의 금융통합 정도를 나타내는 변수들과 무역량 변수를

사용하여 금융세계화와 국제무역의 확대가 소득분배와 개도국의 빈곤에 어떠한 영향을 미치는가를 크로스컨트리 계량분석을 통해 살펴본다. 특히 이 연구는 세계화가 소득분배에 미치는 조건적인 관계에 대해 검토할 것이다. 이 연구는 세계화의 성장효과, 그리고 세계화가 소득분배와 빈곤에 미치는 영향을 기존 연구의 검토와 실증분석을 통해 분석하여 앞으로의 연구방향과 세계화에 대한 적절한 대응노력에 대한 논의의 출발점을 제시하고자 한다. 이러한 연구는 경제위기 이후 개방과 세계화의 급속한 진전과 함께 소득분배가 악화되고 있는 한국의 현실에도 중요한 함의를 지닐 것이다.

제2절 세계화의 현실과 경제성장

1. 세계화의 전개와 쟁점

1980년대 이후 세계경제 흐름의 가장 중요한 변화로서 경제의 세계화를 꼽을 수 있다(Fischer, 2003). 경제적 의미의 세계화란 전 세계적 차원에서 경제활동이 통합되는 현상으로, 구체적으로 상품과 서비스, 자본 그리고 노동이 국경을 넘어서 자유롭게 이동하는 국제무역, 국제적 자본 이동 그리고 노동력 이동의 확대를 포함한다. 1970년대 이후 세계경제에서는 국제 무역과 해외 직접투자 그리고 금융 투자가 급속히 증가해 경제활동이 세계화되고 있다. 우선 국제무역의 발전을 살펴보면, 전 세계 GDP 가운데 전 세계의 수출 총액이 차지하는 비율이 1970년대 초 약 12%에서 꾸준히 상승하여 1980년대 초에는 약 20%로 높아졌고, 지속적인 무역자유화의 진전과 1990년대 중반 이후 세계무역기구(WTO) 체제의 도래와 함께, 최근에는 약 25% 수준까지 높아졌다.

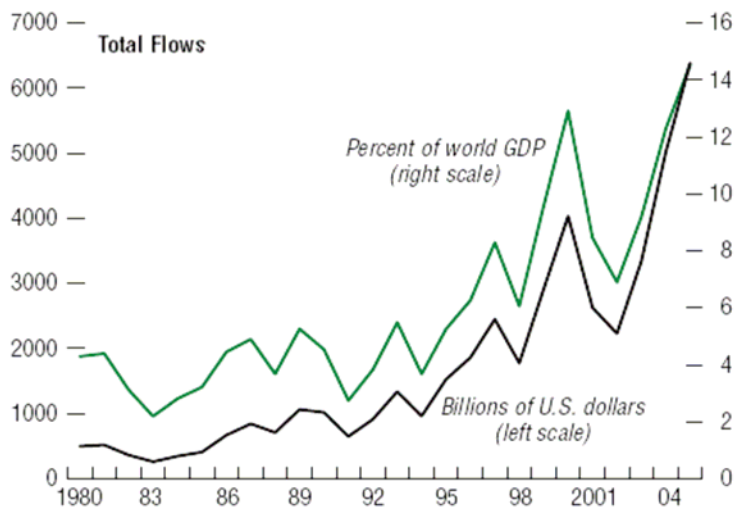
국제적 자본이동은 세계 각국의 자본자유화의 진전을 배경으로, 1970년

대 후반 이후 발전하기 시작하여 1990년대 이후에는 기업의 인수합병 (Merges and Acquisition, M&A)을 포함한 해외직접투자의 확대로 더욱 크게 증가하고 있다. 전 세계 GDP에서 국제적 자본 이동액이 차지하는 비중은 1990년대 중반 약 3-6%에서 2000년대 중반 약 16%로 크게 증가했다. 레인(Lane) 등의 최근의 추정에 따르면 해외직접투자자과 포트폴리오 투자액 등을 모두 포함한 대외자산과 대외부채의 합이 GDP에서 차지하는 비중이 선진국의 경우 1970년대 약 50%였으나 1980년대 말 약 100%를 넘어섰고 1990년대 후반에는 200%를 초과했으며 2004년 현재 300%를 넘는 실정이다. 이 수치는 후진국의 경우 1980년대 후반까지는 선진국과 비슷했지만 90년대 이후 그 성장이 상대적으로 정체되어 2000년대 초반 약 150% 수준에 이르고 있다(Kose et al., 2006 Lane and Milesi-Ferretti, 2006). 한편 1970년대 초 고정환율제도의 붕괴와 변동환율제도의 도입과 함께 국제 외환금융시장이 급속하게 발전했고, 1980년대 이후에는 실물거래와는 관계없이 금융적 수익만을 얻기 위한 단기적 국제 금융자본의 이동도 급증하고 있다. 세계 외환시장의 하루 외환거래액은 1973년 약 150억 달러에서 1992년 약 8,800억 달러, 1995년 약 1조 4,000억 달러로 폭발적으로 늘어났다. 따라서 현재는 국제 무역액에 비해 국제 외환 금융시장에서 거래되는 금액이 100배가 넘는다.¹⁾ 하지만 최근의 국제적 자본은 이론적 예측과는 달리, 자본이 필요한 후진국으로 이동하는 대신 급등하는 미국의 경상수지적자와 함께 주로 아시아의 신흥경제권에서 미국으로 이동하고 있어서 상당한 우려가 제기되고 있다.²⁾

1) 세계 외환시장의 하루 외환거래액은 1973년 약 150억 달러에서 1992년 약 8,800억 달러, 1995년 약 1조 4,000억 달러로 폭발적으로 늘어났다. 따라서 현재는 국제 무역액에 비해 국제 외환 금융시장에서 거래되는 금액이 100배가 넘는다.

2) 자본이 선진국에서 수익률이 더 높을 것이라 기대되는 개도국으로 이동하지 않는 소위 Lucas 퍼즐에 대해서 Alfaro et al.(2005) 등은 제도적인 발전 정도를 그 중요한 요인으로 제시한다. 그러나 개도국들만을 비교해도 국제적 자본이 생산성이 더욱 높은 국가로 이동하고 있지 않아서 자본 배분 퍼즐(allocation puzzle)에 관한 논의가 제시되고

[그림 2-1] 전세계 총자본이동액과 GDP에서 차지하는 비중



자료: Global Financial Stability Report, 2007. p. 65.

이러한 세계화의 흐름은 물적으로는 물론 국제무역을 촉진하는 교통과 통신의 발전, 그리고 해외직접투자에 기초한 전 세계적인 차원의 생산과 금융투자를 조정할 수 있도록 해준 정보통신기술의 발전에 기초하고 있는 것이다. 그러나 제도적인 측면에서 볼 때는 역시 선진국과 후진국을 포함한 세계 각국의 적극적인 경제개방정책이 세계화의 발전에 중요한 역할을 했음을 알 수 있다. GATT 체제의 성립 이후 각국은 무역라운드들을 통하여 관세와 비관세장벽을 낮추기 위해 노력해 왔다. 또한 브레튼우즈 체제를 지지하는 한 요소였던 자본통제는 1970년대부터 선진국들을 필두로 철폐되었고 1980년대 이후에는 여러 개도국들도 이른바 워싱턴 컨센서스

있다(Gourinchas and Jeanne, 2007). 한편 최근에는 이른바 전 세계적 불균형(global imbalances)과 관련된 비정상적인 국제적 자본이동에 대한 비판이 점증하고 있는데 이에 관한 논의는 McKinley(2006)의 분석을 참조.

(Washington Consensus) 하에서 금융자유화와 개방정책을 추진하기 시작했다. 특히, 80년대 이후 국제적 자본의 급속한 유출입을 배경으로 빈발하고 있는 개도국의 금융위기 그리고 그 이후 도입되는 국제기구들의 구조조정 정책은 개도국들의 금융시장 개방을 더욱 가속화했다.

경제학계에서도 통화주의와 새 고전과거시경제학 등 시장이 효율성과 성장을 촉진할 것이라는 믿음과, 5-60년대와는 반대로 정부의 경제개입을 축소하고 시장개방과 외국자본의 유치에 기초한 경제발전전략이 지배적으로 되었다. 세계 대부분의 국가들은 경제성장을 위해 개방과 세계화를 적극적으로 추진함에 따라, 각국의 기업들이 국제경쟁 속에서 수익을 증가시키기 위해 시장과 생산요소들을 쫓아 다국적기업으로 발전했으며 국제적 금융자본의 세계화도 가속화되었다. 결국, 기술의 발전, 수익추구를 위한 기업과 자본의 세계적인 활동 증가, 그리고 자국의 성장의 추구를 위한 적극적인 경제개방 등이 상호작용하면서 세계경제는 전 세계적 차원에서 통합되어 가고 있다.

이렇게 세계화가 발전되고 있음에도 불구하고 세계화의 공과에 관해서는 이를 지지하는 입장과 비판하는 입장이 치열하게 대립하고 있다. 대부분의 학자들과 국제기구들은 세계화가 전 세계의 성장을 촉진하고 빈곤을 퇴치할 것이라는 낙관적인 입장을 견지하고 있다. 또한 이들은 특히 세계화가 소득분배에 미치는 악영향은 뚜렷하지 않다고 강조한다(Fischer, 2003; Dollar and Kraay, 2001). 그러나 몇몇 저명한 경제학자들을 포함한 비판가들은 세계화의 성장효과가 뚜렷하지 않으며 분배와 빈곤에 악영향을 미칠 수 있음을 주장하며, IMF 등 국제기구의 문제점과 세계화 과정의 개혁을 강조하고 있다(Stiglitz, 2002; Birdsall, 2005). 이들은 불안정한 국제적인 금융자본 이동과 무분별한 개방정책은 경제의 안정적 성장 대신 경제 불안과 소득분배를 악화시킬 수 있으므로 적극적인 정부의 규제와 경제관리가 필요하다고 역설한다. 한편 개도국과 선진국의 시민단체 등은

세계화의 이득에서 후진국들이 소외되고 노동자들의 처지가 악화된다며 반세계화 운동을 조직하고 있다. 이러한 현실은 세계화가 특히 소득분배와 빈곤에 미칠 수 있는 악영향에 대한 자세한 분석을 요구하고 있다.

2. 세계화와 경제성장

많은 경제학자들은 국제무역과 자본이동의 증가가 경제의 생산성을 향상시키고 투자를 증진시켜 경제성장을 촉진할 것이라 주장해 왔다. 이론적으로 볼 때 국제무역은 시장을 확대시켜 규모의 경제와 생산성 향상을 촉진하고, 무역개방을 통한 국제 경쟁 확대는 자국산업의 경쟁력을 높일 수 있다. 그리고 국제무역의 자유화는 수입보호와 관련된 비효율적인 지대추구행위를 억제하여 경제의 생산성을 증가시킬 수도 있다. 각국간을 비교하거나 일국을 검토한 많은 실증연구들도 국제무역의 확대가 경제성장률을 높이고 생산성을 촉진한다고 보고한다(Berg and Krueger, 2003).

그러나 유치산업에 대한 국가의 효과적이고 적절한 수입보호는 자국 기업의 경쟁력을 증진시킬 수도 있으며 시장이 불완전한 현실에서는 전략적 무역정책을 통한 무역보호가 경제성장에 더욱 도움이 될 수 있다는 논의도 존재한다. 특히 최근 발전된 신무역이론과 신경제성장이론은 단지 자유무역이 경제성장을 촉진한다는 논리를 항상 지지하는 것만은 아니다(Deraniyagala and Fine, 2001). 실제로 한국과 같은 동아시아 국가들은 능력 있는 발전국가(developmental state)가 수출촉진과 함께 수입보호를 동시에 추진하여 국민적인 경제발전에 성공했으며, 현재의 선진국들도 이미 관세 등 적극적인 무역제한을 통해 경제성장에 성공한 바 있다. 실증적으로 볼 때, 데이터와 기법 등의 문제점이 지적되어 왔으며, 미시적 계량분석도 인과성의 문제를 해결하기가 쉽지 않다.³⁾ 로드리게즈와 로드리

3) 세계화의 성장효과를 분석하는 대부분의 실증연구들은 경제성장률을 종속변수로 하고, 초기국민소득, 교육수준, 제도의 발전정도 등 다양한 변수들을 통제한 후, 국제무역이

(Rodriguez and Rodrik)이 주장하듯 무역량을 독립변수로 사용하는 경우 내생성 문제를 해결하기가 어려우며 관세율과 비관세장벽 등을 사용하는 경우 성장효과가 그리 뚜렷하지 않다(Rodriguez and Rodrik, 2000). 그럼에도 불구하고, 전반적으로 많은 경제학자들은 국제무역의 확대와 무역자유화는 경제성장을 촉진할 것이라 기대하고 있으며 새로운 계량연구들이 발전되고 있는 상황이다.⁴⁾

한편, 금융세계화 혹은 국제적 자본이동의 성장효과는 국제무역에 비해 더욱 미약하다. 이론적으로는 자본자유화가 외국인투자를 증진시키고 선진국의 기술과 경영기법 등을 이전시키는 스펠오버 효과(spillover effect)를 통해 경제성장과 생산성을 촉진시킬 것이라는 주장이 흔히 제기된다. 또한 금융개방은 금융시장을 발전시켜 자본의 배분을 더욱 효율적으로 만들고 기업의 지배구조를 개선시키며, 재정적자 등 방만한 정부의 경제관리도 규율할 수 있다고 기대된다(Kose et al., 2006). 그러나 금융시장이 정보문제 등으로 불완전한 현실에서 금융세계화는 외국자본의 급속한 유출입과 경제의 불안정성을 심화시켜 경제에 악영향을 미칠 수 있다(Stiglitz, 2000). 특히, 안정적인 거시경제, 제도와 금융부문의 발전 등 적절한 조건이 갖추어지지 않는다면 금융개방의 성장효과는 기대하기 어렵다. 역사적으로도 동아시아 등 고도성장에 성공한 국가들은 단순한 금융개방이 아니라 정부의 강력한 경제개입과 자본통제를 수행했으며 90년대 이후 무분별한 금융개방과 함께 금융위기를 맞았다는 점이 시사적이다(Lee, 2004).

나 국제투자 혹은 관세나 비관세장벽이나 자본자유화 지표 등을 추가하여 이들 변수가 경제성장률에 유의한지를 분석한다. 대부분의 연구들은 크로스컨트리 혹은 패널데이터를 사용하지만 내생성이나 생략된 변수 등의 여러 문제들이 존재하므로 보다 자세한 사례연구들이 필요하다고 지적되기도 한다(Srinivasan and Bhagwati, 1999). 몇몇 미시적 연구들은 수출이 높은 기업이나 산업이 생산성이 높다고 보고하지만, 이 또한 인과성의 문제가 존재한다.

- 4) 최근의 몇몇 연구들은 내생성을 해결하기 위한 새로운 기법을 사용하며, Estevadeordal and Taylor(2007)과 같은 연구는 새로운 관세율 데이터를 사용하여 무역자유화의 성장효과를 보이기도 한다.

실제로 많은 실증연구들은 정책변수로 측정되는 자본자유화와, 현실의 자본흐름으로 측정되는 금융세계화의 성장효과가 뚜렷하지 않다고 보고한다(Kose et al., 2006). 여러 연구들은 포트폴리오투자(portfolio investment)나 은행대출에 비해서는 FDI의 성장효과가 더 크다고 보고한다. 특히, 교육 수준이나 제도적 발전 그리고 금융시장의 발전 등 여러 가지 수용능력(absorptive capacity)이 높은 경우에는 FDI가 성장을 촉진할 가능성이 더욱 높다고 지적되지만 여전히 논란이 존재한다(Borensztein et al., 1998).⁵⁾ 그러나, 자본자유화 정도를 나타내는 정책변수를 사용한 연구들은 여러 바람직한 조건 하에서 자본자유화가 성장을 더욱 촉진시키는 효과에 대해 뚜렷한 결론을 보여주지 않으며 오히려 몇몇 조건 하에서는 자본통제가 성장을 더욱 촉진한다는 주장도 존재한다(Eichengreen et al., 2001; Chanda, 2005; Lee and Jayadev, 2005).⁶⁾ 전반적으로, 개도국의 해외저축과 경제성장 사이에 정의 관계를 발견하기 어렵다는 점에서 최근에는 외국자본이 개도국의 경제성장에서 차지하는 긍정적 역할에 대한 심각한 회의가 제기되고 있다(Prasad et al., 2006). 금융개방과 외국자본의 성장효과에 관해서는 외국자본이 어떤 조건 하에서 어떤 경로를 통해 성장을 촉진할 수 있는지 그리고 어떠한 형태의 개방이 필요한지에 대한 연구가 발전되어야 할 것이다.

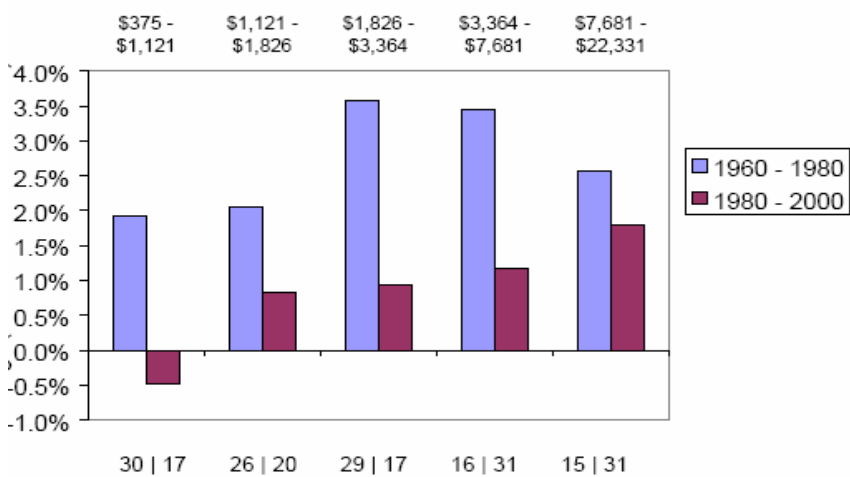
한편, 세계화의 성과에 비판적인 학자들은 세계화가 더욱 많이 진전된 1980년대 이후의 경제성장의 성과가 거의 대부분의 나라들에서 이전 시기에 비해 악화되었다고 강조한다. 실제로 세계화가 진전된 시기의 경제성

5) Carkovic and Levine(2005)은 보다 발전된 패널데이터와 기법을 사용하여 FDI가 교육 수준 등의 조건 하에서도 경제성장을 촉진하는 증거가 없다고 보고한다.

6) Chanda(2005)는 IMF의 간단한 자본자유화 지표를 사용하여 인종적 언어적 단일성이 높은 국가에서는 자본통제가 경제성장을 더욱 촉진함을 발견했으며, Lee and Jayadev(2005)는 더욱 발전되고 다양한 자본자유화 지표를 사용하여 인종적 단일성이 높거나 또한 기업의 부채비율이 높은 국가에서는 자본통제가 성장에 도움이 된다고 보고한다. 이러한 조건들은 동아시아 발전국가의 특징과 깊은 관련이 있다.

장률은 정체되어 전 세계의 소득 증가세가 둔화되고 있음을 알 수 있다. 전 세계를 대상으로 한 1인당 GDP의 성장률은 1960~80년 동안은 약 3% 였으나 1980~2000년 기간은 위기와 구조조정 등으로 1% 수준으로 급락했다. 세계의 약 77%의 국가들의 성장률이 80년대 이후의 기간에 이전 시기에 비해 약 5% 포인트 이상 하락했고 동아시아를 제외한 모든 지역의 성장률이 80년대 이후 더욱 낮아졌다(Weisbrot et al., 2001). 이와 함께 1980년대 이후에는 가난한 나라에서 경제성장률의 하락이 더욱 크게 나타나 선진국과 후진국간의 격차는 더욱 커졌음을 알 수 있다.

[그림 2-2] 1인당 실질 GDP의 연간 변화율



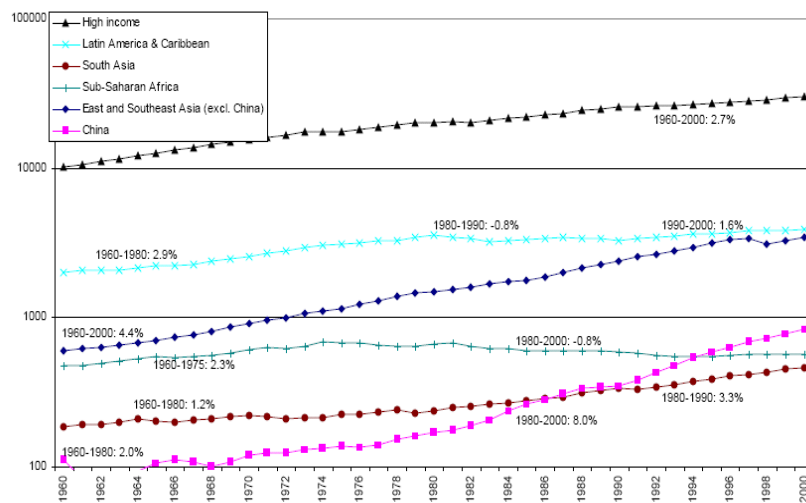
주: 소득그룹 당 각 시기별의 1인당 실질 GDP 성장률, x축의 숫자는 나라의 수를 표시

자료: Weisbrot et al.(2001).

결국 1980년대 이후 세계화의 진전에도 불구하고 동아시아 지역만이 선진국에 대한 추격(catch-up)에 성공했을 뿐, 라틴아메리카와 아프리카 등의 개도국들은 여전히 경제가 정체하여 세계경제의 격차가 확대되고 있는 것

이다. 더욱이, 과거 동아시아의 경제성장은 자본통제와 무역보호 등 완전한 시장개방에 기초한 것이 아니었고, 최근 중국 등 이 지역의 급속한 성장도 적절한 경제관리에 기초한 것이라는 점을 고려하면 세계화와 개방이 무조건적으로 경제성장을 촉진할 수 있다는 현실적 근거는 미약하다. 세계은행 등의 연구는 무역량의 증가에 기초하여 중국이나 베트남 등을 세계화국가(globalizer)로 구분 짓고 있지만, 여전히 이들 국가들의 시장개방 수준은 다른 개도국보다 낮으며 중국의 경제성장은 이미 무역개방 이전에 도입된 농업부문의 개혁에서부터 시작되었다(Ravallion, 2005a). 결국 이론적인 예측과는 달리, 세계화가 경제성장을 무조건적으로 촉진한다는 근거는 그리 뚜렷하지 않으며 따라서 많은 학자들은 경제개방과 함께 국내적인 제도개혁과 교육수준의 확충 등 세계화의 성장효과를 극대화할 수 있는 여러 노력들을 강조하고 있다.

[그림 2-3] 국가 그룹에 따른 GDP 성장(1995 달러 기준)



자료: Rodrik (2003).

제3절 세계화, 소득분배 그리고 빈곤

1. 세계화와 소득분배의 변화

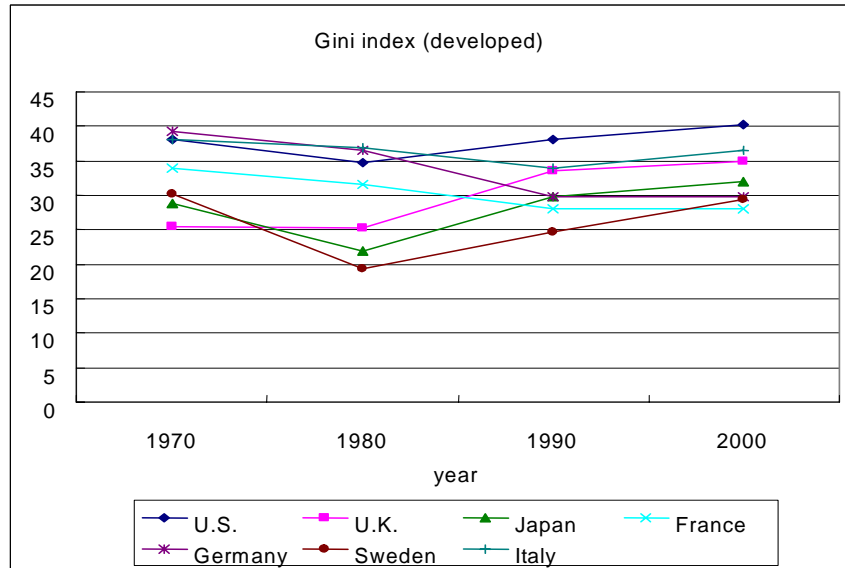
보다 최근에는 세계화가 성장에 미치는 효과를 넘어서서 소득분배에 미치는 효과가 더욱 중요한 논쟁의 대상이 되고 있으며 여러 학자들은 이에 관한 논의들을 발전시키고 있다. 이는 역시 80년대 이후 대부분의 국가들에서 소득불평등이 심화되었으며 상대적인 빈곤이 해결되지 못했다는 현실과 큰 관련이 있다. 세계화가 경제성장에 도움이 된다고 하더라도 소득 격차와 사회갈등을 크게 악화시킨다면 세계화에 대한 비판과 우려가 높아질 수 있을 것이다. 따라서 세계화의 분배효과에 대한 자세한 분석이 필

요하며 이는 세계화 과정의 개혁과 사회적인 수용을 위해서도 핵심적일 것이다.⁷⁾

선진국의 경우 이미 숙련프리미엄(skill premium)으로 대표되는 교육에 따른 임금격차가 급속하게 심화된 80년대부터 국제무역이나 자본이동이 국내의 소득분배와 임금격차에 미치는 영향에 대한 우려가 높았다. 아래 그림은 UN 경제발전연구소(WIDER: World Institute for Development Economic Research)의 2007년 최신 데이터에 기초하여 선진국들의 지니계수의 변화를 보여준다. 미국을 비롯한 대부분의 선진국에서 소득의 불평등이 확대되었고, 특히 미국의 경우 70년대 중반 이후부터 임금격차가 크게 확대된 바 있다.

7) 미국을 비롯한 선진국에서는 이미 격차를 심화시키고 있는 세계화에 대한 반발이 높아지고 있으며 이에 대한 적절한 대응이 촉구되고 있다. 특히 2000년대 이후 아웃소싱의 발전으로 인해 소득격차가 확대되고 있는 상황에서 보호무역을 주장하는 목소리도 높아지고 있으므로, 여러 학자들은 적절한 재분배와 교육기회의 확대 등 정책적 노력이 필수적이라고 지적한다(Scheve and Slaughter, 2007; Bernanke, 2007).

[그림 2-4] 지니계수의 변화, 선진국



주: 1) 가처분소득에 기초한 지니계수에 기초

2) 각국의 데이터는 시점간 비교에 기초하여 가장 일관된 수치를 보고.

자료: WIID(World Income Inequality Database) 2.0b, WIDER.

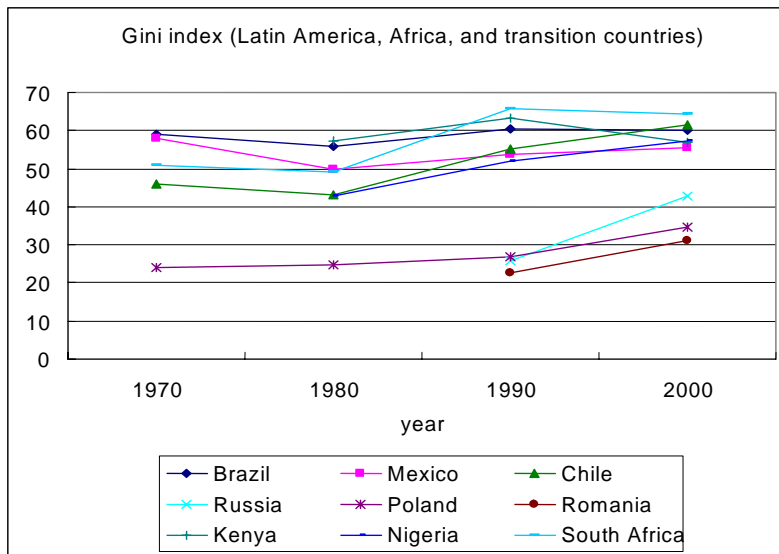
국제무역이론의 헉셔-올린 정리(Heckscher-Ohlin theorem)에 따르면 자본재가 상대적으로 풍부한 선진국에서는 국제무역이 진전되면 비숙련노동자의 몫이 감소하며, 따라서 최근의 변화는 이러한 세계화의 효과를 반영하는 것으로 파악할 수도 있다. 그러나 여러 실증연구들은 국제무역 등 세계화의 효과보다 기술발전의 효과가 훨씬 크다고 역설해 왔다(Klein, 1997 Slaughter, 1999).⁸⁾ 그럼에도 불구하고, '방어적 기술혁신(defensive technological innovation)'이라는 개념으로 표현되듯, 기술혁신 자체가 국제

8) 연구에 따라 구체적인 수치는 차이가 있지만, 대부분의 연구들은 미국의 경우 숙련편향적인 기술변화(skill-biased technological change)로 인한 임금격차의 확대가 국제무역이나 아웃소싱 등 세계화로 인한 효과보다 훨씬 크다고 보고한다.

경쟁의 격화와 세계화의 발전에 영향 받음을 고려하면 세계화의 효과는 작지 않을 수 있다(Wood, 1994). 최근에는 생산과정의 분할의 진전과 그 일부를 해외에 이전하는 아웃소싱(outsourcing)의 급속한 발전으로 인해 세계화가 선진국의 소득분배를 악화시키는 효과가 더욱 커지고 있다고 보고 된다(Feenstra and Hanson, 1999). 또한 정치경제학자들이 주장하듯 세계화를 배경으로 한 공장이전 등의 위협효과(threat effect)를 고려하면 세계화가 노동자를 악화시키고 임금을 억압하는 효과가 더욱 클 수 있다(Burke and Epstein, 2001). 한편, 몇몇 학자들은 세계화와 함께 노동시장의 유연화와 사회복지 지출의 감소 등 신자유주의적 경제정책의 전환이 선진국의 분배 악화에 크게 기여했으며 각국의 역관계와 제도에 따라 이러한 변화도 서로 다르게 전개되고 있다고 주장한다(Cornia and Kiski, 2001). 이러한 논의들을 종합하면 선진국의 소득분배 악화에는 기술의 영향이 가장 크지만, 세계화, 그리고 이와 관련된 제도와 정책, 그리고 역관계의 변화가 동시에 작용하고 있다고 할 수 있다.

개도국의 경우, 세계화의 성장효과가 훨씬 더 중요한 논쟁의 대상이었지만, 최근에는 지속되고 있는 빈곤과 양극화의 심화를 반영하여, 세계화가 분배에 미치는 영향에 관한 다양한 연구들이 발전되고 있다. 앞서 보았듯 단순한 국제무역 이론에 따르면 국제무역의 확대가 개도국 노동자들의 임금을 증가시키고 소득분배를 개선해야 한다. 그러나 현실에서는 많은 개도국들에서도 세계화의 진전과 함께 소득분배의 악화를 발견할 수 있다. 먼저 아래 그림이 보여주듯 대부분의 아프리카와 라틴아메리카 국가들은 1980년대 이후 성장의 정체와 함께 소득분배가 악화되었고, 이행기국가들은 1990년대 이후 시장으로의 빅뱅식 이행과 함께 빈곤과 소득분배가 급속히 악화된 바 있다.

[그림 2-5] 지니계수, 라틴아메리카, 아프리카 그리고 이행기 국가들

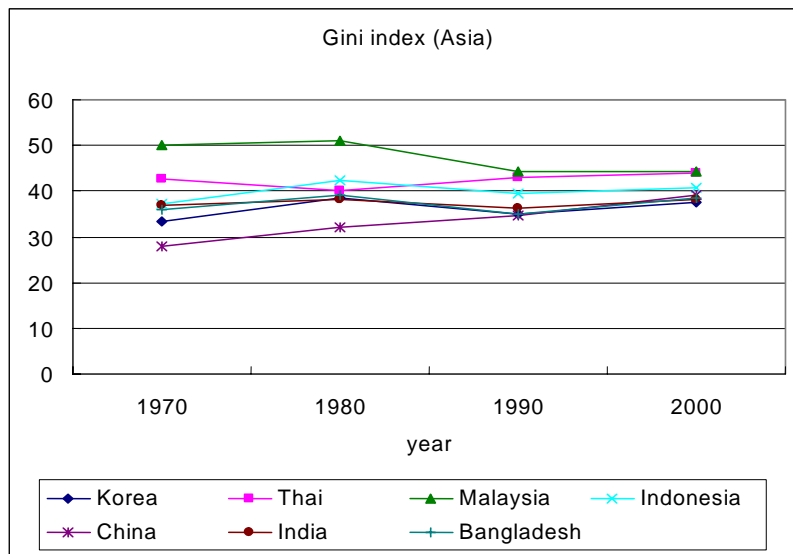


주: 1) 각국에 따라, 가처분소득, 명목소득 등에 기초한 지니계수를 사용
 2) 각국의 데이터는 시점간 비교에 기초하여 가장 일관된 수치를 보고.
 자료: WIID(World Income Inequality Database) 2.0b, WIDER.

아시아 국가들의 소득분배는 다른 개도국들에 비해서는 상대적으로 양호한 모습을 보여준다. 실제로 라틴아메리카 국가들보다 이른 시기에 수출 주도적 공업화에 성공했던 동아시아 국가들은 국제무역의 증가가 소득분배의 악화로 이어지지 않았고, 고도성장과 상대적으로 균등한 분배를 달성할 수 있었다. 그러나 1990년대 말 이후에는 동아시아 경제위기를 겪은 후 대부분의 나라들에서 소득분배의 악화가 나타나 동아시아의 기적(miracle)이라 불리던 이전의 경제성과와는 다른 모습을 보여주고 있다(Jomo, 2006). 특히 중국의 경우 70년대 이후 경제개혁과 개방을 통해 성

장에는 성공했지만, 소득 계층간 그리고 지역간 격차가 크게 심화되어 심각한 우려가 제기되고 있는 상황이다.

[그림 2-6] 지니계수의 변화, 아시아 국가들



- 주: 1) 각국에 따라, 가처분소득, 명목소득 등에 기초한 지니계수를 사용
- 2) 각국의 데이터는 시점간 비교에 기초하여 가장 일관된 수치를 보고.

자료: WIID(World Income Inequality Database) 2.0b, WIDER.

세계화와 함께 개도국의 소득분배가 악화되고 있는 이러한 현상에 관해 여러 이론적인 설명과 실증분석들이 제출되고 있다(Goldberg and Pavcnik, 2007). 먼저, 1980년대 이후에는 거의 모든 국가들이 적극적으로 세계화에 참여하고 있기 때문에, 여러 개도국들은 국제무역의 확대와 함께 자신보다 더욱 소득이 낮은 국가들과의 경쟁에 직면하고 있다. 예를 들어, 중국이나 인도 등과 같은 국가들과 국제경쟁이 심화된다면 국제무역이론이 예

측하는 결과를 모든 개도국들에서 기대하기는 어려울 것이다(Wood, 1999).⁹⁾ 또한 역설적이게도 현실에서 개도국 정부가 보호해 오던 여러 산업들은 정치적인 이유로 인해 주로 비숙련 노동자가 많은 취약한 산업이기 때문에 무역개방은 비숙련노동자들의 처지를 악화시켜 소득분배를 더욱 악화시킬 가능성이 높다(Hanson and Harrison, 1999).

보다 현실적인 이론은 세계적인 아웃소싱(outsourcing)의 증가와 중간재 무역의 확대 그리고 이와 관련된 선진국과 후진국의 초기부존조건의 상대적인 격차를 강조한다. 즉 현실에서는, 선진국에서는 미숙련노동자가 생산하는 제품이 개도국에서는 상대적으로 높은 숙련의 노동자에게 생산된다는 것이다. 이 경우 국제무역의 확대는 선진국에서는 미숙련노동자들의 처지를 악화시키고 후진국에서는 숙련이 높은 노동자의 소득을 상대적으로 증가시켜, 선진국과 개도국 모두에서 소득분배를 악화시킬 수 있다(Feenstra and Hanson, 2003; Feenstra, 2007). 그리고 개도국으로 유입되는 해외직접투자에 기초한 생산과정에서 필요한 노동자도 적어도 개도국에서는 숙련이 상대적으로 높은 경우가 많고, 개도국이 수입하는 자본재가 숙련노동자를 필요로 함을 고려하면, 세계화의 진전은 오히려 개도국의 소득분배를 악화시킬 가능성이 있다. 실제로 개도국에서 압도적으로 많은 빈곤층은 농민층이며 수출산업에 종사하는 노동자들의 소득은 상대적으로 높다는 것을 고려하면, 세계화와 개방으로 인한 산업화는 적어도 단기적으로는 분배상황을 악화시키게 될 여지가 크다고 할 수 있다.

금융세계화와 국제적 자본이동도 개도국의 소득분배에 나쁜 영향을 미칠 수 있다. 대부분의 연구들이 금융개방으로 인해 경제의 불안정과 외환 위기를 겪은 국가들에서 빈곤과 소득분배가 악화된다는 것을 확인하며,

9) 이것이 다른 많은 개도국들이 국제시장에서의 경쟁에 참여하기 전 수출축진을 통해 경제성장을 이룩한 동아시아 국가들의 소득분배가 상대적으로 악화되지 않은 한 원인일 수 있다. 결국, 1980년대 이후의 세계화 시기의 개도국들에게는 일종의 구성의 오류(fallacy of composition)가 적용될 수 있는 것이다.

이는 위기 이후의 한국도 예외가 아니다. FDI와 같은 상대적으로 장기적 자본투자의 경우도, 이윤의 해외유출, 노동자에 대한 억압, 산업의 양극화와 소득분배의 악화 등을 낳을 수 있다는 가능성이 우려되어 왔다(Tsai, 1995). 자본시장의 개방과 외국자본의 유입이 소득분배를 악화시키는 효과는 선진국에 비해서, 특히 제도와 금융시장의 발전이 낙후되고 정부의 재분배기능이 미약한 개도국에서 더욱 높을 가능성이 크다. 여러 개도국들이 최근 FDI에 기초한 경제성장을 동시에 추진하고 있다는 사실도 해외자본 유치에 위한 경쟁으로 인한 임금과 노동조건의 악화 등 바닥으로의 경쟁(race to the bottom)을 유발시킬 수 있다. 실제로 세계화와 금융개방 그리고 금융위기와 구조조정을 겪으면서 많은 개도국들은 IMF 등이 제언한 워싱턴 컨센서스를 따르는 거시경제정책과 구조개혁을 도입한 바 있다. 이들 정책은 시장자유화와 민영화, 규제완화 등 대부분 국가의 경제적 역할을 축소하는 것을 지향했으며 특히 인플레이션의 원인이 되었던 재정적자를 축소하기 위해 정부지출을 상당히 억압한 바 있다. 그러나 여러 비판론자들이 역설하듯, 정부지출의 심각한 축소는 공교육이나 의료지출 등 가난한 계층을 위해 필수적이었던 지출도 억압하여 일시적으로 빈곤과 소득분배의 악화를 가속화시킬 수 있다(Chosdovsky, 1997). 또한 여러 국가들은 세계화와 함께 노동시장의 유연화 등을 추진했는데 이로 인한 비정규직 증가와 실업 증가가 소득격차를 심화시키는 또 다른 요인이 될 수도 있다(Rama, 2003).¹⁰⁾

결국, 이러한 논의들을 종합하면 세계화가 개도국의 소득분배를 악화시킬 수 있는 여러 가능성과 경로가 존재한다. 그러나 현실에서 이러한 효과가 지배적인지는 보다 엄밀한 실증적 분석의 대상일 것이다. 무엇보다

10) 물론 이 또한 각국에 따라 상이하게 나타날 것이다.(Rama, 2003) 그밖에도 세계화와 노동기준의 도입이 기업들의 비공식부문(informal sector) 노동자의 사용을 증가시켜 소득분배와 빈곤을 악화시킬 수도 있다고 주장되지만 실증적인 근거는 미약하다. 세계화와 노동시장의 변화에 관한 자세한 논의는 Goldberg and Pavcnik(2007)을 참조.

도, 경제성장에 미치는 효과와 마찬가지로 세계화가 소득분배에 미치는 효과도 무조건적이지 않으며 각국의 상황에 따라 상이할 수 있다. 따라서 세계화의 악영향의 가능성을 극복하기 위해 어떠한 노력과 대응이 이루어져야 할 것인지 고민하기 위해 보다 자세한 연구의 검토가 필요할 것이다.

2. 세계화의 분배효과에 관한 실증연구

세계화가 소득분배에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 여러 연구자들은 다양한 계량분석의 모델과 변수들을 사용하고 있다. 먼저 방법론적으로는 대부분의 연구들이 각국의 현실을 비교 연구하는 크로스컨트리 연구 혹은 이에 시간적인 차원을 추가한 크로스컨트리 패널 모델을 사용한다. 한편, 다른 연구들은 보다 미시적인 시각에서 한 국가의 산업별 그리고 지역별 데이터를 사용하거나, 또한 한 국가의 장기적인 시계열 데이터를 사용하기도 한다. 종속변수가 되는 분배상황의 지표로는 각국의 지니계수(Gini coefficient), 노동자의 임금몫(wage share), 그리고 임금격차 등이 사용된다. 세계화를 나타내는 변수로는 무역량과 해외직접투자 등 실제의(de facto) 세계화 변수 혹은 관세와 비관세장벽 그리고 자본자유화의 정도 등 정책변수(de jure)들이 사용된다.¹¹⁾ 물론 연구에 따라서는 각국별의 데이터가 아니라 한 국가의 산업별 그리고 지역별의 관세율과 무역량 등의 데이터가 사용되기도 한다. 연구결과들을 살펴보면 여러 연구들이 세계화가 소득분배에 미치는 악영향을 보고하고 있지만, 그 관계는 다양하며, 특히 조건적임을 알 수 있다. 인과관계의 복잡성과 데이터의 한계, 기술변화 등 다양한 요인의 영향 그리고 계량분석의 난점 등을 고려할 때, 각국의 경험에 관한 보다 상세한 사례연구들이 발전될 필요가 있을 것이다.¹²⁾

11) 무역개방이나 자본자유화 등 정책의 효과를 보다 직접적으로 분석하기 위해서는 정책 변수를 사용하는 것이 바람직할 수 있지만 정책을 나타내는 변수는 정확한 측정과 데이터의 존재 등 여러 한계가 존재한다. 물론 실제의 세계화 변수를 사용하는 경우에는 이것이 개방정책 외에 다른 여러 요인들을 함께 반영한다는 난점을 잊지 말아야 한다.

〈표 2-1〉 세계화와 소득분배에 관한 실증연구의 분류

소득분배변수	세계화변수	분석방법	주
각국의 지니계수			
- Deininger and Squire	현실변수		- 복잡한 인과관계를 보이기 어려움
- WIID	- 무역량	크로스컨트리	
- World Bank and WDI	- FDI 스톡 혹은 유량	크로스컨트리 패널	- 다양한 결과와 조건적인 관계
	- 다른 외국자본		
지역별 지니계수	정책변수	일국내 산업별, 지역별 패널	- 보다 자세한 사례연구가 필요함
임금격차	- 각국간 혹은 산업별 관세율	일국의 시계열분석	
- 각국간	- 비관세장벽		
- 산업간	- 자본계정개방도		
노동자의 몫			

우선, 개도국을 대상으로 한 여러 실증연구들은 많은 국가들에서 1980년대 이후 세계화의 진전과 소득분배와 임금격차의 악화가 동시에 나타나고 있음을 보고한다. 그러나 대부분의 연구들은 세계화와 소득분배 악화 사이의 인과적인 관계는 일반화하기는 어려우며 무척 복잡하다는 것을 지적한다(Goldberg and Pavcnik, 2007). 일국을 대상으로 한 몇몇 연구들은 지역별 혹은 산업별 데이터에 기초하여 관세율이 하락하여 무역체제가 개방된 산업이나 지역의 경우 임금격차나 소득분배의 불평등이 더욱 확대되고 있음을 보고한다. 인도의 경우 수입이 보다 많이 개방된 지역의 빈곤의 감소가 다른 지역에 비해 더욱 낮다고 보고되고(Topalova, 2005),¹³⁾ 콜

12) 예를 들어, Sharma and Morrissey (2006)는 라틴아메리카와 아프리카 그리고 중앙아시아의 다양한 국가들을 경험에 대해 구체적으로 분석하고 있다. 이들에 따르면 세계화가 각 개도국들의 소득분배에 미친 영향은 전반적으로 부정적이다.

13) 그러나 이 연구는 소비의 표준편차를 분배지표로 사용했을 때, 무역개방과 소득분배 사이에는 뚜렷한 연관이 없다고 보고한다.

롬비아의 경우에도 관세율이 더욱 낮아진 산업에서 숙련노동자에 대한 수요와 숙련에 따른 임금격차가 더욱 크게 증가했고 빈곤율이 높아졌다고 보고된다(Goldberg and Pavcnik, 2005; Attansio et al., 2004). 또한 무역개방으로 수입되는 자본재의 가격이 하락하고 자본재 수입이 증가하는 경우 이와 보완적인 숙련노동자의 수요를 증가시킬 수 있는데, 멕시코의 경우 기계류를 더 많이 수입한 산업에서 화이트칼라 노동자의 수요가 높아졌다고 보고된다(Harrison and Hanson, 1999). 그밖에도 다국적기업에 의한 세계적 아웃소싱의 확대가 이행기 국가 내부의 임금격차를 확대시키고 있다는 보고도 존재한다(Loretowitz et al., 2005).¹⁴⁾

그러나 1990년대 멕시코의 경우 빈곤율이 전반적으로 높아졌지만 수출과 FDI로 측정된 세계화의 정도가 보다 높은 지역의 빈곤율 증가가 그렇지 않은 지역에 비해 훨씬 더 낮았다(Hanson, 2006).¹⁵⁾ 폴란드의 경우 관세율이 보다 크게 하락한 산업의 노동자의 임금이 다른 요인들을 통제하고도 더 높이 상승했고 비숙련노동자의 임금이 상대적으로 더 높이 상승하여 임금불평등이 완화되었다고 보고된다(Goh and Javorcik, 2006). 라틴 아메리카 국가들을 대상으로 여러 정책들을 함께 살펴본 한 연구도 금융자유화와 고도기술(high tech) 제품의 수출은 소득분배를 악화시켰지만, 무역자유화 자체가 소득분배를 악화시키지는 않았다고 보고한다(Behrman et al., 2003). 이렇게 한 국가를 대상으로 한 연구들은 서로 상이한 결과들을 보고하기 때문에 각국의 상황과 정책적 대응의 차이를 고려한 보다 자세한 분석이 요구되고 있다. 사실 일국의 산업이나 지역을 대상으로 한 연

14) 세계화가 개도국의 소득분배에 미치는 영향은 각국의 상황과 정책 등에 따라 크게 달라지겠지만, Goldberg and Pavcnik(2007)은 여러 연구들을 검토한 후 현실은 무역개방이 가난한 이들에 도움이 될 것이라는 나이브한 세계화에 대한 믿음은 사실과 다르다고 강조한다.

15) 인도에 관한 Topalova(2005)의 연구는 지역에 따른 관세율을 사용했다는 점에서 차이가 있다. 수출과 직접투자를 사용하면 인도도 멕시코와 유사한 결과를 보여준다.

구는 세계화가 경제 전체의 소득분배 상황의 전반적인 변화에 미치는 영향을 보여주지 못한다는 점에서 한계를 지닌다. 그러나 많은 연구들이 지적하는 흥미로운 점은, 무역개방과 함께 산업구조의 조정과 노동력의 산업간 혹은 지역간 이동이 원활하게 나타나지 않는 경우 세계화가 임금격차를 확대시킬 가능성이 더 크다는 것이다(Attansio et al., 2004; Topalova, 2005).

한편 크로스컨트리(cross-country) 데이터를 사용하여 각국을 비교하는 여러 연구들도 복잡하고 조건적인 결과들을 보고한다. 예를 들어, 밀라노비치(Milanovic)는 세계은행의 가구소득조사 데이터에 기초하여, GDP에서 차지하는 무역량과 FDI의 비중이 높아질수록 가난한 나라에서는 부자들의 소득이 상대적으로 더 늘어나지만, 중진국 이상의 국가들에서는 빈곤층과 중산층의 소득이 더욱 높아짐을 발견했다(Milanovic, 2005b). 즉 세계화의 소득분배 효과는 각국의 소득수준에 따라 다르다는 것인데, 이러한 결과는 다른 데이터와 기법을 사용한 여러 연구들에서도 비슷하게 나타난다(Lundberg and Squire, 2003; Barro, 2000). 다른 연구도 빈곤층인 각국의 하위 20%가 국민소득에서 차지하는 몫이 무역개방이 더욱 진전된 경우에 더욱 낮아진다고 보고한다(Weller and Hersh, 2002). 그밖에도 국제적인 임금수준을 비교한 데이터와 관세율을 사용한 최근의 연구는, 가난한 국가일수록 관세율의 하락이 직업별 임금격차와 산업별 임금격차를 더욱 크게 심화시킨다고 보고한다(Milanovic and Lundberg, 2005b). 이러한 결론은 무역의 증가가 성장을 촉진하고 그 효과가 모든 계층에게 균등하게 나타난다는 세계은행의 연구와 상충되는 것이다.¹⁶⁾

16) 달러와 크라이는 계량분석을 통해 평균소득의 증가가 거의 일대일로 하위 1/5 계층의 소득을 증가시키고 국제무역은 빈곤층의 소득에 영향을 미치지 않는다고 주장했다(Dollar and Kraay, 2002). 그러나 많은 비판가들은 성장과 빈곤과의 관계에 관해서도 개별 국가의 경우를 자세히 들여다보면, 각국의 소득분배의 변화에 따라 평균소득과 빈곤층 소득의 변화가 상당히 다르게 나타날 수 있으므로 주의해야 한다고 지적한다(Nye et al. 2002).

한편, 부존조건의 차이가 국제무역의 분배효과에 미치는 영향을 강조하는 연구들도 발전되고 있다. 대표적인 연구로는 국제무역은 광물과 농업 의존도가 높고 숙련노동자 비중이 높은 나라의 경우 소득분배를 악화시킨다는 분석과(Perry and Olareaga, 2006), 전혀 교육을 받지 못한 노동자가 많은 국가에서 순수출이 소득분배에 악영향을 미침을 보고하는 연구 등이 존재한다(Bensidoun et al., 2005). 관세율과 같은 정책변수와 교육수준과 자연자원에 따른 자세한 초기부존요소의 구분을 사용한 최근 연구는 노동자의 교육수준이 높거나 매우 낮을 경우 무역자유화가 소득분배를 악화시킨다고 보고한다.¹⁷⁾ 또한 이들은 노동에 비해 자본이 상대적으로 풍부한 나라는 무역자유화가 분배에 악영향을 미치는 반면 토지가 상대적으로 풍부한 나라는 그와 반대의 결과가 나타난다고 보고한다(Gourdon et al., 2006). 이러한 연구들은 부존요소의 역할을 고려하여 헤셔-올린-사무엘슨(HOS: Heckscher-Ohlin-Samuelson) 이론이라 불리는 기존의 국제무역이론을 옹호하기 위한 노력이라 할 수 있다.

이렇게 최근의 대부분의 연구들은 국제무역의 증가와 국내의 소득분배와의 관계에 여러 가지 조건들이 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 예를 들어, 노동시장이 보다 잘 작동하여 노동력의 이동이 활발하고 인적자본이 잘 갖추어진 국가에서는 세계화의 분배효과가 부정적이지 않을 수 있으며 빈곤을 감소하는 효과가 더 클 수 있다는 것이다(Harrison, 2006). 국제무역의 분배효과가 각국의 발전정도에 따라 상이하다는 연구결과도, 각국의 소득수준 자체가 제도나 금융시장 등의 발전 등 세계화의 부정적인 분배효과를 상쇄할 수 있는 요인과 연관이 크기 때문이라고 해석할 수 있다.

FDI 등을 포함한 금융세계화의 소득분배 효과에 대한 분석들도 발전되

17) 이들의 연구는 각국내의 변화를 고려하는 고정효과 모델을 사용하는 경우 무역개방이 분배에 미치는 악영향이 개도국에서 더 크다는 Milanovic(2005a) 등의 연구와는 다른 결과를 보고한다. 이는 이들의 연구가 무역량 변수가 아니라 관세율을 사용하고 있으며 소득분배의 지표도 상이하기 때문으로 보인다.

고 있다. 이들은 FDI 등이 소득분배에 미치는 영향을 여러 국가들을 포괄하는 크로스컨트리 혹은 시간적인 변화를 고려한 패널(panel) 데이터를 사용하여 쿠즈네츠 커브 등의 효과를 통제한 다음 세계화의 영향을 실증적으로 분석한다. 대부분의 연구들은 FDI가 소득분배를 악화시킴을 발견한 반면(Reuveny and Quan, 2003; Choi, 2006; Basu and Gugariglia, 2007), Bussman et al.(2004) 은 뚜렷한 쿠즈네츠(Kuznets) 커브 효과는 발견했지만 FDI는 소득분배에 유의하지 않다고 보고한다. 한편, 자야데브(Jayadev) 등의 연구는, IMF 보고서에 기초하여 코딩된 자본자유화 정책지표를 사용해서 금융이 더욱 개방된 나라가 국민소득에서 노동자의 임금소득이 차지하는 몫이 더 낮다는 것을 실증적으로 보여 준다(Lee and Jayadev, 2005; Jayadev, 2007). 결국 자본이동이 활발할수록 임금 대신 이윤이나 지대 등의 몫이 커진다는 것인데, 이들은 개방으로 인한 정부지출의 억제, 거시적 불안정과 금융위기, 그리고 노동자 세력의 약화 등이 이러한 결과의 중요한 배경이라고 지적한다. 이미 해리슨(Harrison)도 무역량의 증가와 환율위기의 발생은 노동자의 임금몫을 떨어뜨리고 정부지출과 자본통제는 임금 몫을 높인다는 결과를 보여 준 바 있다(Harrison, 2002). 디완(Diwan)의 연구도 자본시장의 개방이 거시적 불안정과 금융위기를 발생시키는 경우, 국민소득에서 노동자의 몫이 줄어들어 소득분배가 심각하게 악화된다고 실증적으로 보고한다(Diwan, 2001). 또한, 다스와 모하파르타(Das and Mohaparta, 2003)도 대부분의 개도국들에서 주식시장의 자유화와 개방 이후 소득분배가 악화되었음을 보고하고 있다. 그러나 국제적인 임금데이터를 사용한 피기니와 고르그(Figini and Gorg, 2006)의 연구는 FDI 유입의 증가가 각국의 임금격차를 일반적으로 악화시키지는 않으며 개도국에서만 임금불평등과 비선형적인 관계를 보여준다고 보고한다.¹⁸⁾

18) 이 연구는 개도국의 경우 FDI가 증가할수록 임금불평등이 악화되지만 어느 수준 이상으로 증가하면 임금불평등이 개선된다고 보고한다. 드물지만 te Velde(2003) 라틴아메리카 국가들의 시계열분석을 사용하여 FDI의 증가가 소득분배를 개선시키지는 않으며

한편, 최근 IMF는 2007년 세계경제전망(World Economic Outlook) 보고서에서 세계은행의 빈곤데이터에 기초한 소득분배지표와 다양한 통제변수들을 사용하여 FDI와 국제무역이 각국의 소득분배의 변화에 미치는 실증분석의 결과를 보고한다. 이 연구는 패널데이터를 사용하는 계량모형에 기술변화의 효과를 통제하기 위해 각국의 자본스톡에서 정보통신기술부문의 투자가 차지하는 비중을 포함하고 그밖에도 금융발전과 교육수준, 산업별 구조 등의 효과를 고려한 후 세계화가 소득분배에 미치는 효과를 살펴본다(IMF, 2007b). 이들에 따르면 특히 농업수출을 중심으로 한 수출비중과 낮은 관세율은 소득분배의 불평등을 완화시키는 반면 FDI 스톡은 불평등을 악화시킨다. 그러나 FDI가 소득분배를 악화시키는 효과는 기술변화의 영향에 비해 훨씬 작으며, 조건적인 관계는 발견하지 못했다.¹⁹⁾

이론적인 그리고 실증적인 논의들을 종합해 보면, 세계화가 국내의 소득분배에 미치는 효과는 부정적일 가능성이 존재하지만, 각국의 발전단계와 초기조건, 정부의 정책과 제도적 대응 등에 따라 서로 상이하다는 것을 알 수 있다. 특히 개도국들도 교육수준이나 인프라스트럭처의 발전 그리고 보다 발전된 제도와 금융시장 등 적절한 수용능력(absorptive capacity)을 갖춘다면 이는 세계화의 성장효과를 극대화시키고 분배에 미치는 악영향을 최소화시킬 수도 있다. 물론 국제무역과 자본이동으로 인한 성장효과가 매우 크다면, 단기적으로는 소득분배와 격차가 악화되더라도 장기적으로는 빈곤이 감소될 수 있을 것이다. 그러나 앞에서 보았듯 세계화의 성장효과도 일면적으로 뚜렷한 것은 아니며 분배의 악화가 구조

몇몇 국가에서는 악화시킨다고 보고한다.

19) 이들의 결과에도 지역적인 차이가 있음이 보고된다. 선진국의 경우 FDI의 해외자산이 많을수록 불평등이 높아졌으며, 정보통신기술이 불평등을 악화시키는 효과는 아시아에서는 유의했지만 라틴아메리카에서는 반대로 나타났다. 이렇게 다양한 연구들이 서로 다른 결과를 보고하는 것은 데이터와 모델 그리고 기법과대상기간의 차이에 기인하는 것이라 할 수 있다.

적으로 고착된다면 성장의 장기적인 전망도 악화될 여지가 크다. 이러한 관점에서 볼 때 최근 발전되고 있는 분배와 성장 사이의 상관관계에 관한 논의들은 세계화가 성장-분배-빈곤의 삼각관계에 미치는 효과에 관해서도 상당한 시사점을 던져준다. 다음 절은 이러한 연구들을 검토할 것이다.

3. 분배, 성장, 빈곤 그리고 세계화

경제성장과 소득분배 사이의 상관관계는 오랫동안 경제학의 중요한 연구주제였다. 쿠즈네츠는 산업화와 경제성장이 진전됨에 따라 소득분배는 악화되다가 소득이 어느 수준을 넘어서면 분배가 개선되어 성장과 분배 사이에 역-U자의 관계가 있다고 보고했다. 쿠즈네츠 가설의 현실성에 관해서는 논란이 있지만, 보다 최근에는 소득분배가 경제성장에 어떤 영향을 미치는가에 관한 연구들이 발전되고 있다. 보수적인 입장과는 반대로, 1990년대 이후의 많은 연구들은 소득과 부의 불평등한 분배가 성장을 악화시킬 수 있다는 점을 강조한다(Aghion et al., 1999).

단기적으로 거시경제를 생각해 보면 케인즈의 주장대로 저소득층의 한계소비성향이 높으므로 균등한 소득분배가 총수요와 구매력을 높여 줄 수 있다.²⁰⁾ 하지만 최근의 논의들은 보다 미시적이고 제도적이며 정치경제학적인 측면에 초점을 맞춘다. 먼저 초기의 정치경제학적 입장은, 분배의 악화가 재분배를 위한 요구를 심화시키며 이러한 요구가 세금을 높이는 재분배정책으로 이어져 결국 경제의 왜곡과 비효율성을 높이고 성장을 저해할 것이라 주장했다(Alesina and Rodrik 1994). 그러나 이러한 주장은 분배 상황이 나쁜 국가의 세금이 꼭 높은 것은 아니며, 세금과 사회복지지출이 높은 나라의 성장률이 낮지 않다는 난점을 안고 있다. 정치경제학적 관점

20) 이러한 논리는 저축이 자동적으로 투자로 이어지는 것은 아니라는 가정에 기반하고 있다. 저축이 장기적으로 투자와 성장에 중요하다면 칼도(Kaldor) 등의 주장과 같이 오히려 소득분배가 악화되는 편이 성장을 촉진할 여지도 존재한다.

에서 제시된 보다 세련된 주장은 분배가 악화되면 사회적 갈등과 정치적 불안이 심각해져 투자가 저하되고 따라서 성장률이 낮아진다는 것이다 (Alesina and Perotti, 1996). 실제로 많은 실증연구들이 쿠데타나 암살 등 정치적인 불안이 성장에 악영향을 미침을 보고하며, 동아시아와 라틴아메리카 사이의 역사적 비교는 이러한 현실을 잘 보여준다.

새케인즈주의(New Keynesian) 경제학의 입장에서 제시되는 연구들은 정보문제로 인해 금융시장의 실패가 만연하기 때문에 불평등한 분배가 성장을 저해할 것이라는 논리를 제시한다(Aghion et al., 1999). 비대칭적 정보 상황에서 은행들은 신용할당이나 대출과정에서 담보를 요구하지만 가난한 가계나 중소기업의 경우 좋은 투자계획이 있어도 담보의 부족으로 인해 은행의 신용을 이용하기가 힘들다. 더욱 중요하게는 가난한 이들이 금융 제약으로 인해 인적자본에 대한 투자 즉 교육의 기회를 갖지 못한다면, 경제 전체의 생산성이 떨어지고 성장이 저해된다는 것이다. 나아가 소득 분배가 악화되면 거시경제적 불안정성이 심화되고 대외적 쇼크에 대응하여 경제를 관리하는 정부의 역량이 제한되어 성장에 악영향을 미칠 수 있다(Rodrik, 1999a). 마지막으로 세계은행의 최근 보고서가 강조하듯이, 분배의 악화는 부와 권력을 소수의 집단에게만 집중시켜, 민주주의와 광범위한 교육 그리고 적절한 경제정책의 도입을 저해하고 성장을 촉진할 수 있는 제도적인 발전을 가로막을 수 있다(World Bank, 2005).²¹⁾

결국 최근의 이론들은 전반적으로 소득이나 부가 더욱 공평하게 분배된 나라들의 성장률이 높을 것이라 예측한다. 이를 검증하기 위해 많은 학자들은 경제성장률을 설명하는 계량모델에 소득분배나 토지분배를 나타내는 지표를 추가하여 실증분석을 진행해 왔다. 초기의 연구들은 다른 변수들

21) 이러한 현실은, 식민지의 경험이나 부존조건 등 역사적 초기조건과도 깊은 관련이 있으며, 환금작물 중심의 대농장제와 소득불평등을 배경으로 민주주의와 교육이 억압된 라틴아메리카와 소농경제를 기반으로 민주주의가 발전한 북미 국가들 사이의 비교에서 뚜렷이 드러난다(Engerman and Sokolof, 2002).

을 통제한 이후 소득분배 혹은 토지의 분배가 공평한 나라가 성장률이 더 높다고 보고했다(Alesina and Rodrik, 1994; Deininger and Squire, 1998). 다른 연구들도 분배의 성장효과가 통계적으로 뚜렷하며, 정부지출 중에서 사회복지의 확충 등 재분배의 노력이 높을수록 경제성장률이 높아진다고 보고한다(Perotti, 1996; Belletini and Ceroni, 2000). 그러나 패널데이터를 사용한 최근의 연구들은 공평한 분배가 오히려 성장에 나쁘다는 결과를 보고하고 있다(Forbes, 2000).²²⁾ 한편 가난한 나라에서는 소득분배의 악화가 성장에 악영향을 미치지만 중진국 이상에서는 그렇지 않아서, 분배의 성장효과가 단선적이지 않다는 결과도 제시된다(Barro, 2000). 그러나, 성장과 분배 사이의 복잡한 내생적 관계와 둘 모두에 동시에 영향을 미칠 수도 있는 변수 등을 고려하면 계량연구는 상당한 한계를 가지고 있는 것도 사실이다.

이렇게 분배가 성장에 미치는 영향을 고려한다면, 소득분배의 불평등은 빈곤에 직접적인 효과를 미칠 뿐 아니라 성장을 억제하여 장기적으로 빈곤을 더욱 심화시킬 수도 있다. 최근 세계은행 등에서 활발하게 제시되는 이른바 '빈곤층을 위한 성장(pro-poor growth)' 논의는 바로 이러한 인식에 기초하고 있는 것이다(Lopez, 2004). 한편, 세계화의 진전은 이렇게 분배와 성장 그리고 빈곤 사이의 상호관계에도 복잡한 영향을 미칠 수 있다. 우선 세계화가 다양한 방식으로 분배상황을 크게 악화시킨다면 이것이 여러 경로를 통해 장기적으로는 성장을, 특히 빈곤층을 위한 성장을 저해할 수 있을 것이다. 또한 소득이나 부의 분배가 성장에 영향을 미치는 경로 자체도 세계화에 영향을 받을 수 있다. 예를 들어, 분배의 불평등으로 인

22) 대부분의 패널분석은 5년 평균 데이터를 사용하지만 시간을 5년 평균이 아니라 더 장기적으로 살펴보면 그 악영향은 사라진다. 흔히 이런 결과는 장기적으로는 분배가 성장에 도움이 되더라도 단기적으로는 반대일 수도 있다고 해석된다. 한편 다른 연구들은 패널기법을 쓰더라도 토지분배의 성장효과는 여전히 뚜렷하며(Deininger and Olinto 2000), 소득과 부의 분배를 함께 고려하면 소득에 비해 부의 분배가 더욱 중요하다고 보고한다.

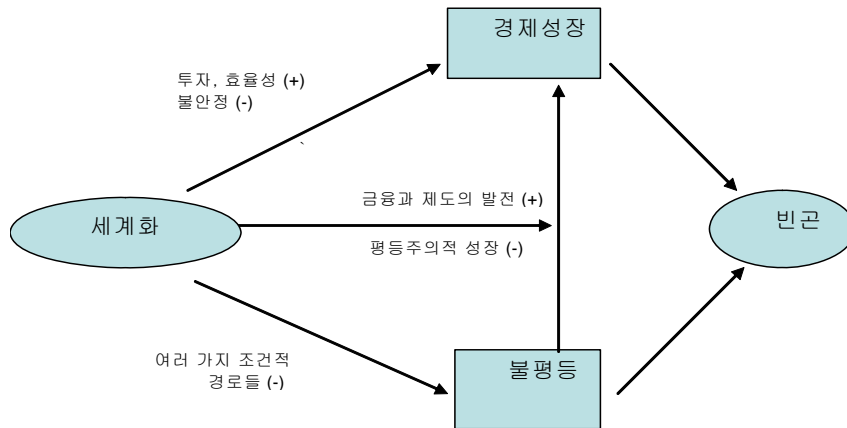
한 불안정의 심화는 세계화가 더욱 진전된 보다 개방된 국가에서 더욱 악화될 수 있으며, 이는 경제성장에 악영향을 미칠 것이다. 또한 세계화의 규율효과(discipline effect)는 재분배를 촉진할 수 있는 교육, 사회복지 그리고 인프라스트럭처에 대한 정부지출에 제한을 가하여 결과적으로 경제성장을 저하시킬 수 있다. 한편, 구조주의 거시경제학자들이 주장하는 내수의 확충에 기초한 이른바 임금주도적(wage-led) 경제성장의 가능성도 대외 직접투자와 국제무역이 발전한다면 더욱 비현실적이 될 수 있다.²³⁾ 그러나 이와는 달리 개방과 자유화로 인해 금융시장이 더욱 발전된다면 비대칭적 정보문제와 금융제약이 완화되어 부의 분배가 교육투자를 저해할 가능성이 낮아질 수 있다. 실제로 몇몇 실증연구들은 기업 투자의 금융제약(financing constraint)이 FDI의 증가와 금융시장의 발전을 배경으로 완화됨을 보고한다(Harrison et al., 2004). 또한, 개방과 세계화로 인해 정부의 방만한 경제운영과 부패 등이 제한된다면, 국내적으로 제도적인 발전이 촉진될 것이고 이는 불균등한 분배가 제도적 경로를 통해 성장에 미치는 악영향을 완화할 수 있을 것이다.²⁴⁾

이와 같이, 현재의 세계화가 분배와 성장 그리고 그 상호관계에 미치는 영향은 단선적이지 않으며, 이에 관한 이론적, 실증적, 그리고 사례연구의 발전이 요구되고 있다. 특히 세계화가 빈곤에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 성장효과와 분배효과 그리고 분배와 성장 사이의 상호관계를 모두 고려해야 한다는 것을 알 수 있다(Nissanke and Thorbecke, 2006; Harrison and McMillan, 2007). 다음의 그림은 전술한 관계를 간략하게 정리하여 보여주고 있다.

23) 임금주도적 경제성장은 경제전체에서 임금률이 높아져 국내수요가 증가되는 효과가 이윤률 감소의 효과를 압도하여, 기업 전체의 이윤율이 높아질 때 투자와 경제성장이 더욱 촉진되는 상황을 말한다.

24) 물론 제도의 발전정도는 경제성장 자체에 큰 영향을 받는 것이 사실이다. 이 경우에도 세계화가 성장을 촉진할 수 있다면 세계화가 제도를 발전시키는 간접적 효과를 지닐 것이다.

[그림 2-7] 세계화, 분배, 성장, 그리고 빈곤



주: (+)는 세계화가 성장을 촉진할 수 있는 가능성을 보여주며, (-)는 그 반대임.

현실의 세계경제의 빈곤문제를 살펴보아도, 세계화와 경제개방이 개도국의 성장을 촉진하여 자연스럽게 빈곤을 해결할 수 있을 것이라는 국제기구들과 주류경제학자들의 주장은 근거가 미약함을 알 수 있다. 실제로 1980년대 이후 세계화의 진전에도 불구하고 여전히 개도국에서는 빈곤문제가 심각한 상황이다. 하루1달러 혹은 2달러 등 절대적인 빈곤선(absolute poverty line)에 기초하여 빈곤 상태의 인구변화를 계측한 연구들에 따르면 전 세계의 빈곤인구가 꾸준히 감소하고 있음을 알 수 있다(Chen and Ravallion, 2007). 그러나 여전히 성장이 정체하고 분배가 불균등한 라틴아메리카와 아프리카의 빈곤문제는 해결되지 못하고 있으며 동유럽과 중앙아시아는 90년대에 빈곤층이 오히려 급증했으며, 아시아 지역만이 눈부신 빈곤의 감소를 보여주고 있다. 게다가 앞서도 보았듯 상대적 빈곤의 문제는 선진국들에서도 더욱 심각해지고 있는 상황이다.

〈표 2-2〉 하루 1달러 이하로 생활하는 인구의 비중과 수

(a)인구 비중

지역	1981	1984	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2004
동아시아와 태평양(EAP)	57.73	39.02	28.23	29.84	25.23	16.14	15.46	12.33	9.05
중국	63.76	41.02	28.64	32.98	28.36	17.37	17.77	13.79	9.90
동유럽+중앙아시아(ECA)	0.70	0.51	0.35	0.46	3.60	4.42	3.78	1.27	0.94
라틴아메리카+캐리비안(LAC)	10.77	13.07	12.09	10.19	8.42	8.87	9.66	9.09	8.64
중유럽+북아프리카(MNA)	5.08	3.82	3.09	2.33	1.87	1.69	2.08	1.69	1.47
서아시아(SAS)	49.57	45.43	45.11	43.04	36.87	36.06	34.92	33.56	30.84
인도	51.75	47.94	46.15	44.31	41.82	39.94	37.66	36.03	34.33
사하라사막이남 아프리카(SSA)	42.26	46.20	47.22	46.73	45.47	47.72	45.77	42.63	41.10
합계	40.14	32.72	28.72	28.66	25.56	22.66	22.10	20.13	18.09
중국을 제외한 합계	31.35	29.69	28.75	27.14	24.58	24.45	23.54	22.19	20.70

(b)인구 수

지역	1981	1984	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2004
EAP	796.40	564.30	428.76	476.22	420.22	279.09	276.54	226.77	169.13
중국	633.66	425.27	310.43	374.33	334.21	211.44	222.78	176.61	128.36
ECA	3.00	2.27	1.61	2.16	16.94	20.87	17.90	6.01	4.42
LAC	39.35	50.90	50.00	44.60	38.83	42.96	49.03	48.13	47.02
MNA	8.81	7.26	6.41	5.26	4.53	4.38	5.67	4.88	4.40
SAS	455.18	445.05	471.14	479.10	436.74	452.91	463.40	469.55	446.20
인도	363.72	359.41	368.60	376.44	376.14	378.91	376.25	377.84	370.67
SSA	167.53	199.78	222.80	240.34	252.26	286.21	296.07	296.11	298.30
합계	1470.28	1269.56	1180.73	1247.68	1170.17	1087.81	1108.61	1051.46	969.48
중국을 제외한 합계	836.62	844.29	870.30	873.35	835.35	876.37	885.83	874.85	841.12

자료: Chen and Ravallion(2007).

이는 당연하게도 빈곤이 성장과 분배 모두를 반영하는 것이며 세계화가 성장과 분배, 그리고 분배-성장의 상호관계에 미치는 영향이 단순히 빈곤의 감소로만 이어지는 것은 아니기 때문이다. 세계화와 빈곤에 관한 NBER의 프로젝트도 세계화가 단순한 이론대로 개도국의 빈곤을 자연스럽게 해결하지는 못하며 빈곤층 내에서도 승자와 패자를 만들어 내며 금융위기는 빈곤을 심화시킬 수 있다고 보고한다.²⁵⁾ 물론 이들은 세계화가 인적자본과 인프라스트럭처의 발전, 거시경제의 안정 등 보완적인 정책이 함께 실시된다면 빈곤을 완화할 수 있는 가능성이 크다는 것을 강조한다 (Harrison, 2006). UN의 지원 하에서 이루어진 다른 연구도 세계화가 빈곤에 미치는 영향은 매우 복잡하며 특히 분배와 성장의 상호작용을 포함한 다양한 경로들을 함께 고려해야 한다고 지적하고 있다(Nissanke and Thorbecke, 2006). 결국, 세계화가 빈곤에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 성장과 분배에 미치는 영향 모두를 필수적으로 고려해야 하며, 여러 난점을 가지고 있는 계량분석을 넘어서서 보다 상세한 사례연구들이 발전될 필요가 있다.²⁶⁾

25) 이 프로젝트 내의 한 실증적인 계량연구는 자세한 데이터를 사용하는 경우 무역자유화가 전반적으로 빈곤을 감소시키는 효과가 뚜렷하지 않다고 보고한다. 또한, 멕시코, 인도 등 각국의 사례연구들에 따르면 수출과 직접투자의 증가는 빈곤을 감소시키지만 관세의 하락 등 수입보호를 축소하는 것은 부분적으로 빈곤을 심화시키기도 한다고 보고된다.

26) Santarelli and Figini(2004)는 세계은행의 절대적 빈곤 데이터 등 여러 빈곤지표를 사용하여 세계화가 개도국이 빈곤율에 미치는 영향을 분석하는데, 국제무역은 절대적 빈곤율을 감소시키며 FDI는 상대적 빈곤율을 증가시킴을 발견했다. 한편, 소득분배의 불평등이 빈곤층에 미치는 악영향에 대한 상세한 분석은 Ravallion(2005b)를 참조.

제4절 세계화와 소득분배: 실증분석

1. 모델과 데이터

이 장에서는 최근의 세계화가 각국의 장기적인 소득분배에 미치는 효과에 관한 크로스컨트리 계량분석을 수행한다. 앞 장에서 살펴보았듯이 FDI 등의 국제적 자본이동과 금융시장의 개방 그리고 국제무역의 확대가 소득분배에 미치는 효과에 관해서는 여러 선행연구가 존재한다. 이러한 여러 연구들에 기초하여 이 장은 쿠즈네츠 커브와 소득분배에 영향을 미치는 다른 통제변수들을 고려한 간단한 계량분석 모델을 사용하여 국제무역과 FDI가 소득분배에 어떤 영향을 미치는지 분석할 것이다.

먼저 소득분배의 지표가 되는 변수로는 지니계수를 사용한다. 각국의 지니계수는 다양한 데이터를 사용할 수 있는데, 먼저 많은 수의 개별적인 연구들을 취합해서 세계은행에서 작성된 다이닝거와 스콰이어(Deininger and Squire, 1996)의 고신뢰도(high quality) 자료를 사용한다. 이 데이터는 1960년대부터 1990년대 중반까지의 여러 국가들의 지니계수를 수록하고 있으며 각 연구들의 신뢰성에 따라 자료의 등급을 표시하고 있다. 이후의 여러 연구들이 이 연구의 고신뢰도 자료를 사용하여 수행되었기 때문에 우리도 이 자료를 사용한다.²⁷⁾ 한편 WIDER는 Deininger and Squire의 기존 자료에, 1990년대 후반 이후 새로이 발표된 연구들의 결과를 추가하여 가장 최근 연도인 2004년까지의 각국의 지니계수를 포함하는 방대한 데이터인 WIID(World Income Inequality Database)를 작성했다. 우리는 2007년 발표된 이 데이터의 최신버전(2b)을 사용하여 보다 최근의 시기를 분석하

27) 자료의 원천과 작성방법 등의 차이로 인해 각국의 지니계수를 단순히 비교하는 것은 결코 쉽지 않은 일이다. Deininger and Squire(1996)의 연구는 총소득에 기초한 지니계수가 일반적으로 순소득에 기초한 지니계수보다 높게 측정되므로 순소득에 기초한 지니계수에는 일정한 상수를 더해서 지니계수들을 일관성 있게 비교한다. 이 연구도 그들의 방법을 따른다.

는 데에 사용한다. 한편 세계은행은 최근 WDI(World Development Indicator) 2007년 판에 세계은행의 Povcal 데이터베이스에 기초하여 90년대 이후의 데이터를 중심으로 각국의 지니계수를 발표했는데, 연구결과를 보완하기 위해서 이 자료도 동시에 사용한다.²⁸⁾

계량모델에서 통제변수로는 먼저 경제성장과 소득분배가 역 U자 형태의 관계를 맺고 있다는 쿠즈네츠 가설을 고려하여 2000년 달러가치로 측정된 각국의 1인당 국민소득과 그 제곱항의 자연로그값을 포함한다. 그리고 여기에 수출과 수입을 GDP로 나눈 무역량 변수와 레인과 밀레시-페레티(Lane and Milesi-Ferretti, 2006)가 추정된 국내에 투자된 FDI스톡을 GDP로 나눈 변수를 사용하여 세계화의 효과를 분석한다. 이러한 기본모델과 달리 소득분배에 유의한 영향을 끼칠 가능성이 높은 교육수준을 나타내는 변수와 토지의 분배를 나타내는 변수를 사용한 모델도 함께 사용하여 세계화의 영향을 살펴본다. 교육수준을 나타내는 변수로는 인구 중 중등교육을 받은 이들의 비중을 사용하며 토지분배와 관련된 변수로는 1960년대의 토지분배를 보여주는 지니계수를 사용한다(Deininger and Ohlinto, 2000).²⁹⁾

빈곤율에 관한 모델은 개도국의 절대적 빈곤지표를 사용하여 세계화가 개도국의 빈곤에는 어떠한 영향을 미치는지도 분석한다. WDI 2007년 판은 하루 1달러 혹은 2달러 이하의 소비를 하는 인구의 비중을 보고하는데 우리는 이 변수를 절대적 빈곤을 나타내는 종속변수로 사용한다. 먼저 단순하게 무역량 변수와 FDI 스톡 변수가 절대적 빈곤인구의 비율에 미치는 영향을 분석한 다음, 각국의 소득수준과 지니계수를 추가하여 이들의

28) 이 지니계수는 IMF(2007b)가 사용한 데이터이다. 이에 대한 설명은 Chen and Ravallion(2007)을 참조.

29) 그밖에도 다른 연구들이 도입하듯, 사적부문에 대한 신용을 GDP로 나눈 값인 금융의 발전정도와 민주주의의 정도 등을 포함한 다른 변수들도 추가하여 분석을 진행하였다. 그러나 이 변수는 다른 변수들과 함께 포함될 때 통계적 유의성이 높지 않았다.

영향을 통제한 다음에도 세계화 변수가 절대적 빈곤율에 영향을 미치는지 검토할 것이다. 물론, 빈곤은 경제성장 그리고 소득분배와 복잡하게 서로 관련되어 있기 때문에 내생성을 고려할 때 크로스컨트리 데이터를 사용한 계량분석이 쉽지 않다는 한계가 존재한다. 그럼에도 불구하고 이러한 분석은 몇몇 주장과는 달리 성장과 분배가 모두 함께 빈곤에 중요하며 이와 함께 세계화의 영향을 보여줄 수 있다는 점에서 의의를 가진다.

2. 분석의 결과

<표 2-3>은 1976년에서 1995년 사이의 기간을 대상으로 각국의 소득분배에 세계화가 어떤 영향을 미치는지 보여준다. 먼저 쿠즈네츠 커브를 보여주는 1인당 GDP 변수는 양의 유의성을 보여주고 그 제곱항은 음의 유의성을 보여주어서 소득분배와 경제성장의 정도 사이에 역-U자의 관계가 존재함을 확인할 수 있다. 내생성을 고려할 때, 대상기간 동안의 1인당 GDP의 평균치가 아니라 초기의 값을 사용하여도 결과는 전반적으로 동일했다. 세계화 변수들을 살펴보면, FDI 스톡 변수는 대부분의 모델에서 양의 값을 가지지만 통계적으로 유의하지 않았고 무역량 변수도 단독으로는 통계적으로 유의하지 않았다. 결국 이 결과는 FDI와 국제무역이 각국의 소득분배에 일반적인 영향을 미치지 않는다는 것을 보여준다.

그러나 교차항을 도입하여 조건적인 관계를 살펴보면 모든 모델에서 각국의 발전정도를 나타내는 1인당 GDP와 무역량의 교차항이 음의 값을 가지며 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 이는 1인당 GDP가 높을수록 국제무역의 증가가 지니계수를 하락시키는 효과를 가짐을 뜻한다. 즉 국제무역은 소득수준이 높은 나라일수록 소득분배를 평등하게 만들고 반대로 소득수준이 낮을수록 소득분배를 악화시키는 것이다.³⁰⁾ 한편 이 결과는 토

30) 구체적인 계수의 값을 고려하면, 1인당 GDP의 자연로그값이 약 9보다 높은 국가의 경우 국제무역이 소득분배를 평등하게 만드는데 이는 이 기간의 평균 1인당 GDP가

지분배의 지니계수와 교육을 사용한 모델에서도 동일하며, FDI 스톡과 1인당 GDP의 교차항을 추가한 모델에서도 마찬가지이다. 이는 밀라노비치 (Milanovic) 등의 다른 연구자들이 보고한 결과와 유사한 것으로, 국제무역이 소득분배에 미치는 조건적인 효과를 보여준다. 또한 국제무역과 교육 수준 사이의 교차항을 추가한 경우에도 이와 비슷하게 교육수준이 높을수록 국제무역이 소득분배를 더 평등하게 만든다는 것을 알 수 있다.³¹⁾ 소득수준과 교육수준의 상관관계가 높기 때문에 해석에 어려움이 있지만, 이 결과는 교육수준이 낮아서 세계화의 흡수능력이 미약한 국가에서는 국제무역이 소득분배를 악화시킴을 의미한다. 한편, FDI 스톡의 경우는 독립적으로도 그리고 조건변수와의 교차항도 통계적으로 유의하지 않아서 이 시기 각국의 소득분배에 미치는 영향을 미약함을 알 수 있다.

약 8100달러로서 사이프러스보다 더욱 소득이 높은 국가들이 포함된다. 이들 국가는 전체 샘플에서 약 20%로서 선진국이 아닌 대부분의 개도국들에서는 국제무역이 불평등을 심화시킨다고 할 수 있다.

31) 이 결과는 데이터에 차이가 있지만 WIID의 지니계수 데이터를 사용해도 동일하게 나타났다.

〈표 2-3〉 세계화와 소득분배(1976-1995)

종속변수: 지니계수 (Deninger and Squire, 고신뢰도 데이터)

Indep							
GDPPC	26.79*** (4.35)	22.44*** (3.72)	24.80*** (3.93)	28.38*** (4.70)	0.12 (0.080)	0.12 (0.08)	1.53 (0.94)
GDPPC2	-1.95*** (-4.88)	-1.46*** (-3.54)	-1.78*** (-4.27)	-1.89*** (-5.06)			
FDIST	0.13 (1.60)	0.17** (2.18)	0.69 (1.58)	0.09 (1.97)	0.07 (0.63)	0.07 (0.63)	0.09 (0.85)
TR	-0.02 (-0.41)	0.52*** (2.84)	-0.01 (-0.13)	0.68*** (3.10)	0.68*** (2.96)	0.68*** (2.96)	0.65*** (2.90)
TR*GDPP		-0.06*** (-2.98)			-0.08*** (-2.90)	-0.08*** (-2.90)	-0.08*** (-2.83)
FDIST*GDPP			-0.07 (-1.30)				
TR*ED				-0.17*** (-3.19)			
ED				2.51 (0.76)			-3.97* (-1.87)
LGIN						0.12* (1.89)	0.10* (1.73)
R-Square	0.44	0.50	0.45	0.51	0.59	0.60	0.63
Obs	79	79	79	79	78	51	51

- 주: 1) 상수항의 계수는 보고되지 않음.
 2) 통계적 유의성의 수준, ***: 99%, **: 95%, *: 90%
 3) 90년대 이전 사회주의국가들을 포함하지 않은 전체 국가 샘플을 사용.
 4) GDPPC: 1인당 GDP의 로그값, FDIST: FDI 부채스톡/GDP, TR: 국제무역량/GDP, EDU: 중등교육등록률(secondary school enrollment ratio)의 로그값, LGINI: 1960년의 토지분배의 지니계수

〈표 2-4〉 세계화와 소득분배 (1990-2004)

종속변수: 지니계수 (WIID2b data)

Indep							
GDPPC	16.25*** (3.10)	17.25*** (3.18)	14.98*** (2.88)	16.80*** (3.19)	25.34*** (4.22)	-2.58*** (-3.00)	-1.87 (-1.58)
GDPPC2	-1.30*** (-3.87)	-1.41*** (-3.87)	-1.18*** (-3.52)	-1.38*** (-3.90)	-1.71*** (-4.76)		
FDIST	0.00 (0.17)	-0.00 (-0.06)	0.40** (2.05)	0.53** (2.51)	0.67** (2.10)	1.21*** (3.05)	1.24*** (3.11)
TR	0.00 (0.18)	-0.10 (-0.74)	-0.01 (-0.65)	-0.23* (-1.71)	-0.01 (-0.42)	-0.00 (-0.05)	-0.00 (-0.03)
TR*GDPP		0.01 (0.77)		0.02 (1.64)			
FDIST*GDPP			-0.04**(- 2.05)	-0.05** (-2.51)		-0.13*** (-2.93)	-0.14*** (-2.98)
TR*ED				-	-0.15** (-2.10)		
ED					-4.40** (-1.82)		-1.81 (-0.87)
LGIN						0.24*** (4.72)	0.24*** (4.67)
R-Square	0.49	0.49	0.51	0.53	0.57	0.74	0.75
Obs	94	94	94	94	94	56	56

주: 1) 위의 표와 동일함.

<표 2-4>는 동일한 모델과 보다 최근의 시기를 포괄하는 WIID데이터를 사용하여 1990년대 이후의 결과를 분석한다. 앞서의 결과와 같이 경제성장에 따라 소득분배가 악화되었다가 이후에 개선되는 쿠즈네츠 커브가 보여주는 관계는 여전히 유의하게 나타난다. 세계화 변수를 살펴보면 FDI 스톡과 무역량 변수가 독립적으로는 소득분배에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하며, 이는 이전 시기와 동일한 결과이다. 그러나 조건적인 관계를 고려하기 위해 1인당 GDP 수준과의 교차항을 추가하면, FDI 스톡

과 소득수준과의 교차항의 계수가 음의 값을 지니며 통계적으로 유의한 반면, 무역량과 소득수준과의 교차항의 계수는 유의하지 않음을 알 수 있다.

이 결과는 1990년대 이전의 결과와는 반대로서, 90년대 이후에는 국제무역이 아니라 FDI가 각국의 소득분배와 조건적인 관계를 가지고 있음을 의미한다. 즉, 소득수준이 높은 국가일수록 FDI의 증가는 지니계수를 하락시켜서 소득분배를 개선시키는 효과가 있으며 소득수준이 낮은 나라에서는 FDI의 증가가 소득분배를 악화시키는 것이다. 이러한 관계는 교육수준과 토지의 지니계수를 사용한 다른 모델에서도 유의하게 나타나며, 소득수준 대신 교육수준을 조건변수로 사용하는 경우에도 여전히 유의하게 나타난다.³²⁾ 결국, 1990년대 중반 이전에는 국제무역이 소득수준이나 교육수준이 낮을수록 소득분배를 악화시켰다면, 보다 최근의 시기에는 FDI가 소득분배에 이와 비슷한 조건적인 영향을 미치고 있는 것이다. 이는 아마도 1990년대 이후에 자본자유화의 진전과 함께 전 세계적 차원에서 국제적 투자의 흐름이 급속히 발전하고 있어서 국제무역에 비해 FDI의 중요성이 더욱 높아지고 있다는 현실을 반영하는 것으로 볼 수 있다.³³⁾

마지막으로 우리는 세계은행이 발표한 절대적 빈곤지표를 사용하여 어떠한 요인들이 빈곤율에 영향을 미치는지 그리고 세계화의 효과는 어떠한지를 분석한다. 각국마다 빈곤율을 발표하지만 그 기준과 방법의 차이로 인해서 빈곤율의 국제비교는 무척 어렵다. 따라서 우리는 하루 2달러 이하로 생활하는 인구의 비중으로 측정되는 절대적 빈곤율을 사용하며 대상 국가는 개도국들에 한정한다. <표 2-5>가 분석결과를 보여주는데, 먼저 다른 통제변수 없이 세계화 변수만을 검토하더라도 무역량 변수는 유의하게 빈곤율을 감소시킴을 알 수 있다.³⁴⁾

32) FDI 스톡과 함께 자본자유화의 정도를 나타내는 정책변수도 함께 추가하여 분석했지만 이 변수의 유의성은 높지 않았다.

33) 세계은행의 Povcal 데이터에 기초한 WDI, 2007판의 지니계수를 사용해도 전반적으로 동일한 결과를 얻었다.

물론, 절대적 빈곤율은 각국의 소득수준과 소득분배 상황에 영향을 받을 것이다. 이에 따라 1인당 GDP 수준과 지니계수를 추가하면 소득수준은 빈곤율을 가장 유의하게 감소시키는 변수이며 지니계수도 빈곤율에 유의한 영향을 미침을 알 수 있다. 소득수준과 분배상황을 통제한 다음, 세계화 변수를 고려하면 무역량은 여전히 빈곤율을 유의하게 감소시키는 영향을 미치며 FDI 스톡은 빈곤율을 상승시킴을 알 수 있다.³⁵⁾ 이는 세계화가 무척 복잡한 방식으로 빈곤에 영향을 미치는 현실을 보여주는 결과라 할 수 있다. 세계화가 빈곤율에 영향을 미치는 조건적인 관계를 분석하기 위해 1인당 GDP 수준과의 교차항을 추가해보면, 무역량과 소득수준의 교차항이 양의 통계적 유의성을 보여줌을 알 수 있다. 이는 소득수준이 낮은 국가일수록 국제무역이 증가할 때 빈곤율이 더 많이 하락함을 뜻하며, 국제무역의 빈곤감소 효과가 저소득 국가에서 더욱 크게 나타남을 의미한다. 빈곤율이 특히 높은 사하라사막이남 아프리카 국가들의 더미변수를 추가하면, 이 더미변수는 다른 변수들을 통제한 이후에도 유의했지만, 국제무역의 조건적 효과의 유의성은 변하지 않았다. 한편 FDI 스톡의 경우 이러한 조건적인 효과가 발견되지 않았다. 이러한 결과는 1달러 이하로 생활하는 인구의 비중을 사용해도 동일하였다. 빈곤율에 관한 이러한 분석은 변수들 사이의 상호관계와 내생성 등의 여러 난점도 존재하지만, 국제무역이 특히 가난한 국가에서 빈곤을 더욱 크게 감소시킬 수 있음을 보여준다.

34) 이 결과는 패널기법을 사용한 Santarelli and Figini(2004)와 유사하다.

35) 다른 통제변수로서 교육수준을 추가하여 분석해 보면 이 결과는 유의성이 감소하지만, 여전히 FDI 스톡은 95% 수준에서 통계적으로 유의하며 무역량도 약 90% 수준에서 유의한 결과를 보여준다.

〈표 2-5〉 세계화와 빈곤 (1990-2004)

종속변수: 하루 \$2 이하로 생활하는 인구의 비중(WDI, 2007년 판)

Indep							
TR	-0.34*** (-3.65)	-0.21*** (-3.68)	-0.14** (-2.24)	-1.03*** (-2.69)	-0.14** (-2.23)	-0.98** (-2.30)	-0.81** (-2.10)
FDIST	0.08 -0.36	0.38*** -2.9	0.26** -2.07	0.24* -1.96	-0.65 -0.87	0.03 -0.03	0.23* -1.95
GDPPC		-20.98*** (-11.86)	-20.04*** (-11.10)	-28.11*** (-7.31)	-22.59*** (-8.24)	-28.27*** (-7.21)	-24.28*** (-5.69)
Gini			0.67*** -3.67	0.72*** -4	0.68*** -3.73	0.72*** -3.97	0.56** -2.93
TR*				0.12**		0.12**	0.09*
GDPPC				-2.35		-1.99	-1.73
FDIST*					0.13	0.03	
GDPPC					-1.23	-0.26	
SSA							5.12** -1.94
R-squared	0.16	0.69	0.73	0.75	0.74	0.77	0.76
Obs.	86	86	81	81	81	81	81

제5절 소결

1980년대 이후 국제무역과 국제적 자본이동의 증가로 경제의 세계화가 급속히 진전되면서 세계화의 경제적 영향에 대한 연구와 논쟁들이 활발하게 발전되고 있다. 특히 최근에는 선진국과 후진국을 포함한 대부분의 국가에서 국내적으로 소득분배와 임금격차가 악화됨에 따라 세계화가 각국 내의 소득분배에 미치는 악영향에 관한 우려가 높아지고 있다. 이 연구는 세계화와 경제성장, 소득분배 그리고 빈곤 사이의 관계에 관한 여러 이론

적, 실증적 연구들을 검토하고 정책적 교훈과 앞으로의 연구방향에 대해 논의했다. 특히 세계화가 소득분배에 미치는 복잡한 관계에 대해 제시된 여러 연구들을 자세히 살펴보고, 간단한 크로스컨트리 모델을 사용하여 국제무역과 FDI가 각국의 지니계수에 미치는 영향에 관한 계량적 분석을 진행했다.

먼저 세계화가 경제성장에 미치는 영향에 관해 살펴보면, 국제무역의 경제성장 효과는 보다 뚜렷하지만 보이지만, 금융세계화가 개도국의 경제성장을 촉진한다는 실증적 근거는 상당히 미약함을 알 수 있다. 이는 역시 세계화로부터 이득을 얻기 위해서는 단순한 개방이 아니라 각국의 제도적, 금융적 발전과 같은 여러 조건들이 필요함을 의미하며, 세계화가 경제성장에 미치는 간접적인(collateral) 영향에 관해서 보다 구체적인 분석이 이루어져야 함을 시사한다. 또한 최근 아웃소싱과 중간재 무역의 확대 그리고 FDI의 급속한 발전 등을 배경으로 세계화가 소득분배에 미치는 영향에 대한 분석이 요구되고 있다. 특히 국제무역이론의 예측과는 다르게 여러 개도국들에서도 세계화와 함께 소득분배가 악화되고 있어서 이를 설명하기 위한 노력들이 나타나고 있다. 여러 연구들은, 숙련노동과 미숙련노동 등 초기부존조건에 상대적인 차이, 개도국 사이의 경쟁, 그리고 금융개방의 악영향 등 세계화가 소득분배를 악화시킬 수 있는 가능성들을 강조한다.

하지만, 세계화가 소득분배에 미치는 영향은 일반적이지 않으며 각국이 처한 여러 조건과 상황에 따라 서로 상이할 수 있다는 것에 주목해야 할 것이다. 특히 경제개방과 함께 교육수준의 확충과 여러 가지 제도적 노력 등이 동시에 전개된다면 세계화의 경제성장 효과를 극대화하고 불평등을 확대하는 효과를 최소화할 수도 있을 것이다. 실제로 많은 실증연구들은 국제무역과 FDI 등의 변수를 사용하여 세계화와 소득분배 사이의 관계도 조건적일 수 있음을 보여주고 있다. 또한 세계화는 성장과 분배 그리고

들 간의 상관관계에 미치는 영향 등을 통해 빈곤에 영향을 미치기 때문에 세계화와 빈곤 사이의 관계도 무척 복잡하다는 것이 여러 연구들에 의해 지적되고 있다. 따라서 보다 나은 변수와 모델을 사용한 계량분석의 발전과 함께, 각국의 특수하고 구체적인 상황을 고려하는 사례연구들이 함께 발전되어야 할 것이다.

마지막으로 이 연구는 최근 발전된 각국의 지니계수와 절대적 빈곤율 데이터를 사용하여 국제무역과 FDI 스톡이 소득분배와 빈곤에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 검토했다. 그 결과로서 우리는 90년대 중반 이전에는 소득수준이 낮은 나라일수록 국제무역이 소득분배를 악화시켰고 90년대 이후에는 FDI가 빈곤한 국가일수록 소득분배를 더욱 악화시킴을 발견했다. 또한 절대적 빈곤율에는 소득수준과 소득분배가 모두 중요한 영향을 미치며 국제무역은 특히 소득수준이 낮은 국가에서 빈곤율을 낮추는 효과가 있음을 발견했다. 이러한 결과는 국제무역과 FDI가 소득분배와 빈곤에 미치는 효과가 각국의 조건에 따라 그리고 대상이 되는 시기에 따라서 서로 상이함을 보여주는 것이다. 이러한 연구결과는 세계화가 소득분배, 그리고 빈곤에 미치는 복잡한 효과에 관해 여러 조건들과 이를 통한 간접적 영향을 고려하는 보다 상세한 연구와, 이에 기초하여 세계화의 악영향의 가능성을 최소화하는 적극적인 대응이 필요함을 시사해 준다.

제3장 임금점유율, 세계화, 그리고 위기: 한국, 멕시코, 터키의 제조업 사례

제1절 머리말

본 논문의 목적은 주요한 개발도상국가인 멕시코, 터키, 한국에서 세계화가 임금점유율에 끼친 영향을 실증적으로 분석하는 것이다. 멕시코와 터키는 1980년대 초반, 한국은 1980년대 후반으로 서로 시작시점은 다르지만 이 세 나라는 국내적, 국제적 수준에서 상당한 자유화의 과정을 거치고 있다. 이 나라들은 국제교역에서 중요한 부분을 담당하고 있고, 신생시장의 다양한 발전경로를 보여주며, 세계경제로의 성공적인 통합의 예로 IMF에 의해 자주 언급된다. 과거의 발전정책과 자유화 과정은 서로 다르지만 이 나라들은 1990년대와 2000년대에 공통적으로 금융위기라는 역경을 겪었으며, 그로 인해 자본계정이 자유화되었다. 이 3장에서는 세계화가 국제교역과 외국인직접투자(FDI)의 유입을 통해 임금점유율에 미치는 영향을 검토하는 한편, 금융위기가 소득분배에 미치는 영향 또한 검토할 것인데, 그 이유는 금융의 자유화와 세계화가 금융취약성의 증가와 금융위기의 위험을 수반하기 때문이다.

IMF, World Bank, ILO 등의 기구는 소득분배 대 세계화라는 쟁점에 대해 광범위한 연구를 했는데, UN 국제노동기구는 세계화의 사회적 차원 위원회(World Commission on the Social Dimension of Globalization)를 설립하고 『공정한 세계화: 모두에게 기회를(A Fair Globalization: Creating Opportunities for all, 2004)』이라는 보고서를 발간했다. 지난 20여 년 간 무역의 자유화를 독려했던 세계은행은 2005년 『세계개발보고

서(World Development Report)』에서 무역개혁이 소득분배에 미치는 총체적 영향이 언제나 명백한 것은 아니며, 이익을 본 사람도 있지만 손해를 본 사람도 있음을 언급했다(World Bank, 2005). 그러나 사전에 그 정책의 틀은 노동시장의 유연성과 인프라, 그리고 경쟁에 초점을 맞추는 것으로 범위가 한정된 바 있다. 세계화와 소득분배의 관련성에 대한 연구는 세 가지로 구분된다. 첫 번째는 개인의 소득분배에 초점을 맞추는 연구로, 여기에는 서로 반대되는 두 가지 입장이 있다. 한쪽의 연구자들은 국가적인 그리고 국제적인 차원에서의 더 높은 경제적 자유화의 과정이 현재의 경향을 반전시킬 것이라고 주장한다(Dollar and Kraay, 2004). 이와는 대조적으로, 반대쪽의 연구자들은 지난 20여 년 동안 불평등이 증가한 원인이 워싱턴 콘센서스에 입각한 정책에 있다고 주장한다(Cornia, 2004). 두 번째 종류의 연구는 임금 불균형에 초점을 맞추어, 자본의 유동성과 기술적 변화가 선진국과 개도국 양쪽의 비숙련 노동자에게 전통적인 교역이론의 예측과는 반대로 역효과를 내고 있음을 강조한다(Feenstra and Hanson, 1997; Harrison and Hanson, 1999). 세 번째 연구는 개인적인 불평등이나 임금의 불균형만이 증가한 것이 아니고, 자본이 풍부한 선진국에서나 노동이 풍부한 개도국에서 노동 전체가 자본에 대항하는 토대를 잃어가고 있다고 주장한다(Lee and Jayadev, 2005; Harrison, 2002; Diwan, 2001; Rodrik, 1998; Haque, 2004; Griffin, 2003; Pollin, 2002; UNCTAD, 1997). 이 장의 논의는 이 세 번째 연구의 입장을 따른다.

패널자료를 통해 선진국과 개도국에서 세계화가 노동의 소득 점유율(labor's share)에 미치는 영향을 실증적으로 연구한 Rodrik(1998), Diwan(2001), Harrison(2002), Lee and Jayadev(2005)의 논문은 이 장의 특별한 관심사인데, 이들은 모든 나라에서 노동의 소득 점유율이 하락하는 경향이 있음을 지적했다. 노동의 소득 점유율의 장기적 하락은 금융위기와 큰 폭의 환율변동을 경험했던 나라들에서 특히 두드러진다(Diwan, 2001;

Harrison, 2002; Lee and Jayadev, 2005). 자본계정 제한(capital account restrictions)의 부재가 낮은 노동의 소득 점유율과 관련되어 있다(Rodrik, 1998; Diwan, 2001; Harrison, 2002; Lee and Jayadev, 2005). FDI, 그리고 자본유입에 호의적인 조건은 낮은 임금을 동반한다(Harrison, 2002). 자본 축적의 증가라는 긍정적 효과는 자본통제력이 줄어들고, 환율이 떨어지며, 노동자의 교섭력이 약화되는 부정적 효과로 인해 상쇄된다. 교역에 관한 연구로는, Rodrik(1998)과 Harrison(2002)이 GDP대비 교역량과 노동소득 점유율 간에는 부(-)의 관련성이 있음을 밝혔다. 이에 더하여, Diwan(2001)은 금융위기 동안에는 정(+)의 효과가 있는 반면에, 보통의 시기에는 부(-)의 효과가 우세하게 나타난다는 사실을 언급했다.

정치경제학적 접근들은 자본이동성의 증가와 그에 따른 노동수요 탄력성의 증가, 그리고 주요한 요소의 재배치나 아웃소싱과 같은 자본위협효과에 기인한 노동과 자본의 최종적 선택지(fallback option)의 불균형을 강조하는데, 이러한 요인들은 노동자의 단체교섭력을 압박하고, 금융위기가 그러하듯이 세계화의 성과가 편향적으로 분배되게 한다(Rodrik, 1998; Burke and Epstein, 2001; Crotty, et al., 1997; Harrison, 2002). 노동은 자본을 끌어들이기 위해 힘겹게 경쟁하고, 증가한 국제적 경쟁압력은 자본으로 하여금 임금인상요구를 받아들이는 데에 인색하게 만들고 있어, 두 요인은 '바닥으로의 경주(race to the bottom)'를 야기한다.

세계화와 금융위기가 노동소득 점유율에 미치는 다양한 경로의 효과를 조사하기 위해, 이 장의 분석은 포스트 케인즈학파의 갈등적 주장 모형(conflicting claims model)을 개방경제에 적용할 것이다. 이 모형에서 분배는 노동자에 의한 임금교섭과 기업의 가격 설정 그리고 생산성의 증진에 의해서 결정된다. 이 모형을 통해 임금점유율의 추약식을 구한 후, 이를 Seemingly Unrelated Regression(SUR) 기법으로 추정하였다. 소득분배에 영향을 주는 두 개의 변수 조합이 있다. 첫째는 성장(혹은 금융위기

동안의 불경기)과 통화 충격으로 이것은 갑작스럽고 임금에 반영되지 않은 인플레이션을 발생시킨다. 둘째는 국제교역과 FDI를 통한 세계경제의 상호작용의 정도로써, 이것은 노동의 교섭력에 영향을 주어 분배곡선의 하향이동을 유발할 것이다.

분배에 미치는 세계화의 영향에 대한 이전의 실증적 조사와 본 연구를 구분 짓는 한 가지 특징은 기존 연구들의 시기적 대상이 1997년의 아시아 위기와 2001년 터키의 위기를 포함하고 있지 않다는 점이다. 단기적 금융 흐름이 2006년 상반기에 다시 한번 신흥시장의 현지통화에 충격을 가져왔고, 세계적인 혼란과 금융시장의 전이효과(contagion effect)로 인해 경제의 안정성이 위협받고 있는 바로 이 시기에, 금융위기의 분배효과를 이해하는 것은 특히 중요하다.

이 논문의 두 번째 특징은 국가특정추정(country specific estimations)을 바탕으로 하고 있으며, 세계화와 금융위기의 효과에 있어 국가간 이질성을 고려한다는 점이다. 국가특정요소로 집중하는 것에 더해, 한국과 멕시코, 터키를 주요한 개발도상국의 대표적인 사례로 연구하는 이유는 노동소득 점유율과 관계된 데이터의 한계 때문이다. 임금의 연속적인 시계열 자료를 이용할 수 없는 개발도상국들이 많다.³⁶⁾ 2절에서 논의할 더 큰 자료제약 때문에 이 장의 연구는 제조업을 대상으로 할 것이다. 한국, 멕시코, 터키의 제조업을 연구하는 것은, 국가특정방정식(country specific equation)을 얻을 수 없는 불안정하고 짧은 패널자료가 아닌, 연속적이고 긴 시계열 자료를 이용할 수 있다는 장점이 있다.

36) 기능적 소득분배와 임금에 관한 데이터 부족은 주목할 만한 문제이다. 세계은행의 WDI 데이터베이스에 있는 노동소득분배율 데이터는 제조업에 한해 1993년까지 존재했지만, 그 이후의 판본에서는 이 자료가 더 이상 제공되지 않고 있다. Economist Intelligence Unit의 임금과 생산성에 관한 데이터는 몇몇 나라의 경우는 1980년대부터, 대부분의 나라들은 1990년대부터 제공된다. UN의 데이터베이스는 제조업과 전산업의 노동소득 데이터가 단지 몇 나라에 한하여 제공하며, 대개 1990년대 이후에 대해서만 제공한다.

이하에서 이어질 논문의 순서는 다음과 같다. 2절에서는 데이터와 관계된 문제를 논한다. 3절에서는 각국의 현황을 소개한다. 4절에서는 분배모형을 소개하고 5절에서는 추정방법과 결과를 제시한다. 6절에서는 결론을 도출한다.

제2절 분석 자료

전국적 임금 데이터의 품질 문제 때문에 이 장의 분석에서는 임금점유율에 관한 자료로 제조업임금/공급부가가치의 데이터를 사용했다. OECD National Accounts Database는 1970년-1988년까지 터키와 멕시코의 전국적 노동보수에 관한 추정치를 제공하는데, 이 기간에 해당되는 이들 나라의 집계적 임금통계는 발표된 바가 없다. 따라서 임금점유율의 추정치로 모형을 추정하기보다는, 기업수준의 통계조사를 통한 더 긴 시계열 자료를 제공하는 제조업의 임금점유율 데이터가 더 신뢰성이 높다고 결론 내렸다.

또한 이 나라들(의 중심산업)이 농업에서 상업과 서비스업으로 이동해 가는 구조적인 변화는 자영업자의 수는 줄이고, 임금근로자의 수는 늘렸는데, 이러한 변화는 총임금점유율의 변화를 왜곡할 수 있다. 우리는 1970-2003년까지 기간에 걸쳐 이러한 왜곡가능성을 바로잡을 수 없는데, 그 이유는 자영업자에 관한 자료나 총고용 및 종업원 수에 관한 이전 시기의 자료가 존재하지 않기 때문이다. 이러한 사정은 국가 전반적인 수준에서뿐만 아니라 부문별로도 마찬가지이다.

제조업의 데이터로 작업을 하는 또 하나의 장점은 이미 수출 붐의 엔진 역할을 했던, 개발도상국의 성장 원동력 부문에 관심을 집중할 수 있다는 점이다. 2003년에 상품수출 대비 제조업 수출을 1970년과 비교해 볼 때 멕시코에서는 32.5%에서 81.5%로 늘어났고, 터키에서는 매우 낮은 수준인

8.9%에서 84.5%까지 늘어났다. 1970년대에 이미 76.7%였던 한국의 경우에는 증가폭이 크지는 않지만, 그럼에도 2003년에 92.7%라는 높은 수준을 달성했다. 제조업은 또한 상당한 양의 FDI를 끌어들였는데 그 범위는 한국 35.4%(1991)에서 80.0%(1994), 멕시코 22.3%(2001)에서 84.3%(1982), 터키 24.0%(2003)에서 94.8%(2000)에 이른다. 2003년 GDP대비 제조업 부가가치는 한국 26.4%, 멕시코 18.0%, 터키 20.0%이다. 세 나라 모두에서 1980년대 후반에 제조업부가가치의 증가경향이 역전되었다. 현재 총고용 대비 제조업 고용자 수는 한국 24.7%, 멕시코 11.1%, 터키 19.4%이다.

제조업 임금자료도 자료의 품질 문제에서 자유롭지 못하는데, 특히 자료의 국가간 비교가능성을 고려할 때 그러하다. 여기에는 두 가지 주요한 원인이 있는데, 첫 번째 문제는 정의(definition)와 자료출처에 관한 것이다. 한국과 멕시코에 관한 자료 출처는 1970-2003년 임금과 고용, 부가가치에 관한 OECD Industrial Structural Analysis Database(STAN)인데, STAN에는 터키에 관한 자료가 없다. 터키가 OECD 가입국 이기는 하지만 비교가능한 노동보수 자료가 부족하기 때문이다. STAN은 한국과 멕시코의 노동보수를 보고하는데³⁷⁾, 거기에는 종업원들의 임금과 봉급뿐 아니라 사회보장 부담금, 개인연금, 건강보험, 그리고 고용주가 제공하는 이와 유사한 지원 등의 추가보수도 포함되어 있다. 이 점이 터키와의 비교를 어렵게 만드는데, 1987년 이전의 터키의 자료는 제조업의 임금과 봉급 자료만 있고 사회보장, 연금, 고용주가 제공하는 유사한 보수를 포함하고 있지 않다.³⁸⁾ 이것이 터키가 멕시코나 한국보다 임금점유율이 낮은 이유 중

37) STAN은 주로 회원국의 연도별 국민계정(Annual National Accounts)에 주로 근거하고 있으며, 결측치를 추정하기 위하여 전국 광공업센서스와 같은 다른 자료를 이용하기도 한다. STAN은 노동보수 자료뿐만 아니라 가능한 경우에는 임금과 봉급 자료까지도 제공한다. 한국과 멕시코의 경우는 노동보수만 제공된다.

38) 이 데이터는 터키 통계청이 작성하는 『연도별 제조업 고용, 보수, 생산 및 추세조사』를 통해 제공된다. 이 조사는 1950-2001년까지 제공되며, 10인 이상이 근무하는 모든 공공 및 민간부문을 대상으로 한다. 1997-2001년의 기간에는 10인 미만의 민간기업

하나이다.³⁹⁾

부가가치에서의 노동점유율이 다른 것을 설명하는 또 다른 중요한 사항은 총고용 대비 자영업자의 비율이다. 국민계정 통계나 서베이 자료 모두에서 자영업자의 수입은 기업의 영업이익(operating surplus)에 포함되는데, 사실 이 수입의 일정부분은 이윤소득이 아니라 근로소득이며, 이러한 자영업 소득에서 노동소득비율을 추정할 수 있는 몇 가지 방법이 있다 (Gollin, 2002).⁴⁰⁾ 총고용에서 임금이나 봉급을 받는 종업원의 비율이 많은 나라에서는 자영업자의 근로소득을 영업이익으로 분류함으로써 생기는 측정의 문제가 작을 것이고, 총고용 대비 종업원 수가 적은 나라와 비교해 볼 때 노동점유율이 높은 경향을 보일 것이다. 3절에서도 설명하겠지만, 이러한 사실이 세 나라중 제조업 피용자 비율이 가장 큰 한국에서 노동소

에 대한 자료도 제공되었으나 집계적으로 파악한 임금점유율 수치 면에서는 전 기업과 10인 이상 기업 사이에 큰 차이를 보이지 않는다. 서베이 방법이 변함에 따라 2001년 이후의 자료는 아직도 공개되지 않고 있다. 국민계정에 대해 말하자면, 소득접근법에 기초한 GDP는 1987-2005년의 기간에 대해서만 보고된다. 국민계정 상에서 피고용자에 대한 지급액 데이터에는 고용주의 사회보장 및 연금 기여분이 포함된다. 10인 미만을 고용하는 기업에서의 피용자 보수에 대해서는 추정치가 존재한다. 이 서베이의 임금과 봉급 데이터는 임금, 봉급, 일당, 초과근무수당, 상여금, 각종 보장, 현물급여, 소득세, 고용주가 부담하는 사회보장 및 연금 등이 포함되고 사회보장 부담금이 제외된다. 그럼에도 불구하고 두 가지 데이터 계열, 즉 제조업 서베이와 국민계정에 각각 근거한 노동소득비율 자료는 1987-2001년의 공통된 기간동안 동일한 추세를 보여주며 0.87의 상관계수를 보인다. 제조업 서베이를 이용한 임금점유율은 국민계정상의 제조업 임금점유율 자료의 변화율을 적용하여 2002-2003년까지로 확장될 수 있다.

39) 경제위기 이전의 마지막 정상적인 해였던 2000년의 경우를 예로 들면, 터키의 제조업 임금점유율은 22.3%였다. 이 시기 제조업의 부가가치 중 노동보수의 점유율은 멕시코 30.7%, 한국 45.1%였다. 터키의 경우 국민계정상의 제조업 부가가치 대비 노동보수비율은 30.3%로 멕시코와 비슷한 수준이었다.

40) 그러나 ILO는 부문별 자영업자 데이터를 고용주 데이터와 결합하여 발표한다. 대신, 몇몇 연도에 대해서는 총고용에서 차지하는 자영업 피고용자의 비율을 계산할 수도 있다. 그러나 멕시코와 터키의 경우는 자영업에 대한 데이터가 장기간 존재하지 않기 때문에 (자영업자의 추정 근로소득에 근거하여) 1970-2003년의 전 기간에 걸쳐 자료를 보정하는 것이 불가능하다. 최근의 시점 가운데에도 분류 방식의 변화로 인해 데이터를 구할 수 없는 연도가 있다. 이러한 문제는 한국에서도 나타난다.

득점유율이 더 높은 이유를 어느 정도 설명해 준다.⁴¹⁾

국가간 비교가능성에 대한 이러한 두 가지 문제 때문에 3절에서는 국가간의 비교보다는 시간에 따른 변화에 기초하여 논의를 진행할 것이다. 앞으로 각 나라의 제조업에서의 노동자의 소득점유율을 간단히 임금점유율(wage share)로 지칭하기로 한다.

분배의 척도로서 제조업 임금점유율을 선택한 것과 일관되게, 우리는 제조업의 부가가치를 사용할 것이고, 또한 제조업 부가가치 대비 수출과 수입의 점유율을 사용할 것이다. 데이터는 세계은행의 World Development Indicators에서 제공되었다.

FDI의 경우에도, 일관성을 기하여 제조업 FDI 데이터를 사용한다. OECD에서 제공하는 제조업 FDI의 자료는 멕시코는 1981년, 한국은 1985년, 터키는 1992년부터 시작된다. 터키와 한국의 경우, 제조업 FDI/부가가치와 총 FDI/GDP(자료출처 WDI)는 상호연관성이 매우 높지만, 멕시코의 경우는 그렇지 않다. 이런 이유로 멕시코의 경우는, 비록 시계열이 짧더라도, 제조업 FDI를 사용할 것이다. 그러나 터키와 한국의 경우 제조업 FDI의 시계열이 너무 짧다. 따라서 총 FDI와 제조업 FDI를 이용한 두 개의 모형에 대해서 유의성을 확인할 것인데, 그 결과는 두 경우 모두 신중하게 평가되어야 할 것이다.

41) 1993년 ILO 자료에 따르면, 총고용인구 가운데 제조업에 고용된 비율은 한국 84.7%, 멕시코 75.6%, 터키 75.5%이다(ISIC -Rev.2 산업분류 및 ICSE 58개 직종분류 기준). 1990년대 중반 이후에 분류기준이 변경되었고 그에 따라 같은 나라 안에서도 시기적 비교가 어렵게 되었다. 그러나 ISIC-Rev.3의 산업분류와 ICSE의 93개 직종분류를 통해 최근 연도의 총 고용에서 피고용자의 비율을 구할 수 있다. 그에 따르면 한국 82.2%(2000년), 멕시코 77.0%(2000년), 터키 81.5%(2002년)이다.

제3절 현황

먼저 멕시코, 터키, 한국의 세계경제로의 통합과정을 개괄적으로 비교검토하도록 하자. 일반적인 라틴아메리카의 상황을 반영하는 멕시코와 터키는 1980년대에, IMF와 세계은행이 전형적으로 규정한 정통적 구조조정 프로그램을 수행함으로써, 수입대체 산업화 전략에서 수출주도형 경제성장정책으로의 이동을 통한 커다란 구조적 변화를 경험하였다(예를 들어 멕시코에 대해서는 Blecker, 2006; Pacheco-Lopez and Thirlwall, 2004; Salas and Zepada, 2003을 볼 것. 터키에 대해서는 Boratav and Yeldan, 2002; Metin-Oezcan et al., 2001; Onaran and Yentuerk, 2002 등을 볼 것). 양국 모두에서 소득의 자본우호적 재분배가 수출주도전략의 주요한 도구였는데, 이들 나라의 임금점유율의 현격한 초기 하락이 자본에 대한 경쟁의 압력을 완화하였다. 그러나, 전망과는 반대로, 지난 20년간의 광범위한 자유화 이후에도 터키에서는 높은 실업률이 낮은 인건비와 함께 지속적으로 유지되고 있다 (Aydiner and Onaran, 2004). 멕시코의 실업률은 상대적으로 낮은 수준에서 유지되고 있지만, 그것은 단지 비공식부문과 1990년대 이후의 미국으로의 대량이민 때문이다(Blecker, 2006).

멕시코와 터키는 이미 자유무역협정을 통해 선진국과 통합되었다. 멕시코는 1994년에 캐나다, 미국과 북미자유무역협정(NAFTA)을 맺었고, 터키는 1995년에 EU와 관세동맹을 체결하였다. 멕시코는 또한 강력한 외자주도(FDI-led)로 지역경제와 통합을 이루었다. 그러나 이 과정은 값싼 노동력, 자원의 수입, 국내생산자에 대한 약한 후방연관(backward linkage)에 지나치게 의존하는 것이어서, 파급효과(spillover effect)와 산업구조조정, 고용증진과 환경의 개선을 통한 지속적인 산업발전에 전혀 기여하지 못했다(Gallagher and Zarsky, 2004; Blecker, 2006). 이러한 사실은 EU에 신규 가입할 것이라는 긍정적 전망 때문에 최근에 FDI 유치능력이 현저하게

증가하고 있는 터키에 교훈을 준다.

1990년대에 멕시코와 터키는 최초의 금융위기를 겪었다. 이후 터키는 1994년, 멕시코는 1994-1995년에 자본계정이 자유화된 후에 유입된 대량의 단기자본은 금융구조의 취약성을 유발했다. 투기적인 단기 자본 유입이 허약한 성장 패턴을 야기하였고, 자본유입과 멕시코의 고정환율제도는 자국통화의 가격상승과 높은 재정적자를 초래했는데, 이것은 결국 투기자본의 유출을 야기했다. 2000년에 통화고정(currency peg)을 도입함으로써 다른 많은 개도국들이 범한 이전의 실수를 반복한 터키는, 2001년에 더 심각한 금융위기를 겪게 되었다. 멕시코는 2001년에 또 한번의 불황에 직면했는데, 이것은 2002-03년 동안의 경제의 낮은 성장과 제조업의 더 큰 불황을 동반했다.

터키나 멕시코와는 다르게, 한국의 구조적 변화와 수출지향은 단지 임금 억제나 생산과 금융 시장에 대한 무제한적 규제완화에 바탕을 두지 않았다(Amsden, 1989). 한국은 1980년대 후반까지의 수출지향적 성장전략의 일부분으로 단지 노동자 길들이기뿐만 아니라, 자본, 재무 시스템, 외국 무역 제도, 환율과 자금흐름도 통제하고자 했다. 한국이 남미국가들이나 터키보다 현저하게 높은 투자와 수출, 그리고 성장률을 가지고 자본, 기술 집약적 상품 생산을 향해 산업의 사다리(industrial ladder)를 오르는 동안, 갈등통제 환경 하에서의 지속적이고 예측가능한 임금의 증가가, (낮은 임금이 아니라) 높은 수요와 높은 성장 그리고 높은 자본축적을 유지하는데 중요한 역할을 했다(Onaran and Stockhammer, 2005). 하지만 외부에서는 신자유주의가 힘을 가하고, 국내의 대기업들이 규제완화를 주장하면서, 한국은 1980년대 후반부터 1990년대 중반까지 자유화의 단계를 거치게 된다(Crotty and Lee, 2002). 바로 이 자유화의 과정을 통해 한국은 점점 더 취약해져 갔고, 결국 1997년 태국의 금융위기 이후에, 멕시코, 터키와 매우 유사한 형태로 자금유출이 (아시아 위기 바로 직전에 모든 국제기구로

부터 찬사를 받았던) 한국경제를 강타했다.

이제 우리는 한국과 멕시코, 터키의 성장과 분배의 변화과정을 논할 것이다. <표 3-1>은 각 시기의 GDP와 제조업 부가가치의 연평균 성장률을 보여준다. 각국의 경제정책의 차이점과 무관하게, 1970년대보다 1980년 이후의 GDP의 연평균 성장률이 극히 낮고 그 변화량(표준편차/평균)은 높다는 것은 주목할 만한 사실이다. 이 변화는 한국 제조업의 사례에 특히 두드러지게 나타나는데, 1970년대의 매우 빠른 산업화에 일부 원인이 있다. 그럼에도 불구하고 모든 기간에, 1990년대의 경기후퇴이후에 조차, 한국의 성장률은 멕시코나 터키의 성장률보다 현저히 높다. 물론 세 나라 모두에서 성장의 성과가 퇴보하는 경향이 비슷하게 나타나고 있기는 하다. 1980년대 멕시코에서는 자유화의 초기단계에 소위 '잃어버린 10년(lost decade)' 이라 불리는 큰 충격을 겪었고, 채무위기가 뒤따랐다. 1990년대에 소폭 회복하기는 했지만, 총 경제성장률과 제조업 성장률은 수입대체 산업화 시기보다 현저하게 낮다. 터키는 자유화의 초기 단계에 총성장률만 약간 낮을 뿐 제조업의 성장은 거의 비슷하다. 사실 수입대체 산업화 시기의 마지막 2년 동안에 이미 성장의 정체기 시작되었다. 그러나 자본계정 자유화 시대에 제조업과 총 경제의 성장 모두 확연하게 악화되었고, 성장률의 변이(variation)는 더욱 커졌다.

〈표 3-1〉 연평균 성장률(%)

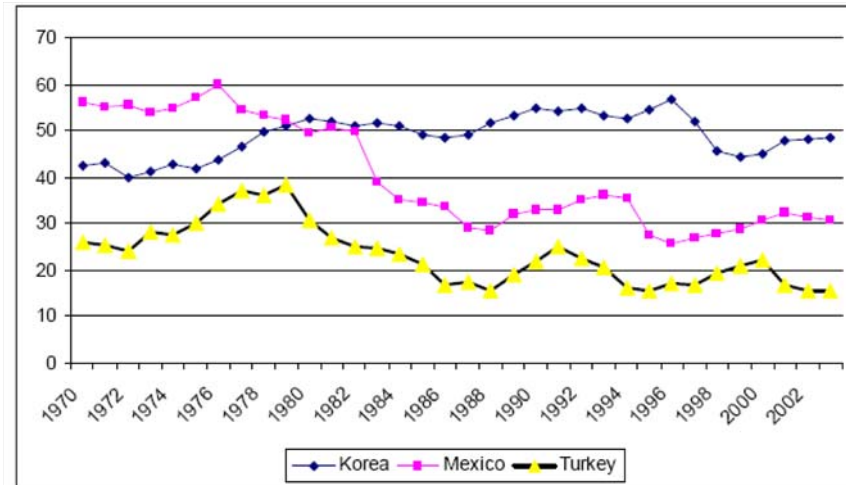
		GDP			제조업 부가가치		
		한국	멕시코	터키	한국	멕시코	터키
1970-79	평균	8.29	6.43	4.70	18.66	6.44	6.11
	변이	0.28	0.34	0.68	0.35	0.45	0.93
1980-89	평균	7.68	2.29	4.08	11.02	2.17	6.29
	변이	0.49	1.97	0.85	0.65	2.52	0.88
1990-03	평균	6.06	3.01	3.75	7.66	3.26	4.65
	변이	0.71	1.12	1.51	0.91	1.52	1.44
1980-03	평균	6.74	2.71	3.88	9.06	2.80	5.34
	변이	0.60	1.41	1.23	0.78	1.82	1.15

주: 변이=표준편차/평균

자료: World Bank, World Development Indicators

경제정책이 차이는 [그림 3-1]에서 볼 수 있듯이 특히 각국의 분배성과에 반영되었다. 멕시코와 터키에서는 제조업 임금 점유율이 큰 폭으로 하락한 반면, 한국에서는 임금점유율이 증가했다. <표 3-2>는 각 시기의 평균임금점유율을 보여준다. 한국과 다른 두 나라에 이러한 차이가 있지만, 자본금계정 자유화를 가져온 금융위기는 세 나라에 유사한 영향을 끼쳤는데, 그 영향은 길게 지속되는 확연한 임금점유율의 하락을 가져왔다.

[그림 3-1] 제조업에서의 임금/부가가치, %(1970-2003)



자료: World Bank, World Development Indicators

〈표 3-2〉 제조업 부가가치에서의 임금 점유율

	한국	멕시코	터키
1970-79	44.18	55.21	30.71
1980-89	50.91	38.20	22.08
1990-03	50.90	31.01	19.00
1980-03	50.90	34.01	20.29

자료: World Bank, World Development Indicators

위기 동안에 성장률과 노동자의 교섭력이 하락한 것과 더불어, 이 통화 위기 중의 인플레이션 충격은 노동점유율의 하락을 가져왔다. 세 나라의 수입의존성 때문에, 통화가치하락은 가격에 대한 전이 효과(pass-through effect on prices)를 통해 인플레이션의 극적인 상승(명목 통화가치 하락보다 낮은 비율이긴 하지만)을 가져왔다. 이러한 충격은 예기치 못했던 것일 뿐 아니라 그 충격의 강대함 때문에 노동자들이 그것을 임금에 반영시

키기도 어려웠다. 통화가치하락률은 1994년 멕시코에서 90.2%에 이르렀고, 터키에서는 1994년과 2001년에 각각 169.5%와 96.0%에 달했다. 한국에서도 역시 금융위기는 1998년 47.3%라는 명목 통화가치하락률을 야기했다. 그 결과는 기록적인 실질임금의 하락과, 그로 인한 임금점유율의 하락이었다. 실제로 이와 유사한 일들이 멕시코와 터키의 개방화 초기에 일어났으며, 이는 국제경쟁력 재고를 위한 자국통화의 막대한 평가절하를 유발하였다.

아래의 <표 3-3>에는 이 위기기간 동안의 환율과 성장률의 변동추이가 요약되어 있고, 임금점유율 하락의 원인이 항목별로 분석되어있다. 그것은 실질임금 변동과 노동생산성으로, 후자는 다시 부가가치와 고용의 변동으로 나뉘어져 있다. <표 3-3>은 불경기와 실질 통화가치하락이 함께 발생한 해의 자료를 위기 이후 2년간의 자료와 함께 보여준다.

〈표 3-3〉 경제위기기간 동안의 임금 점유율 변동자료(연간 변화율, %)

	환율 (현지통화/ \$)	실질환율 (현지통화/ \$)	실질 부가가치	임금점유율 (임금/부가 가치)	노동자 1인당 실질임금 (CPI적용)	고용	생산성 (실질부가 가치/고용)	
한국	1998	47.32	37.02	-7.90	-12.58	-2.10	-13.74	6.78
	1999	-15.17	-15.86	21.77	-2.48	4.92	2.24	19.11
	2000	-4.87	-6.97	16.98	1.45	5.65	6.80	9.53
멕시코	1982	130.07	44.77	-2.74	-1.60	-3.16	-2.04	-0.72
	1983	112.93	5.53	-7.84	-21.74	-22.46	-7.13	-0.76
	1984	39.75	-15.58	5.01	-9.63	-6.15	2.07	2.89
	1985	90.20	40.89	-4.94	-22.25	-13.07	-5.31	0.39
	1996	18.38	-11.90	10.83	-7.07	-8.62	6.88	3.70
	1997	4.20	-13.62	9.94	4.89	-0.52	8.79	1.06
	터키	1980	144.67	16.41	-6.21	-19.76	-38.50	1.17
1981		46.27	7.10	10.33	-11.88	11.05	1.42	8.78
1982		46.16	11.71	6.36	-7.19	-2.17	3.76	2.50
1994		169.55	30.68	-5.60	-22.22	-14.14	-4.27	-1.39
1995		54.84	-17.69	11.80	-3.31	-0.15	4.08	7.42
1996		77.57	-1.54	7.50	9.98	-5.14	6.82	0.65
2001		96.03	26.96	-8.05	-24.27	-27.60	-2.94	-5.26
2002		22.98	-15.17	8.20	-5.51	-11.39	0.61	7.54
2003		0.42	-19.85	8.44	-5.23	-10.08	1.82	6.50

주: 실질임금은 CPI에 의해 평가되었고, 생산성은 PPI에 의해 평가된 실질 부가가치에
기반하여 산출되었다. 그러므로 임금점유율 변화율과 (실질 임금변화율 - 생산성 변
화율)의 차이는 CPI와 PPI로 측정된 인플레이션률의 차이이다.

자료: 한국과 멕시코는 OECD STAN 자료를, 터키는 Annual Survey of Employment,
Payments, Production and Tendencies in Manufacturing Industry를 이용하여 필자
가 계산한 값임. 환율과 CPI 자료는 World Bank World Development Indicators에
서 가져옴. 실질환율은 CPI로 평가된 것임.

경제위기의 첫 해에는 항상 임금점유율의 하락이 나타나는데, 위기 동
안의 임금점유율의 하락폭은 생산의 감소율을 크게 상회한다. 위기 이후
에 고용주들은 실직을 면하기 위해서는 막대한 임금삭감이나 의무적인 무
급휴가를 받아들이라고 노동조합을 압박했다. 긴 위기가 지난 후 결국 흑
자는 회복되었고, 구조조정의 짐을 진 것은 바로 노동이었다. 위기는 또한

향후 상당히 긴 기간 동안 노동의 교섭력을 파괴하는 이력효과(hysteresis effect)를 야기했다. 다이완(Diwan, 2001)은 위기를 '분배의 상흔(distributional scars)'을 남기는 분배투쟁(distributional fight)으로 정의했다. 위기 후 1년 이내에 생산이 위기 이전의 수준을 회복하는 등 모든 나라에서 위기 바로 뒤에 경제가 활발히 회복되었는데, 그러나 임금점유율의 하락은 2년, 심지어 3년까지도 지속되었다. 1994~1995년 위기 이후 멕시코에서는 1996년의 임금점유율이 1993년과 비교해서 29.5% 하락했고, 위기 후 10년이 지나도록 이전 수준을 회복하지 못하고 있다. 멕시코의 2001년 이후 제조업 불황은 임금점유율 하락의 새로운 추세를 유발했다. 터키는 1994년과 2001년 위기 이후 각각 2년과 3년간 지속된 임금점유율의 누적하락폭이 24.8%와 32.2%에 이른다. 터키의 1994년 위기 이후 임금점유율의 느린 회복은 2001년에 재현되어서, 2003년의 임금점유율은 1994년의 그것보다도 낮은 수준이다. 한국에서는 임금점유율이 1997년 위기 이후 3년간 계속 하락하여, 1999년의 임금점유율은 1996년과 비교하여 21.6% 낮다. 한국 역시 위기 7년 이후에도 임금점유율이 위기이전수준으로 돌아가지 못하고 있다. 이런 점에서, 금융위기로 인해 한국은 성장추세에 대한 역행을 보이는 멕시코와 터키의 사례에 가까워졌다.⁴²⁾

위기를 겪은 해의 임금점유율 하락의 주요한 원인은 실질임금의 하락이었는데, 실질임금의 하락은 한편으로는 화폐가치하락으로 인한 인플레이션 충격에, 또 일정부분은 낮은 고용으로 인한 교섭력의 상실에 그 원인이 있다. 군사쿠데타와 관련된 1980년 터키의 위기(이 시기에는 정리해고가 금지되었다)를 제외하고는, 고용도 역시 위기의 해에 항상 감소했다. 멕시코와 터키는 위기 기간 동안 실질임금의 하락이 고용의 변화보다 훨씬 컸는데, 이 차이는 멕시코의 1995년, 터키의 1994년과 2001년에 더욱

42) Crotty and Lee(2002)와 Crotty and Dymksi(2001)는 급격한 재편을 촉진하는 데 있어서 위기 당시의 사건들이 얼마나 중요한지를 강조하고 있다. 이는 정상적인 경제환경 하에서의 민주적 과정을 통해서 일어날 수 없는 일들이었다.

두드러진다. 이 차이는 임금이 노동시장의 환경 변화에 더 유연하게 조정된다는 것을 알려준다. 한국의 위기 중에는 이와 대조적으로 고용의 조정이 실질임금의 조정을 훨씬 상회한다. 고용의 하락은 또한 부가가치의 하락보다 높아서, 생산성이 증가하는 결과를 낳았다. 이렇듯, 1998년 한국 불경기 동안의 임금점유율의 하락은 실질임금의 하락과 생산성의 증가 둘 모두와 관련되어 있다. 멕시코의 1982년과 1995년은 생산성 지체의 시기였고(고용과 부가가치는 비교적 하락했다), 따라서 임금점유율의 하락은 실질임금의 하락에만 기인한다. 터키의 경우에는 생산성과 실질임금이 모두 하락했는데, 실질임금의 하락폭이 훨씬 더 크다. 위기 이후에는 생산성(1983년 멕시코를 제외하고)과 고용(터키의 2001년 이후 고용 없는 회복기를 제외하고)이 모두 회복되었다. 하지만 실질임금은 멕시코와 터키 양국에서 2년간 더 하락을 계속했다(1980년 군사반란 이후 1981년의 임금회복을 제외하고). 실질임금의 하락비율 또한 1995년 멕시코, 1994년과 2001년 터키 위기 이후에 특히 높았다.

금융위기와는 별도로, 임금점유율의 회복은 매우 약하며, 이런 양상이 무역자유화에 대한 전통적인 예상을 반증하는 측면은, 1980년대에 멕시코와 터키가 광범위한 경제개방을 하여 1980년대에 최초의 제조업 수출 붐을 경험했으며, 1990년대에는 한층 더 나아갔고, 자유무역협정을 체결하기에까지 이르렀다는 점이다. <표 3-4>는 제조업 부가가치 대비 수출과 수입 비율이다. 관세 감축의 결과로 수출의 증가는 상당량의 수입 증가를 동반하였다. 수입대체산업화 기간 동안 이미 매우 높았던 터키의 제조업 무역적자는 자유화의 초기 단계에는 감소했지만, 환율상승과 EU와의 1995년 관세동맹의 결과로 1990년대에는 크게 증가했다. 멕시코의 무역적자는 교역자유화 이후에 증가했다가, NAFTA 이후 아웃소싱의 증가로 얼마간 회복되었다. 이와 대조적으로 한국은 1960년대에 시작된 혼합무역제도로 인해 1970년대에 수출과 수입의 비율이 훨씬 높게 시작하였고, 1980

년대에는 수출실적을 증가시키는 데에 성공했지만, 1990년대에는 약간 하락했다. 80년대에 한국의 수입의존도는 어느 정도 감소했다. 한국은 일찍이 제조업에서 무역흑자를 기록했는데, 그것은 80년대에 현저히 증가했다가 90년대에 감소하였다.

〈표 3-4〉 무역현황 비교

	수출/제조업 부가가치 %			수입/제조업 부가가치 %		
	한국	멕시코	터키	한국	멕시코	터키
1970-79	86.89	6.44	5.44	79.79	25.74	44.68
1980-89	112.70	20.96	30.92	69.10	42.17	46.97
1990-03	104.35	95.60	73.51	70.76	112.32	104.04
1980-03	107.83	64.50	55.77	70.07	83.09	80.26

자료: World Bank World Development Indicators

1990년대에 경제 전체와 제조업에 대해 FDI유입이 세 나라 모두에서 크게 증가했는데, <표 3-5>에서 볼 수 있듯이 부가가치 대비 FDI 비중은 제조업에서 더 높다. NAFTA와 미국과의 근접성으로 인해 멕시코의 FDI 비중은 가장 높다. 특히 한국은 1997년 위기 이후에, 그리고 터키는 2001년 위기 이후에, 민영화와 규제완화를 추구하는 정책의 추진과 자산가격의 막대한 하락을 가져온 자국통화의 큰 폭의 가치하락으로 인해 상당한 양의 FDI 유입이 촉진되었다.

〈표 3-5〉 FDI 유입(비거주자에 의한)

	전체 FDI/GDP(%)			제조업 FDI/부가가치(%)		
	한국	멕시코	터키	한국	멕시코	터키
1970-79	0.19	0.80	0.17	-	-	-
1980-89	0.26	1.16	0.20	0.90	7.11	-
1990-03	0.70	2.39	0.61	1.73	11.99	1.97
1980-03	0.51	1.88	0.44	1.51	10.08	1.97

주: 제조업 FDI 자료는 한국은 1985-2003, 멕시코는 1981-2003, 터키는 1992-2003년의 자료임.

자료: 제조업 FDI는 OECD, 전체 FDI는 World Bank World Development Indicators를 이용.

제4절 분배 모형

여기에 제시된 분배모형은 포스트케인즈학파의 갈등모형(conflicting claims model)(예컨대 Rowthorn 1977, Arestis 1986)의 성격을 띤다. 이 모형에서는 노동비용의 변화와 인플레이션 과정을 노동과 자본사이에 이해갈등을 일으키는 노동시장에서의 교섭의 결과로 설명한다. 이런 점에서 이 모형은 기술과 선호가 생산요소의 상대수익률을 결정하는 신고전주의 모형과는 사뭇 다르다. 우리는 이 모형에, 경제활동의 주어진 수준에 대해 분배갈등을 증가시킬 수도 있는 세계화의 영향 요인들을 집어넣었는데, 그 결과는 임금교섭력(wage bargaining)과 분배 곡선의 하향이동으로 나타난다.

노동자들의 열망과 교섭력이 노동시장에서의 임금결정과정을 결정한다. 노동자들은 예상가격 수준 p^e 와 기대생산성 $prod^e$ 하에서 1인당 명목임금 w 를 협상한다. 노동자들의 교섭력은 거시경제적 환경뿐 아니라 고용

를(고용/노동인구) E/N에 반영된 노동시장의 조건에 따라 달라진다. 설명의 편의를 위해 우리는 국제변수의 벡터를 *global*이라고 정의하고 논의할 것인데, 이것들로부터 임금점유율의 기복적 추약식이 유도되었다. 그러면 *w*(임금의 로그값)는 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$w_t = b_0 + b_1 e_t - b_1 n_t + b_2 global + p_t^e + prod_t^e \dots \text{식(3-1)}$$

모든 변수는 로그를 취한 값이고 계수는 모두 양수이다.

고용(*e*)은 노동수요에 의해 결정된다. 노동수요는 생산(*y*)의 증가함수이고 실질노동비용의 감소함수이다. 실질노동비용은 총산출에서 차지하는 노동의 몫(*ws*)이다. 고용의 결정에는 전기(前期)의 고용으로부터의 확실한 이력현상(*hysteresis effect*)이 있어서, 전기의 *y* 값과 전기의 *ws* 값의 영향을 받는다. 이리하여 다음과 같은 일반식을 얻게 된다. 여기에서 노동비용이 고용에 유의한 영향을 끼치는지 여부가 실증의 대상이 되는 질문이다.

$$e_t = e_0 + e_1 y_t + e_2 y_{t-1} - e_3 ws_t - e_4 ws_{t-1} \dots \text{식(3-2)}$$

가격과 생산성에 대한 예상은 불완전하게 이루어진다. 즉,

$$p_t^e = \alpha \cdot p_{t-1} + \beta \cdot p_t \dots \text{식(3-3)}$$

$$prod_t^e = \sigma \cdot prod_{t-1} + \omega \cdot prod_t \dots \text{식(3-4)}$$

상관계수 $\alpha, \beta, \sigma, \omega$ 는 기대 형성과 노동자의 교섭력에 의해 좌우된

다. 특히, $\alpha + \beta < 1$, $\sigma + \omega < 1$ 이면, 임금은 인플레이션과 생산성에 불완전하게 연동(imperfectly indexed)된다.

칼레츠키적 설명에 따르면 가격은 가변비용에다가 이윤을 더함으로써 결정된다. 실로스-라비니(Sylos-Labini, 1979)에 따르면 이 가변비용은 노동비용과 국내 수입 원자재 비용을 포함한다. 선형화되고 단순한 모형에서 가격 p (로그값)는 $1+m$ (이윤율 mark-up rate)와 같다. 즉 가격은 회사의 시장지배력 더하기 임금몫 ws 로 표현되는 단위 노동 비용, 그리고 환율(x)의 당기와 전기 값으로부터의 전이효과(pass through effect) 등의 합에 의해 결정된다. 환율은 수입의존도와 기업의 가격결정능력(mark-up power)에 좌우된다(이것은 아래에 i_1 과 i_2 라는 계수에 반영된다) :

$$p_t = m + \Phi ws_t + i_1 x_t + i_2 x_{t-1} \dots\dots\dots \text{식(3-5)}^{43}$$

다른 한편으로 생산성(의 로그값)은 정의상 생산(y), 빼기 총고용(즉 생산직과 비생산직 종업원수의 합)이다. 고용량이 고정된 경우 생산성은 생산의 증가함수가 된다.

$$prod_t = (1 + \delta)y_t - e_t \dots\dots\dots \text{식(3-6)}$$

실제 임금 점유율(의 로그값)은 정의상, 협상된 임금에서 실제 가격과 실제 생산성을 뺀 값이다:

$$ws_t = w_t - p_t + prod_t \dots\dots\dots \text{식(3-7)}$$

43) 실제로 단위 노동비용의 명목치는 $P \cdot WS$ 이다. 따라서 $P = M_0(P \cdot WS + d \cdot P + f_1 X_1 + f_2 X_2)$ 이다. 식 (3-5)에서 로그함수 P 는 이 식에 대한 선형근사치이며, Φ 는 1보다 작은 양의 값을 갖는 계수이다.

방정식 (3-1)~(3-5)를 (3-7)에 대입하면, 임금점유율에 대한 다음과 같은 축약식을 얻을 수 있다.

$$ws_t = \lambda_0 - \lambda_1 y_t + \lambda_2 y_{t-1} + \lambda_3 ws_{t-1} - \frac{(1-\beta)i_1}{\varphi} x_t - \frac{((1-\beta)i_2 - \alpha i_1)}{\varphi} x_{t-1} - \frac{b_1}{\varphi} n_t + \frac{b_2}{\varphi} global \dots \dots \dots \text{식(3-7a)}$$

여기서 $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$, 의 부호는 확실하지 않으며, 계수 φ 은 양수이다.⁴⁴⁾ 상수항은 마크-업 수준(mark-up level)과 교섭, 그리고 고용 등의 외생적 영향을 나타낸다. 추정의 단계에서 이 변수들의 변화는 오차항에 나타날 것이다.

당기 생산이 임금점유율에 미치는 영향은 노동수요를 통해 작용하는 양(+)의 교섭 효과와 예상하지 못한 혹은 반영되지 않은 생산성의 향상을 통한 작용하는 부(-)의 효과의 상대적 크기에 의해 결정된다. 따라서 임금점유율은 이 효과들에 따라 경기순응적 혹은 역행적 패턴을 보일 수 있다. 노동/산출 비율이 높고, 임금이 노동시장환경에 민감하게 반응하며, 생산성 향상이 임금에 빠르게 반영되면, 임금점유율은 경기순응적일 것이다. 우리는 뒤의 두 조건을 상호임금신축성(mutual wage flexibility)이라고 부를 수 있다. 따라서 노동/산출 비율이 높을수록, 그리고 임금이 상

44) $\lambda_0 = [b_0 + e_0(1 + b_1 - \omega - \sigma) - m(1 - \beta + \alpha)]/\varphi$
 $\lambda_1 = [e_1 b_1 - (1 - \omega)(1 + \delta - e_1)]/\varphi$
 $\lambda_2 = [e_2(b_1 + (1 - \omega)) + \sigma(1 + \delta - e_1)]/\varphi$
 $\lambda_3 = [-e_4 b_1 + \alpha \Phi - e_4(1 - \omega) + e_3 \sigma]/\varphi$
 $\varphi = [1 + e_3(1 + b_1 - \omega) + (1 - \beta)\Phi]$

y, ws, x의 2期 전 값은 시계열자료가 짧은 것을 감안하여 편의상 제외시켰는다. 이 값들은 추정 단계에서는 중요할 것이다.

호 신축적일수록 임금점유율은 더 경기순응적이 될 것이다. 한편, 전기의 성장이 임금점유율에 미치는 영향은 전기의 노동수요와 전기의 생산성 효과에 달려있다.

전기의 임금점유율의 효과는 분배충격이 지속적인지를 나타낸다. 그것은 전기의 노동비용 감소로 노동수요가 증가함에 따라 나타나는 교섭력 효과, 당기의 생산성향상 효과, 그리고 전기의 인플레이션과 전기의 생산성으로부터의 효과 등의 상대적 크기에 의해 결정된다. 전기의 인건비가 고용에 영향을 주지 않는다면, 분배에의 충격은 지속될 것이다.

끝으로, 당기 환율은 당기 인플레이션에 미치는 영향을 통해 임금점유율에 부(-)의 효과를 보일 것으로 예상된다. 그 효과의 크기는 해당 경제의 수입 의존도, 수입가격의 변화를 소비자에게 전가하는 기업의 능력, 그리고 노동자가 임금을 얼마나 인플레이션에 연동할 수 있는지에 의해 정해진다. 이 상관계수는 현재의 위기가 분배에 미치는 영향을 나타내 보일 것이다. 전기환율의 상관계수는 (부호가) 확실치 않은데, 전기환율이 당기 가격에 미치는 부(-)의 효과와, 과거 인플레이션에 대한 임금연동을 통한 정(+)의 효과의 상대적 크기에 따라 결정된다. 두 상관계수의 절대값이 서로 가깝다면, 이것은 예기치 못했던 평가절하로 인한 예기치 못한 인플레이션, 즉 평가절하율의 변화를 반영하는 것이라고 해석될 수 있다.

모든 설명변수들의 효과는, φ 의 값이 작을수록, 다시 말해 인건비가 고용에 미치는 효과가 작을수록, 그리고 현재 물가수준에 대한 물가연동 정도가 높을수록, 그 절대값이 클 것이다.

다음으로 세계경제에의 통합, 즉 국제교역과 FDI가 임금교섭과정에 미치는 역할을 설명해 보자. 이 변수들의 변화는 분명히 유효수요에 영향을 주어, 결과적으로 고용에 영향을 미치게 된다. 그러나 이 변수들은 또한 경쟁강도에 변화를 주어 주어진 경제활동 수준에서 노동자들의 교섭력에 더 큰 영향을 줄 것이다.

무역량(수출+수입/GDP)의 영향만 논의했던 이전의 연구들과 대조적으로, 이 장의 분석은 국제교역의 구성요소별로 그 효과를 각각 분석할 것이며, 또한 수출수요와 수입침투 효과 사이의 있을 수 있는 차이점들도 테스트할 것이다. 헉셔-올린정리와 스톨퍼-사뮤엘슨 정리에 기초한 전통적인 무역이론은, 노동집약산업에서 비교우위를 가진 개발도상국에서 생산의 노동집약도가 증가할 것이기 때문에, 생산의 교역의존도(수출/생산, 수입/생산)의 증가가 임금점유율에 (임금과 고용효과 모두를 통해) 장기적으로 정(+)의 효과를 보일 것으로 예상한다(Krugman and Obstfeld, 1994; Krueger, 1983). 비록 단기에는 특정 부문에 한정된 자본(sector-specific capital)의 이동성 부족이 지역을 넘나드는 생산의 최적 재배분을 가로막고, 그 때문에 임금점유율이 하락할 것이 예상되지만, 이것은 일시적인 현상이라고 주장한다(Edwards, 1988; Milner and Wright, 1998). 숙련노동자와 비숙련노동자를 구분한 전통적 무역이론에 따르면, 개방의 결과로 장기에는 비숙련노동자의 임금이 증가하고 숙련노동자의 임금이 감소할 것을 예상하는데, 개발도상국은 상대적으로 비숙련노동자가 많으므로, 이는 총 임금점유율의 증가를 의미한다. 하지만, 정치경제학적 연구에 따르면, 수출주도정책은 노동시장의 규제완화를 통해 힘의 균형을 자본 쪽으로 이동시키고, 45) 국제자본의 이동성과 아웃소싱에 의해 위협효과(threat effect)가 증가되는 현상을 동반한다. 이는 노동 길들이기 효과를 지니며, 결과적으로 자본이 받는 국제경쟁의 압력을 노동으로 전가시킨다(Burke and Epstein, 2001; Rodrik, 1998). 이것이 사실이라면, 개방은 분배곡선의 하향 이동을 야기할 것이다. 하지만 수입의 경우를 고려하면 추가적인 메커니

45) 무역 및 자본계정 자율화와 노동시장 규제완화는 구조조정을 위한 정책조합의 일부로 이루어져 왔는데, 이 추세는 노동자 조직률, 교섭력, 조직의 역량 등의 변수와 역의 상관관계에 있다. 그러나 제도적 변수들의 적절한 시계열 자료를 얻을 수 없었기 때문에, 이 장의 분석에서는 제외하였다. 개발도상국에서 세계화와 노동시장 제도의 변화, 노동시장의 성과 사이의 관계를 보려면 van der Hoeven and Saget(2004)를 참조할 것.

증이 있을 수 있다. 이 나라들의 수입의존도가 높기 때문에 만일 수입품이 반드시 국내생산품의 대체재인 것은 아니고 노동에 대해 보완재일 수 있다면, 부정적 효과는 나타나지 않을 것이다.

노동 내부적 분배 충격 역시 전통적 이론과는 사뭇 대조적으로 비숙련 노동자에 비해 숙련노동자의 임금 증가가 예상되는데, 이는 전통무역이론을 향한 비판이 된다. 이에 대한 설명은, 멕시코의 경우에 특히 두드러지게, 실증적 증거에 기초하고 있는데, 국제경쟁의 증가와 기술변화의 압박, 그리고 미국으로부터의 FDI유입이 비숙련노동자에 대한 상대적 수요에 불리하게 작용하였고, 생산에서의 기술편향을 증가시켰다(Feenstra and Hanson, 1997; Harrison and Hanson, 1999). 이 경우 만약 비숙련노동자가 노동인구의 대부분을 차지하면, 임금점유율이 하락하게 되고, 노동과 자본 사이의 불평등뿐 아니라 임금노동자들 간의 불평등도 증가시킨다. 이 문헌이 대부분 기술편향성에 초점을 맞추고 있기는 하지만, 생산의 국제화도 유용한 기술과 국제경쟁 때문에, 생산의 자본집약도를 증가시킨다. 인건비 절약으로 생산성을 향상시키려는 회사의 시도 역시 자본집약의 증가에 기여한다. 고쉬(Ghosh, 2006)는 생산의 세계화의 결과로서의 노동절약적 기술 변화는, 남측의 임금이 낮긴 하지만, 남북 모두에서 공통적인 특징이 되었으며, 개발도상국 중 성공적인 수출국들 대부분에서 생산의 고용탄력성이 하락하고 있다고 주장한다. 기술발전으로 인한 생산성향상 결과가 임금에 반영되지 못한다면, 비숙련노동자뿐 아니라 숙련노동자의 경우에도 임금과 임금점유율에 역효과를 낼 것이다.

FDI의 경우에 FDI의 증가가 노동수요를 증가시킬 뿐 아니라, GDP대비 FDI 비율의 증가가 외국자본과 함께 보다 생산적인 기술과 더 좋은 노사 관계를 기업에 가져옴으로써, 임금점유율에 긍정적 영향을 만들어 낼 것이라는 낙관적인 기대가 있다. 하지만 분명하게, FDI의 성질이 새로운 생산능력을 만들어내는 녹색(greenfield) FDI인지, 아니면 인수합병을 포함

하는 갈색(brownfield) FDI인지가 예상된 긍정적 파급효과를 실현하는데 있어 중요하다. 외국인직접투자(FDI)가 장기투자에 따른 순수한 이익을 위한 것이 아니고 주로 인수합병을 통한 것이라면, 주주 가치평가(shareholder valuation)를 통해 회사에 가해지는 압력이 증가하여 협상 과정에 더 큰 갈등을 불러일으킬 것이다. 또한 이 경우에는 사업장 규모 축소로 인해 FDI는 부(-)의 고용효과를 보일 것이다. 두 번째로, 회사수준에서 FDI의 정(+)의 효과가 실현되더라도, 그 파급효과는 매우 제한적일 것이며, 경제전반의 경쟁력과 고용, 그리고 임금에는 어떤 주요한 긍정적 효과도 미치지 않는 이중경제를 야기할 수 있다(Mencinger, 2003; Gallagher and Zarsky, 2004). 더 나아가 외국인직접투자는 작은 회사에 파괴적인 영향을 줄 수 있는데, 한편에선 이들 회사의 노동협상력을 더 악화시키고, 다른 한편으론 더 이상 경쟁할 수 없는 국내 작은 회사의 조업을 감소시킨다. 고쉬(Gosh, 2006)는 남쪽으로의 생산재배치 과정이 국내 외적 집적과 생산의 집중화라는 더 넓은 과정의 일부분라고 주장하는데, 그 과정은 국내의 크고 작은 회사들의 경쟁압력을 증가시킨다. 이 경우에 FDI는 숙련노동자라는 특정 집단을 선호할 것이고, 비숙련노동자의 임금과 총 임금점유율은 하락할 것이다. 세 번째로, 만약 FDI가 시장을 쫓는 대신 효율성을 쫓는다면, 낮은 인건비는 FDI를 끄는 주요인 가운데 하나가 될 것이고, 이러한 인건비의 비교우위가 반전되었을 경우에 일어날 수 있는 자본탈출(capital flight)의 징조는 경제의 FDI 노출 정도가 증가할수록 임금에 상당한 하향압력을 주어 '바닥을 향한 경쟁'을 낳을 것이다. 이상을 종합하면, FDI가 대부분 녹색 투자이고, 시장을 쫓으며, 국내 경제에 대한 강한 후방연계를 가질 경우, 임금점유율에 정(+)의 효과를 줄 것이다. 이런 경우가 아니라면 정치경제적 논의에 따라 부(-)의 효과가 예상된다.

제5절 추정결과

4절에서 유도된 임금점유율의 축약식이 실증적 추정의 기초를 형성한다. 이 축약식은 임금방정식에서 가격과 고용의 내생성에 연관된 기술적 문제들을 다루는데 특히 유용하다. 수출과 수입, FDI의 경우 내생성의 문제 때문에 이 변수들의 첫 번째 시차를 사용했다. 시차를 사용하는 것은 편리한 또 하나의 이유는 변수들이 오직 시간을 두고서만 분배에 영향을 미친다는 주장이 있기 때문이다.

부가가치와 환율에 뿐만 아니라 임금점유율과 수출비율, 수입비율에도 단위근(unit root)이 존재하기 때문에, 우리는 다른 형태로 이 모델을 추정할 것이다. FDI 유입/부가가치 비율은 세 나라 모두에서 변화가 없다. 따라서 그것은 수준 변수형태로 사용될 것이다.⁴⁶⁾

전통교역이론에 따르면, 시차구조의 관점에서 볼 때 임금점유율과 수출, 수입비율의 관계는 장기적 관계이므로, 단기적으로는 자본의 이동성 제약이 임금점유율의 저하를 가져올 수 있다는 것이 통설이다. 계량경제학적으로, 이것은 세 개의 $I(1)$ 변수 사이의 공분산 관계(cointegrating relationship)를 검사하는 것으로 환언되며, Johansen 검정의 결과 임금점유율 수준과 수출 및 수입 비율 사이에 공분산 벡터(cointegrating vector)가 존재함이 확인되었다.⁴⁷⁾ 그러므로, 우리는 전기의 차이(lagged differences), 수입 및 수출 비율의 수준, 그리고 전기의 임금점유율의 수준 등을 설명변수로 하여, 오차수정모형(error correction model, ECM)으로 임금점유율의 변화를 추정할 것이다. 수출 및 수입비율의 차이가 단기

46) 단위근 검정의 결과는 필자에게 요청 시 제공할 수 있다.

47) 공분산 검정의 결과는 필자에게 요청 시 제공할 수 있다. FDI 유입은 $I(0)$ 이기 때문에 임금점유율과 공분산관계를 가질 수 없다. 이러한 작업을 FDI의 충격에 대해서도 시도해 볼 수 있다. 그러나 관련된 데이터를 구할 수 없으며, 스톡변수 자료를 얻기 위해 다년간의 FDI 유입 및 유출액을 더하는 방법은 감가상각의 문제를 고려하지 못한다. 더구나 제조업 FDI 데이터의 제공기간이 매우 짧고 ECM 추정이 불가능하다.

효과를 반영하는 반면에, 그 수준은 장기의 효과를 보여줄 것이다. 엄밀한 확인작업을 위해, 오직 이들 변수들의 차이로만 단기적 관계를 추정할 것이다. 다른 I(1)변수인 부가가치와 환율의 경우, Johansen 검정 결과는 임금점유율과의 공분산관계를 나타내지 않는다. 이것은 또한 직관적으로도 이치에 맞는데, 실질 부가가치와 명목 환율은 무한변수인 반면에 임금점유율은 비율(ratio)이기 때문이다. 끝으로, 추정된 회귀방정식의 유의성 체크를 위해, 부가가치와 환율의 차이, FDI 유입률의 수준, 그리고 수출과 수입비율에 대한 ECM 등을 사용하는 자기회귀분배시차모형 (autoregressive distributed lag model, ADL)을 추정하였다.

노동인구의 증가율은 자유도를 얻기 위해 모델에서 빠졌는데, 그것은 유의하지도 않고 다른 계수들에 영향을 주지도 않기 때문이다. 게다가, 제조업 노동인구를 나타낼 만한 긴 시간의 도시 노동인구 자료도 존재하지 않는다.

모든 국가들 혹은 소득 집단이나 지역적 실체에 바탕을 둔 하위 국가군들을 통합(pooled) 패널자료추정에 의존했던 이전의 실증적 연구와 달리 (Rodrik, 1998; Diwan, 2001; Harrison, 2002; Lee and Jayadev, 2005), 이 장의 연구는 각각의 나라들에 대한 개별적인 추정을 바탕으로 한다. 그렇게 하는 것의 장점은, 통합 패널자료 추정의 경우와는 반대로 각 국가별로 설명변수의 계수와 상수항을 얻을 수 있다는 점이다. 통합패널자료 추정에서는 설명변수의 계수에서 국가간 동질성을 가정하는 단점이 있어서, 모든 국가간 차이가 오직 국가별로 특수한 고정 효과에 의해서만 파악된다. 아래에서 보게 되겠지만, 국가간의 경제정책의 차이가 중요하다면, 계수의 동질성을 전제하는 것이 유의한 계수와 그렇지 않은 계수의 평균값을 서로 반대 부호를 갖도록 만들 것이다. 또한 통계적 측정이나 방법론적 차이 때문에 변수들의 국가간 비교가 용이하지 않다면, 국가간 차이를 내포하는 패널자료 추정의 장점은 더 큰 단점으로 변할 것이다.

본 논문에 사용된 추정기법은 SUR(seemingly unrelated regression) 모형이다. 이 방법은, 예를 들어 아시아 위기 같은 세계적인 위기처럼, 국가에 한정된(country-specific) 설명변수로는 잡아낼 수 없는 공통적인 국제적 충격이 발생한 경우, 국가에 한정 잔차의 상관계수를 통하여 그러한 충격이 종속변수에 어떠한 영향을 주는 지를 확인하도록 해준다.

하지만 국가간 차이를 설명할 수 있다는 장점은 낮은 자유도라는 단점을 가져오는데, 이는 회귀분석에 동시에 포함될 수 있는 설명변수의 수를 제한한다. 세계화 변수를 반영하여 결합인자를 구성할 수 있다. 그러나 변수의 유의성에 대한 투명한 설명을 위해 그것들 역시 분리된 변수로 유지될 것이다. 이것은 또한 편리한데, 이용할 만한 교역과 FDI 자료의 시간 단위가 서로 맞지 않기 때문이다.

우선 세계화 변수가 포함되지 않은 기초모델의 결과를 논의할 것인데, 이 모델에서는 제조업 임금점유율의 로그값 변화가 제조업 부가가치 및 명목 평가 화폐가치 하락률의 전기 값과 당기 값의 함수로서 추정된다. <표 3-6a>은 이 회귀분석의 결과를 보여준다.⁴⁸⁾ 어느 나라에서도 임금점유율은 당기의 성장에 대해 어떤 순환적 반응도 보이지 않으며, 전기의 성장은 멕시코에서만 정(+)의 유의성을 보인다. 반면에 모든 나라에서 명목 화폐 가치하락은 임금점유율에 유의한 부(-)의 영향을 줄 것으로 예상되며, 전기의 명목 화폐가치하락은 유의하지 않다. 화폐가치하락의 부(-)의 효과의 경제적 유의성 또한 중요한데, 멕시코의 -0.14에서 터키의 -0.27에 이른다. 전기의 임금점유율은 모든 나라에서 유의하며 그 부호 또한 양수이다. 이 결과는 유의미 하지 않은 시차 변수들을 제외시킨 경우에도 여전히 유효하다.

48) Q-통계량은 국가 한정적 잔차들 사이의 일계 및 이계 상관관계가 존재하지 않음을 보여준다. 이 상관관계는 Q-통계량의 확률로 표현되는데, 추정 결과의 하단에 제시되어 있다.

〈표 3-6a〉 임금점유율의 로그값 변화에 대한 기본 모형(1972-2003)

	한국		멕시코		터키	
	계수	유의확률	계수	유의확률	계수	유의확률
상수	0.002	0.903	-0.028	0.179	0.024	0.693
$\Delta \log(\text{부가가치})_t$	0.095	0.382	0.401	0.166	-0.044	0.917
$\Delta \log(\text{환율})_t$	-0.202	0.003***	-0.144	0.010***	-0.272	0.019**
$\Delta \log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.228	0.118*	0.296	0.093*	0.295	0.099*
$\Delta \log(\text{부가가치})_{t-1}$	0.039	0.699	0.471	0.096*	0.355	0.374
$\Delta \log(\text{환율})_{t-1}$	-0.107	0.159	0.061	0.340	0.126	0.324
불황더미*	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{부가가치})_t$	-	-	-	-	-	-
불황더미	-	-	-	-	-	-
조정된 R2	0.449		0.422		0.136	
Durbin-Watson통계량	2.037		1.959		2.124	
Prob(Q-통계량)						
Null: no 1st order serial correlation	0.192		0.490		0.914	
Null: no 2nd order serial correlation	0.422		0.477		0.926	

주: 관측치=32

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1%의 유의수준을 나타냄.

〈표 3-6b〉 불황 상수항과 기울기 더미가 있는 모형

	한국		멕시코		터키	
	계수	유의확률	계수	유의확률	계수	유의확률
상수	-0.007	0.627	-0.042	0.251	0.148	0.061**
$\Delta\log(\text{부가가치})_t$	0.137	0.243	0.227	0.670	-1.409	0.044**
$\Delta\log(\text{환율})_t$	-0.212	0.004***	-0.119	0.022**	-0.297	0.006*
$\Delta\log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.229	0.100	0.275	0.091*	0.247	0.102*
$\Delta\log(\text{부가가치})_{t-1}$	0.055	0.574	0.697	0.014***	0.237	0.525
$\Delta\log(\text{환율})_{t-1}$	-0.098	0.177	0.105	0.096*	0.126	0.279
불황더미* $\Delta\log(\text{부가가치})_t$	1.014	0.130	2.371	0.017**	7.763	0.077*
불황더미	0.081	0.023	0.072	0.142	0.281	0.346
조정된 R ²	0.496	**	0.485		0.229	
Durbin-Watson 통계량	2.179		2.157		2.271	
Prob(Q-통계량)						
Null: no 1st order serial correlation	0.278		0.636		0.324	
Null: no 2nd order serial correlation	0.525		0.521		0.532	
Prob(성장+성장h*불황 더미=0)	0.069		0.004		0.089	

주: *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1%의 유의수준을 나타냄.

성장효과가 유의하지 않다는 점은 이 결과의 신뢰성에 대해 중요한 질문, 즉 시간이 지남에 따라 분배의 주기적 패턴(cyclical pattern)이 변한 것인가 하는 질문을 제기한다. 1980년대 이후에 이 관계에 통계적으로 유의한 단절은 없는 듯 보인다.⁴⁹⁾ 그러나 위기기간 동안에는 임금점유율의 주기적 양상이 이동할 수 있다. 이 문제를 다루기 위해, 불황 기간 동안의

49) 1980년대에 모든 나라에서 성장에 대한 기울기 더미는 유의성을 보이지 않는다. 또한 임금점유율 추정에서도 유의미한 (-)의 경향을 발견할 수 없었는데, 이는 중상위 개발도상국에 대한 Lee and Jayadev(2005)의 분석과는 일치하는 것이지만 Diwan(2001)과는 상이한 결과이다.

성장에 대해서는 기울기와 상수항 더미를 포함시켰다. 그 결과가 <표 3-6b>에 제시되어 있다. 성장의 계수와 불황시 기울기 더미의 합에 대한 결합유의성을 검증하기 위한 월드 검정(Wald test) 결과가 이 표의 마지막 줄에 제시되어 있다. 이로부터 위기 중에는 임금점유율이 모든 나라에서 경기순행적임을 알 수 있다. 보통의 해의 임금점유율은 한국과 멕시코에서는 주기적 패턴을 보이지 않지만, 터키에서는 역행적이다. 따라서, 경제가 수축하는 해 뿐 아니라 경기가 좋은 해에도 임금점유율이 하락한다. 반면에, 불황 상수항 더미는 한국에서만 유의한 양수인데, 불경기 때의 기울기와 상수항의 효과는 1%의 생산감소가 1.2%의 임금점유율 하락을 가져올 것을 나타낸다. 그 효과는 터키와 멕시코에서 더 크다. 한국이 겪은 위기는 매우 짧지만, 그럼에도 불구하고 불황이었던 해와 성장하였던 해 대신에 고성장해와 저성장해로 구분한다면 그 결과는 역시 유의미할 것이다. 모형에 다른 변수들을 추가할 때도 결과의 신뢰성은 전반적으로 계속되는데, 이에 대해서는 아래에서 논의할 것이다. 터키에서의 임금점유율의 경기역행성이나 한국과 멕시코에서의 성장에 대한 임금의 유의하지 않은 반응은 성장의 고용효과가 낮고, 유리한 노동시장 조건과 생산성 향상에 대한 임금의 대응성이 약하기 때문일 것이다. 이와 대조적으로, 불경기 동안 임금의 경기순행적 행태가 나타나는 이유는 고용에 대한 불경기의 부(-)의 효과가 매우 크기 때문이며, 또한 고용과 생산성에 부정적인 충격에 대해 임금이 매우 유연하게 반응하기 때문일 것이다.

이런 결과는 국가 패널에 대해 위기해와 비위기해로 나누어 추정하여 노동점유율이 비위기 해에는 경기순행적이고 위기 해에는 역행적이라고 논증한 다이완(Diwan, 2001)의 결과와는 다르다. 이러한 차이는 (가난한 나라와 부유한 나라 내부에서조차도) 이질적인 국가군을 한 데 섞어서 분석하였기 때문일 수도 있고, 또는 위기를 불경기를 겪은 해가 아니라 명목 가치하락율이 25%이상인 때로 정의한 것⁵⁰⁾ 때문일 수도 있다. 그리고

자료 내의 상관계수의 이동을 비교한 것이 아니라 시계열을 나누어 분석한 것 때문일 수도 있다. 끝으로 Diwan의 추정에는 계량경제학적인 문제가 있는데, 임금점유율과 (1인당) GDP를 수준 변수로 사용했다는 점이다. 임금점유율과 GDP는 둘 다 단위근을 가지지만, 그 사실이 이 두 변수가 모든 나라에서 공분산관계라는 것을 직접적으로 의미하지는 않는다. 이러한 기술적 논점들이 Diwan의 논문에는 언급되지 않았다. 더군다나 공분산은 장기적 관계를 나타내기 때문에 이 두 변수의 장기적 관계를 위기 해와 보통 해를 대비하여 설명하기에 유용하지 않다. 위기는 단기적 쇼크이며 그 효과는 단기 관계(GDP의 변화가 임금점유율의 변화에 미치는 영향)를 통해서 관찰될 수 있다. 추정의 유의도를 검사하기 위해서 우리는 기본모형에 대해 ECM 추정을 하였는데, 성장과 임금점유율 사이에 통계적으로 유의하거나 강한 장기적 관계를 발견하지 못했다. 반면 단기의 경기순행적 성장 계수는 모든 나라의 ECM 추정에서 강력하게 나타났다.⁵¹⁾

위기 해에 대해 이러한 결과를 해석하자면, 위기 동안의 임금점유율의 하락은 생산의 저하와 엄청난 화폐 가치 하락으로 설명된다. 임금점유율의 초기하락이 지속되는 것은 임금점유율 자체의 지연효과(lagged effect)와 관계가 있다. 따라서 불경기 중의 인건비 하락은 향후 고용에 큰 영향을 주지 못한다. 멕시코의 경우에, 전기의 성장 또한 유의하다. 멕시코의 경우, 전기의 명목 화폐가치하락이 양(+)의 유의성을 지니며, 이는 명목 화폐 가치하락률의 변화가 예기치 못한 인플레이션을 발생시킴으로써 임금에 충격을 주는 하나의 요소임을 말해준다.

이하의 실증분석에서는 세계화 변수의 결과가 불황 상수항과 기울기 더

50) 불황이 있었던 해는 명목 화폐가치 하락이 25% 이상이었던 해(멕시코의 경우 1993, 2001, 2003년 제외)를 의미한다. 그러나 터키와 멕시코에서는 높은 인플레이션에 의해 25% 이상의 명목화폐가치 하락이 반드시 위기를 의미하지 않았던 해도 있다.

51) 이 결과 역시 필자에게 요청시 제공할 수 있다. 분석의 신뢰성이 높아진 이유는 환율 수준을 포함시켰기 때문이다.

미의 설명에 기초하여 보고되어 있고, 더미가 없는 경우에 대하여서도 그 결과의 유의성이 보고되고 있다.

개방이 임금점유율에 미치는 효과를 조사하기 위해, 차이를 이용하여 ECM 모형과 단기적 관계를 추정하였다. ECM은 다음의 형태로 추정된다.

$$\begin{aligned} \Delta ws_t = & b_0 + b_{1i} \sum_{i=0,1} \Delta y_{t-i} + b_{2i} \sum_{i=0,1} \Delta x_{t-i} + b_3 \Delta ws_{t-1} \\ & + b_4 \Delta exp_t + b_5 \Delta imp_t + b_6 ws_{t-1} + b_7 \Delta exp_{t-1} + b_8 \Delta imp_{t-1} \\ & \dots\dots\dots\text{식(3-8)} \end{aligned}$$

여기에서 exp와 imp는 부가가치에 대한 수출과 수입의 비율이고, 모든 변수들은 로그값이다. 임금점유율에 미치는 수출/생산의 장기 효과는 $a_1 = b_7 / -b_6$ 이고, 수입/생산의 장기효과는 $a_2 = b_8 / -b_6$ 이다. $ws_{t-1} = a_1 exp_{t-1} + a_2 imp_{t-1}$ 은 장기의 관계를 나타낸다. 안정성을 위해서는 조정속도 계수 b_6 가 음수가 되어야 한다.

<표 3-7a>는 ECM 추정의 결과를 보여준다. 세 나라 모두에서 단기의 수출효과나 수입효과는 유의하지 않다(b_4 와 b_5 가 통계적으로 0이 된다). 그러나 장기에는, 멕시코와 터키의 수출비율과 임금점유율의 공분산관계가 유의하며, 전통적인 무역이론과는 반대의 부호를 갖는다. 장기적으로 경제의 수출집약도 증가는 임금점유율에 부(-)의 효과를 주며, 그 효과는 계량경제학적으로 유의하다(멕시코 -0.20, 터키 -0.27). 한국에서는 수출의 장기효과는 역시 유의하지 않다. 끝으로 장기에 모든 나라에서 수입은 유의하지 않으며, 이는 수입품이 국내 생산품의 대체제가 아님을 나타내고, 따라서 노동에 어떤 부정적인 경쟁압력도 주지 않음을 보여준다. 명목 화폐가치하락이나 심지어 성장, 전기의 변수 혹은 불황 더미변수를 통제하지 않더라도, 결과는 유의하다. 다른 무역 관련 요인을 배제하더라도 수출

과 수입에 대한 결과는 여전히 유의하다. 명목 화폐 가치하락의 계수와 불경기 효과도 기초분석 모형에서 유효하다.

〈표 3-7a〉 임금점유율 로그값 변화($\Delta \log(\text{wage share})$)에 대한 무역의 효과(1972-2003) : ECM 모형

	한국		멕시코		터키	
	계수	유의확률	계수	유의확률	계수	유의확률
상수	0.721	0.412	2.057	0.000***	1.202	0.017**
$\Delta \log(\text{부가가치})_t$	0.050	0.707	0.051	0.899	-1.585	0.008***
$\Delta \log(\text{환율})_t$	-0.144	0.091*	-0.162	0.000***	-0.321	0.004***
$\Delta \log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.263	0.127	0.181	0.166	0.280	0.046**
$\Delta \log(\text{부가가치})_{t-1}$	0.023	0.844	0.013	0.962	0.116	0.756
$\Delta \log(\text{환율})_{t-1}$	-0.111	0.292	-0.046	0.465	0.241	0.052**
불황더미* $\Delta \log(\text{부가가치})_t$	1.145	0.071*	1.631	0.044**	6.609	0.073*
불황더미	0.068	0.057*	0.057	0.147	0.187	0.451
$\Delta \log(\text{수출/부가가치})_{t-1}$	-0.006	0.925	-0.038	0.338	-0.155	0.047**
$\Delta \log(\text{수입/부가가치})_{t-1}$	-0.047	0.613	-0.047	0.413	-0.101	0.399
$\log(\text{임금점유율})_{t-1}$	-0.163	0.154	-0.464	0.000***	-0.291	0.011***
$\log(\text{수출/부가가치})_{t-1}$	0.037	0.223	-0.095	0.003***	-0.079	0.031**
$\log(\text{수입/부가가치})_{t-1}$	-0.059	0.612	-0.007	0.854	0.029	0.639
조정된 R^2	0.461		0.661		0.395	
Durbin-Watson 통계량	2.327		1.878		2.293	
Prob(Q-stat)						
Null: no 1st order serial correlation	0.166		0.757		0.235	0.54
Null: no 2nd order serial correlation	0.384		0.867		0.235	0.87

주: 관측치=32

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1% 유의수준을 나타냄.

<표 3-7b> 임금점유율 로그값 변화($\Delta \log(\text{wage share})$)에 대한 무역의 효과(1972-2003) : 단기모형

	한국		멕시코		터키	
	계수	유의확률	계수	유의확률	계수	유의확률
상수	-0.005	0.708	-0.026	0.468	0.159	0.040**
$\Delta \log(\text{부가가치})_t$	0.099	0.413	0.153	0.765	-1.482	0.020**
$\Delta \log(\text{환율})_t$	-0.181	0.019**	-0.131	0.008***	-0.394	0.000***
$\Delta \log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.197	0.232	0.172	0.295	0.202	0.173
$\Delta \log(\text{부가가치})_{t-1}$	0.084	0.461	0.514	0.086*	0.372	0.323
$\Delta \log(\text{환율})_{t-1}$	-0.118	0.209	0.128	0.040**	0.262	0.027**
불황더미* $\Delta \log(\text{부가가치})_t$	1.049	0.103*	2.454	0.011***	8.539	0.030**
불황더미 $\Delta \log(\text{수출/부가가치})_{t-1}$	0.067	0.063*	0.075	0.123	0.324	0.224
$\Delta \log(\text{수출/부가가치})_{t-1}$	0.010	0.866	-0.098	0.030**	-0.203	0.012***
$\Delta \log(\text{수입/부가가치})_{t-1}$	-0.088	0.260	-0.032	0.644	-0.063	0.567
$\log(\text{임금점유율})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-
$\log(\text{수출/부가가치})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-
$\log(\text{수입/부가가치})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-
조정된 R ²	0.473		0.521			
Durbin-Watson 통계량	2.209		2.152			
Prob(Q-stat)						
Null: no 1st order serial correlation	0.254		0.614			
Null: no 2nd order serial correlation	0.504		0.748			

주: 관측치=32

*, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1% 유의수준을 나타냄.

모형의 유의성 검사를 위해, <표 3-7b>는 설명변수로서의 변수들의 차이값 만을 포함한 단기 추정의 결과를 보여준다. 이 경우에, 멕시코와 터키의 단기 계수는 유의하지만, 멕시코의 계수의 경제적 유의성이 훨씬 작다.

마지막으로, 결과의 유의성을 검사하기 위하여 대안적인 추정 방법 역시 사용되었다. ECM의 대안으로써 벡터오차수정모형(VECM)이 사용되었다. ECM을 기반으로 한 하나의 식 대신, VECM은 모든 변수들에 대한 ECM 방정식 체계를 추정하게 되는데, 이들 변수들이 벡터자기회귀모형(vector autoregression model, VAR)의 형태로 내생적 관련성을 갖고 있다는 주장이 가능하기 때문이다. 하지만, VECM은 단일식 ECM 추정에서 사용된 SUR 방법(이 경우 국가 사이에 오차항들은 상관관계를 지닌다)을 사용하지 못하는 희생을 감수해야 한다. 그럼에도 불구하고 VECM의 결과는 ECM 결과와 매우 비슷하다.⁵²⁾ 사실 내생성에 대한 논의는 대부분의 ECM 추정에서 이루어지지 않지만, 공분산관계에 대한 해석은 - 이론에 근거하거나 그랜저 인과성검정(Granger causality tests)에 기초하여 변수들 사이의 인과성의 방향을 검토함으로써- 이루어진다. 본 분석의 경우, 그랜저 인과성 검정 결과는 터키와 멕시코에서 수출이 임금점유율을 야기하며(그 반대가 아니라), 임금 점유율과 수입 사이에는 인과성이 없음을 시사한다.⁵³⁾ 이것들은 <표 3-7a>의 ECM 결과에 기초한 해석과 일치하는 바이다. 한국의 경우, 인과성검정결과에 따르면 수출과 임금점유율 사이에는 인과관계가 없지만, 수입과 임금점유율 사이에는 쌍방향의 인과성이 있다. 그러나 ECM의 결과에서는 이 두 변수 사이의 유의한 인과관계를 확인할 수 없다. 마지막으로 결과의 유의성을 검사하기 위한 세 번째 검정과정으로써 도구변수접근법을 이용하여 단기에 관한 추정을 반복하였다.⁵⁴⁾ 하지만 자유도의 한계 때문에, 외생변수를 포함한 모든 변수들은 유

52) 필자에게 요청시 이 결과 역시 제공할 수 있다. VECM 모형에서 전기의 성장과 전기의 화폐가치하락은 외생변수로 취급되었다.

53) 필자에게 요청시 분석결과를 제공할 수 있다.

54) 3단계 최소자승추정법이 이용되었는데, 이는 국가간 오차항의 상관관계를 상정한 2단계 최소자승추정인 셈이다. 도구변수로는 내생변수 및 외생변수의 전기 값, 그리고 OECD의 GDP 자료가 이용되었다. 이 결과 역시 필자에게 요청시 제공할 수 있다.

의한 변수로 판명된다. 더욱이 공분산 관계의 유의성이 존재하는 상태에서, 단기보다는 장기에서의 논의의 근거로 사용하는 것이 더 바람직하다.

결과적으로 우리는 멕시코와 터키에서 제조업 수출분이 임금 점유율에 부정적인 영향을 주었다고 결론내릴 수 있다. 따라서, 수출집약도 증가의 부(-)의 교섭효과가 정(+)의 수요효과를 압도한다. 이러한 결과는 개방으로 인한 생산의 기술 편향(bias)에 기초한 설명과도 일치한다. 더욱이 터키나 멕시코와 같은 중간소득 국가가 비숙련 노동 집약적 생산에서 누렸던 과거의 이점이 중국이나 인도와 같은 저임금 국가가 세계교역 시장에 등장함으로 인해 상당한 도전을 받고 있다. 하지만 한국의 경우에는 수출이 기대했던 긍정적 효과를 가져오는 데 실패했지만, 산업정책이 존재했고 새로운 투자와 생산성 증가, 고기술-고부가가치 산업에 대한 특화에 의존하였기 때문에, 적어도 임금에 가해지는 부정적인 경쟁압력을 방지될 수 있었다.

FDI에 대해서는 두 가지 모형을 제시하였다. <표 3-8a>에서 멕시코의 경우에는 부가가치 대비 제조업 FDI 비율이, 한국과 터키의 경우에는 GDP대비 총 FDI 비율이 사용되었다. 이 분석 결과에 따르면, 멕시코의 경우 FDI는 임금점유율에 통계학적으로 유의한 부(-)의 효과를 보였지만 그 경제적 유의성은 작다(1%의 FDI유입/부가가치는 0.05%의 제조업 임금 점유율 감소를 가지고 온다). 한국과 터키의 경우, 임금 덩핑 효과나 긍정적 기대효과 모두 분명히 나타나지 않았다. 하지만 제조업 FDI/부가가치를 사용하면, (아쉽게도 1993-2003년의 아주 짧은 기간 동안만 추정이 가능하다) 터키에서는 부(-)의 효과로 나타난다. 이 효과는 역시 경제적으로 유의하지만, 자유도의 한계 때문에 주의 깊게 평가되어야만 한다. 모든 나라의 부가가치 대비 제조업 FDI를 사용한 이 모형에 대한 결과는 <표 3-8a>에 있다. 자유도의 한계 때문에 전기의 성장률, 환율, 불황 더미는 제외된다. 성장과 명목 화폐가치 하락, 유의하지 않은 시차변수 등을 제외

할 뿐 아니라 FDI에 대해 두 기의 시차를 사용하는 경우에도 <표 3-8a>와 <표 3-8b> 결과는 모두 유효하다.

<표 3-8a> 임금점유율(로그값) 변화에 대한 FDI의 영향 - 멕시코는 제조업 FDI/부가가치, 한국과 터키는 전체 FDI/GDP 이용

	한국(1977-2003) 관측치 27		멕시코(1982-2003) 관측치 22		터키(1972-2003) 관측치 32	
	상수	유의확률	상수	유의확률	상수	유의확률
상수	-0.002	0.883	0.026	0.525	0.194	0.029**
$\Delta \log(\text{부가가치})_t$	0.107	0.388	0.706	0.163	-1.445	0.041**
$\Delta \log(\text{환율})_t$	-0.162	0.055**	-0.083	0.0458**	-0.304	0.005***
$\Delta \log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.350	0.031**	0.080	0.565	0.216	0.193
$\Delta \log(\text{부가가치})_{t-1}$	0.045	0.658	0.977	0.000***	0.096	0.799
$\Delta \log(\text{환율})_{t-1}$	-0.077	0.295	0.069	0.207	0.079	0.513
불황더미* $\Delta \log(\text{부가가치})_t$	1.037	0.096*	1.629	0.048**	6.562	0.101*
불황더미 $\Delta \log(\text{FDI 유입/ 부가가치})_{t-1}$	0.069	0.033**	0.089	0.037**	0.214	0.473
조정된 R ²	0.539		0.747		0.208	
Durbin-Watson통계량	2.476		2.150		2.198	
Prob(Q-stat)						
Null:no 1st order serial correlation	0.171		0.878		0.482	
Null:no 2nd order serial correlation	0.392		0.986		0.605	

주: *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1% 유의수준을 나타냄.

unbalanced data 문제로 인해 공분산은 최대관측치 수로 나눈 값으로 축소 조정됨

<표 3-8b> 임금점유율(로그값) 변화에 대한 FDI의 영향 - 제조업
FDI/부가가치 이용

	한국(1986-2003) 관측치 18		멕시코(1982-2003) 관측치 22		터키(1993-2003) 관측치 11	
	계수	유의확률	계수	유의확률	계수	유의확률
상수	0.010	0.592	0.088	0.029**	0.277	0.007***
$\Delta\log(\text{부가가치})_t$	-0.048	0.798	0.752	0.010***	-0.142	0.771
$\Delta\log(\text{환율})_t$	-0.266	0.010***	-0.079	0.080*	-0.339	0.006***
$\Delta\log(\text{임금점유율})_{t-1}$	0.394	0.029**	0.312	0.031**	0.127	0.562
$\Delta\log(\text{부가가치})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-
$\Delta\log(\text{환율})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-
불황더미*	-	-	-	-	-	-
$\Delta\log(\text{부가가치})_t$ 불황더미	-	-	-	-	-	-
$\Delta\log(\text{FDI 유입/ 부가가치})_{t-1}$	0.005	0.604	-0.051	0.008***	-0.222	0.004***
조정된 R ²	0.467		0.607		0.453	
Durbin-Watson통계량	0.034		0.058		0.099	
Prob(Q-stat)	2.593		2.309		2.002	
Null:no 1st order serial correlation	0.164		0.357		0.525	
Null:no 2nd order serial correlation	0.364		0.488		0.813	

주: *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 그리고 1% 유의수준을 나타냄.
unbalanced data 문제로 인해 공분산은 최대관측치 수로 나눈 값으로 축소 조정됨

마지막으로 결과의 유효성을 입증하기 위해 도구변수를 이용한 세 단계 최소자승법을 사용하여 <표 3-8a>의 추정이 반복되었다.⁵⁵⁾ 터키와 한국의 경우 FDI가 유의한 영향을 끼치지 않는다는 분석이 여전히 유효하였고, 멕시코의 경우에도 역시 유의하지 않는 것으로 판명됐다. FDI의 (통계적

55) 내생변수와 외생변수의 전기 값이 도구변수로 이용되었다.

으로 유의미한) 부(-)의 효과의 경제적 유의성 또한 낮은 것을 감안한다면 (<표 3-8a>의 결과에 따르면), 멕시코의 사례는 두 가지 다른 방법을 통해 공통의 결론, 즉 FDI가 임금점유율에 미치는 정(+)의 효과가 없다는 근거가 된다고 볼 수 있다.

그럼에도 불구하고 멕시코의 FDI에 대한 결과는 흥미로운데, 왜냐하면 그 결과가 멕시코의 FDI 유치를 위한 저임금 전략이 제조업의 임금 점유율에 어떠한 긍정적인(+) 효과도 일으키지 못한 것을 보여주고 있기 때문이다. 멕시코 FDI의 72%가 새로운 그린필드 투자임에도 불구하고 (Gallagher and Zarasky, 2004), 이것이 초래할 수 있었던 정(+)의 효과는 효율을 쫓는 FDI의 특징, 국내시장과의 약한 통합, 그리고 자본탈출이라는 위협효과 등에 의해 상쇄되었다. 한국과 터키 또한 제조업의 임금점유율에 미치는 FDI의 정(+)의 파급효과가 나타나지 않는다. 하지만 이 두 나라는 FDI 유입이 매우 낮은 수준이며, 1990년대 후반과 2000년대의 경제위기 또는 위기 이후의 시기에 노동을 희생시키는 주요한 교섭관계의 변화가 일어났다는 점에서 공통점이 있다.

이러한 결과가 특정 국가에 한정된 것이고 이전의 실증적 연구들이 패널데이터를 분석한 결과와 직접적으로 비교할 수 없더라도, 여타 결과와의 비교는 우리의 결과들이 일반적인 경향에 얼마나 부합되는지를 보여줄 수 있을 것이다. 명목 화폐 가치 하락과 무역의 영향(멕시코와 터키의 경우)에 대한 결과는 Lee and Jayadev(2005), Harrison(2002), Rodrik(1998)의 결과와 일치한다. Diwan(2001)과 비교하면, 명목 화폐가치하락률의 효과에 대한 결과는 역시 일치하나, 무역의 효과에 대해서는 같지 않다. 그는 보통의 해에는 무역의 부(-)의 효과가, 위기를 겪는 해에는 정(+)의 효과가 나타난다고 하였다. 하지만 그의 추정방법은 수출과 노동비용 사이의 내생성의 문제, 그리고 시계열적 특성을 고려하지 않았다. 무엇보다 무역효과에 대한 우리의 결과는 산업정책에 대한 국가특정요소의 중요성을

말해준다. 또한 교역량이 단일한 영향을 주는 것이 아니라, 수출과 수입이 서로 다른 영향을 끼친다. FDI의 경우에, 멕시코에서는 낮은 부(-)의 효과 혹은 유의하지 않은 효과, 터키에서는 복합적인 결과를 보여주었고, 한국에서는 영향이 없었는데, 이것은 유의한 부(-)의 효과를 언급했던 Harrison(2002)의 결과와 완전히 부합하지는 않는다. 이것은 아마도 패널 자료의 사용이나, 인과관계를 역으로 추정하는 등의 내생성의 문제와 관계가 있을 것이다. 이 장의 분석 결과는 주의 깊게 해석되어야 하지만, 국가들 간의 차이점의 중요성이 반드시 고려되어야 한다.

제6절 소결

이 장은 포스트 케인즈 학파의 분배모형에 근거하여 한국, 멕시코, 터키의 제조업에 대한 분석을 통해 세계화와 위기가 임금점유율에 미치는 영향을 논의하였다. 세 나라 모두에서 1990년대 이후의 위기는 제조업 임금점유율에 대해 명확하고 지속적인 부(-)의 효과를 주는 반면, 개방의 효과, 특별히 국제교역에서의 개방의 효과는 산업정책구조에 달려있다.

위기의 효과에 대해서는, 세 나라 모두에서 위기 다음해에 생산은 강하게 회복되었지만, 임금점유율의 하락은 더 오래 지속되었다. 매우 흥미롭게도, 멕시코와 한국에서 보통의 해에는 임금점유율이 분명한 경기순행적 패턴을 보이지 않았지만, 위기 중에는 세 나라 모두에서 역행적이다. 따라서, 임금점유율이 경기가 좋은 해의 성장에는 반응하지 않다가, 경기가 수축할 때 하락하게 된다. 더구나 터키에서는 임금점유율이 보통의 해에 경기 역행적이다가 위기 때는 순행적이어서, 자본은 성장의 이득을 취하고 노동은 위기의 짐을 지게 된다.

자유화의 초기 단계의 공식적인 평가절하를 통한 것이든, 혹은 금융위기 이후의 발생하였든, 세 나라 모두에서 자국통화의 가치하락은 임금점

유율에 유의한 부(-)의 영향을 준다. 엄청난 평가절하는 인플레 충격을 야기하는데, 이는 예견되지도 않은 것이었고 위기 기간 동안 분배투쟁이라는 힘든 조건 하에서 임금에 반영되지도 못했다.

개방이 임금점유율에 미치는 영향에 대한 전통적 무역이론의 긍정적 기대(이것이 구조적응 프로그램을 형성했다) 역시 관찰되지 않았다. 오히려 이와 반대로, 멕시코와 터키의 경우 수출이 세계시장에 더 노출됨에 따라, 교섭과정에서의 갈등을 심화시켰고, 결과적으로 제조업의 임금점유율에 부정적 압력을 주었다. 한국에서는, 새로운 투자와 생산력향상을 통해 국제경쟁 하에서의 지속적인 발전을 촉진한 국가의 적극적인(active) 산업정책이, 늘어나는 국제경쟁 속에서 임금에 가해지는 부정적 압력을 덜어주었다.

FDI의 경우, 임금점유율에 정(+)의 영향을 끼친다는 근거가 발견되지 않았다. 멕시코의 높은 자본유입량은 임금점유율에 아주 적은 영향을 끼쳤고, 특히 NAFTA이후에는 심지어 부(-)의 영향을 주었다. FDI의 정(+)의 효과가 없는 것은, 심지어 FDI의 대부분이 그린필드 투자라고 하더라도, 국내 후방연관효과가 낮고 효율성만을 추구하는 FDI가 압도적이기 때문이다. 터키에서는 제조업 FDI가 임금점유율에 부(-)의 영향을 준다는 증거가 있지만, 그 결과는 제한된 시계열 자료 때문에 주의 깊게 해석되어야 한다. 한국의 임금점유율은 FDI의 영향을 받지 않았다. 그러나 어떤 대가를 치르더라도 FDI를 유치하려는 것은, 특히 노동점유율의 입장에서는, 좋은 전략이 아닌 듯 보인다고 결론내릴 수 있을 것이다.

실증적 분석이 제조업에만 국한되었기 때문에, 이 결과들이 경제 전체에 어떤 함의를 지니는지를 마지막으로 언급하도록 한다. 첫째로, 제조업이 비교역부문에 비해 개방으로 인한 교역증가에 더 큰 영향을 받는 것은 사실이다 하지만 교역부분에서나 비교역부분에서나 자본유동성과 FDI유입을 통해 받는 세계화의 영향은 유사할 것이다. 두 번째로, 제조업은 노

동시장에서 상대적으로 더 조직화된 부문을 대표하며, 다른 부문에 대해 임금결정 선도자의 역할을 한다. 따라서 다른 부문이 임금의 더 큰 하락을 경험하거나, 아니면 비슷한 경향을 보일 것으로 예상할 수 있다. 특히 위기뿐만 아니라 성장이 전반적으로 둔화되는 현상의 영향을 고려하면, 제조업에서조차 임금 불평등이 증가하고 있는 상황에서는, 덜 조직화된 비교역 부문에 미치는 영향이 훨씬 가혹할 것이다 (Galbraith et al, 2000).

주요한 개발도상국 세 나라의 제조업에 관한 분석 결과는 세계화의 과정이 노동에 대한 약속을 이행하지 않았다는 것을 보여준다. 산업 발전 우선순위와 소득정책에 기반하여 기획된 무역정책이 없는 상황에서, 증가된 국제경쟁압력은 노동으로 전가되었다. 더군다나 세계경제의 위기발생 빈도증가는 소득에 있어서 임금의 점유율을 지속적으로 하락시켰다. 세계 수출시장에 대한 의존성과 투기적 자본흐름의 파괴적 영향력은 각 나라들로 하여금 지속적인 발전경로를 유지하는 것을 더 어렵게 만들었다. 국제적 수요에 따른 잠재적 이익들을 실현하기 위해서는, 그리고 지속가능하며 평등지향적인 산업 재편을 위해서는, 산업과 교역정책, 그리고 소득정책의 조합이 요구된다. 이러한 결과는 대안적인 거시경제정책 틀과 그러한 정책에 적합한 환경을 제공해 줄 새로운 세계기구를 요한다.

제4장 OECD 국가들에서 금리생활자 수익(Rentier Returns)의 관련 현상

제1절 머리말

지난 20년간에 걸친 OECD 국가들의 성장과 분배의 변화를 고찰해보면 금융 시장과 행위자들 그리고 금융 기관들(institutions)이 경제 발달의 원동력으로서 그 이전 수 십 년 동안에 비해 훨씬 더 큰 역할을 해 왔다는 점을 강조하지 않을 수 없다. 지난 30년간 실물경제에 비해 금융시장의 크기가 커졌으며, 2차대전 이후 만연해온 통설과 달리 엄청나게 빠른 속도로 금융 자유화와 금융 기관 민영화가 이루어졌다. 그러나 다소 놀랍게도, 주류 경제학의 대부분은 금융을 경제의 다른 어떤 하위 부문의 대두에 비해 특별히 중시하지 않았다. 반면, 케인즈와 맑스를 축으로 하여 대안적 이론을 표방하는 학자들은⁵⁶⁾, 이를 현대 자본주의의 특성, 특히 분배적 성격에서의 근본적인 변화라고 간주하고 있다.

이러한 전통은 계급 개념을 통해 소득 분배를 파악하는 것, 다시 말해서, 소득의 인적 분배가 아닌 기능적 분배로 소득분배를 이해하는 것에 훨씬 익숙하다. 이 전통의 연구들에서는 공통적으로 다음의 역사적인 사실을 받아들이고 있다. 즉, 1970년 후반과 1980년대 초반의 미국과 유럽에서의 역사적·정치적인 변화는, 금융 시장과 이들 시장에서 활동하고 그곳에서 수익을 얻는 많은 금융 기관들과 개인의 역할을 확장시켰다. 금리

56) 일부를 예로 들더라도 Pauly, 1997; Henwood, 1998; Boyer, 2000; Yeldan, 2000; Brenner, 2002; Duménil and Lévy, 2004, 2005; Stockhammer, 2004; Patnaik, 2003; Krippner, 2005; Epstein, 2005; Crotty, 2005 등을 들 수 있다. 이 문제는 힐퍼딩(Hilferding, 1981) 이래로 맑스주의 문헌에서는 중요한 문제였다.

생활자(rentier)라고 일컬어지는 이들 행위자는 뚜렷한 계급을 형성하며, 두 개의 다른 주요 계급, 즉 산업 자본가 및 노동자계급과 경쟁 관계를 형성한다. 금리생활자 계급이 점점 강력해지면서 그들은 그들에게 이익이 되는 정책을 훨씬 효율적으로 추진할 수 있었다. 예를 들어, 낮은 인플레이션, 낮은 수준의 재정적자 혹은 반(反)노조법의 촉진(임금인상 인플레이션을 억제하기 위한)을 우선시하는 모든 정책들은, 정치적으로 더욱 더 영향력이 있는 금리생활자 이익 집단들로부터 지지를 받아 왔다. 이와 유사하게 국내외적인 금융규제 완화는 금리생활자 수익을 확대시키기 위해 그 범위를 넓혀왔다.⁵⁷⁾

폭넓게 받아들여지고 있는 이 같은 설명에도 불구하고, 계급으로서의 금리생활자와 경제에서 그들의 역할에 대한 실증 연구는 극히 드물다. 그 이유 가운데 하나는 특히 금융 시장에서 행위자의 형성과 이들이 금융시장에 관련되는 방식이 이전보다 훨씬 더 복잡해지고 있기 때문에, 금리생활자가 무엇을 의미하는지에 대한 의미 있고 일관된 정의를 세우는 것이 어렵기 때문이다. 예를 들어, 연금기금(pension funds) 또는 상호기금(mutual funds) 또는 단기 거래자(day traders)를 어떻게 구분할 수 있겠는가? 본 연구는 이 계급을 이루고 있는 구성 인자들에 대한 합의를 이루어 내고자 하는 것이 아니라, 각 행위자들의 이해가 궁극적으로 금융 시장에서의 수익의 공동 추구로 수렴된다는 점에 주목하고자 한다.

이와 같이 이 장에서는 '금리생활자 계급'이란 통상적 표현을 경험적으로 입증하고자 한다. 특히, 본 장의 분석에서는 칼레키(Kalecki, 1990)로부터 금리생활자 계급의 소득의 정의를 활용할 것이고, 14개의 OECD국가들의 패널을 이용하여 금리생활자 소득과 관련된 상관관계(correlates)를 분석할 것이다.

57) 몇 가지 예로써, Epstein, 1981; Crotty and Epstein, 1996; Rodrik 1998a; Helleiner, 1994; Stockhammer, 2004 등을 볼 것

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 2절에서, 우리는 금리 생활자의 개념을 정의하고, 1960년대 이래 OECD 국가들에서 나타나는 기본적인 추세를 기술함으로써, 이 계급의 대두에 대한 역사적 설명을 제공할 것이다. 다음 3절에서는, 산업 자본가와 노동자의 상호작용을 상징함으로써 금리생활자의 소득에 관한 단순 협상 모형(simple bargaining model)을 설명할 것이다. 이는 부록 B에서 자세히 부연한다. 4절에서는 금리 생활자 소득에 있어서의 구조적 변수들과 다양한 정책의 효과를 평가하기 위해서, OECD 국가들의 부분 표본으로부터 금리 생활자 소득 결정 요인에 대한 패널 자료 분석을 시도할 것이다. 우리는 금리자유화, 노조 조직률의 감소, 해외 금융투자 수익의 증대, 그리고 금리생활자 수익 증대 사이에 강한 상관관계가 존재함을 보일 것이다. 이 상관관계는 분석 모형을 뒷받침할 뿐만 아니라 앞서 설명한 정치경제학적 가설들을 뒷받침할 것이다. 마지막 5절에서는, 본 연구의 함의를 도출하고, 향후 연구를 위한 몇 가지 제언을 할 것이다.

제2절 금리 생활자에 대한 정의⁵⁸⁾

금리 생활자, 금리생활자 소득 혹은 금리 생활자 계급에 대해 일반적으로 통용되는 정의는 없다. 금리생활자에 대한 가장 유명한 정의는 케인즈 (Keynes, 1936)의 것으로, 금리생활자는 기능하지 않는 투자자가 보유한 자본의 회소가치를 이용하여 자본 소유권(capital ownership)을 매개로 수입을 발생시키는 사람이라는 것이다. 본 연구에서 채택하는 정의는 이와 다소 다른 것으로서, 적극적 주체로서의 금리생활자의 개념을 더 잘 반영하는 것이다. 칼레키는 금리생활자 소득을 금융회사의 소유자들이 얻는

58) 이 부분에 대한 설명은 Epstein and Jayadev (2005)에서 가져온 것임.

수입과 더불어 일반적으로 금융 자산의 보유자들이 얻는 수익을 나타내는 것으로 사용한다(Kalecki, 1990). 이와 같은 이해에 따르면, 금리생활자 소득은 노동에 의해 벌어들이는 소득과 구분되며 비금융 회사의 소유로부터 벌어들이는 소득(케인즈의 표현에 따르면 산업 자본가들의 소득)과도 구별된다.

노동자가 금융 자산을 소유했다는 점에서 얼마간의 금리생활자 소득(rentier income)을 얻을 수 있다는 것에 유의할 필요가 있다. 제조업체 CEO의 경우도 마찬가지이다. 이와 같이 금리생활자의 소득에는 금융 자산의 직접적인 소유권으로부터 제조업체 소유자가 받는 수익이 포함되지만, 금융 시장 활동에서 생겨난 제조업체의 이윤의 양은 분리해 낼 수 없다. 대부분의 국가들에서 금융 자산의 소유권은 굉장히 집중되어 있으며, 그렇기 때문에 금융 자산의 수익은 (임금 소득과는 반대로) 한정된 사람들에게만 이로울 것이다.

이 장에서 사용하는 금리생활자 소득에 대한 정의는, 주로 금융 활동에 종사하는 기업이 벌어들인 수익들과 모든 비(非)금융 비(非)정부 주체들, 즉 민간 경제의 나머지 부문들이 얻은 이자 수익이다. 즉 이 글에서 정의된 금리생활자 소득은, 금융 부문의 수익과 가계와 비영리단체들로부터 받는 이자 및 배당금을 의미한다.⁵⁹⁾ 따라서, 금리생활자의 소득 비중은 위에서 정의한 금리생활자 소득을 국민총생산(정부지출을 제외한 크기임. 그 이유는 정부 소득을 분자인 금리생활자 소득으로부터 제외했기 때문)

59) 이러한 정의는 몇 가지 판단의 문제를 내포하고 있다. 예를 들어, 가계가 비금융부문의 주식을 소유함으로써 얻는 배당을 포함시켜야 할 것인가의 문제가 있다. 일부의 논자들은 주식 소유의 증가가 금융화 과정을 반영하지 않으며, 비금융부문의 이자수익은 포함시키면서 배당금은 제외시키는 것은 자의적이라고 한다. 반면 다른 논자들은 기업의 이윤과 금융 수익을 구분하는 것이 중요하고, 따라서 비금융권 기업의 배당금을 금리생활자 소득에 포함시켜서는 안된다고 주장한다. 나아가, 원리 상으로 금리생활자 소득은 금융자산에 대한 자본이득을 포함하는 것이지만, 실제로는 자본이득에 대한 양질의 국가간 비교 데이터를 얻는 것이 불가능하다. 그 결과, 이 연구에서는 자본이득을 금리생활자 소득에 포함시키지 않았다.

으로 나눈 값이다.⁶⁰⁾ 게다가 부록 B 에서 자세히 보듯이, 순 금융자산에 대한 인플레이션의 영향을 고려하기 위해서 금리생활자 소득의 명목치를 조정하였다. 이 같은 조정을 한 이유는, 인플레이션 하에서 순(純)금융자산의 실질 가치가 하락하기 때문이다. 약간의 금리생활자 소득은 금융 자산의 가치손실을 보상하는데 불과할 정도이다. 그러므로 인플레이션 상황에서 금리생활자 소득의 수준은 과대 평가될 것이고, 그것을 감안하여 조정을 하지 않으면 안 된다.

이 장의 분석은 이러한 칼레키적 척도를 구성을 하는데 필요한 모든 요소들을 갖추고 있는 OECD 국가들에 초점을 맞출 것이다. 이는 잠재적 표본 크기를 감소시키는 단점을 가지고 있지만, 데이터의 횡단면 비교를 가능하게 하기 위해 필요하다. 이 장의 분석에서 사용된 데이터는 균일하지 않게 분포되어 있는데, 대부분의 국가들의 경우 1970년대부터(미국은 1960년) 1996년까지의 데이터를 사용할 것이다. 데이터가 이 시점에서 중단된 이유는 UN이 <국민계정체계(the system of national accounts), 1993> 에 기초하여 자료 수집을 변경하고, 그 결과 1996년 이후로는 적절한 비집계적 수준에서의 자료수집이 중단되었기 때문이다.

<표 4-1>은 표본에 포함된 국가들의 실질 금리생활자 소득비중(혹은 몫)의 변화추세를 요약하고 있다. 가장 중요하게 나타나는 패턴은 모든 국가들에 있어 실질 금리생활자의 소득 비중이 1960년대와 1970년대에서

60) 다음과 같은 몇 가지 이유에서 이는 엄밀히 말해 몫(share)이라기보다 구성부분(fraction)이라고 해야 할 것이다. 금리생활자 수익변수와 GDP 변수는 서로 다른 계정에서 계산된다. 재산소득(즉 이자 및 배당소득)은 UN SNA의 이차 소득분배계정에서 계산되는 반면 GDP는 일차 소득분배계정에서 계산된다. 다시 말해, 금리생활자의 소득은 반드시 현재의 생산적 활동으로부터 얻어지는 것은 아니다. 또 다른 복잡한 문제는 금리생활자 소득을 계산할 때, 민간부문 경제주체간의 이차지급액을 따로 빼지 않는다는 것이다. 그 결과 금리수취액은 금리생활자 소득의 '순' 금액이라기보다 '총' 금액으로 보는 것이 적절할 것이다. 마지막으로, 인플레이션을 감안하여 조정할 때 금리생활자의 실질소득이 음수가 되고 따라서 그들의 '몫'도 음수가 될 수 있다. 이와 같은 사정에도 불구하고 전체 경제활동의 결과 가운데에서 금리생활자에게 돌아가는 몫을 말하고자 할 때에는 몫이란 표현을 사용할 것이다.

보다 1980년대와 1990년대에서 더 높았다는 점이다. 그리고 대부분의 경우에 있어, 비중은 1980년대보다 1990년대에 있어서 두드러지게 높았다. 그리고 이들 데이터는 위에서 언급한, 금리생활자 비중이 신자유주의 시대가 시작된 1970년대 말과 1980년대 초 이래로 상승했다는 이야기와 일관성을 가진다.

〈표 4-1〉 금리생활자 실질 소득의 비중(1960년대 ~ 1990년대)

국가	연도	1960년대	1970년대	1980년대	1990년대	90년대-70년대	90년대-80년대
오스트레일리아	1975-1996		0.1%	5.6%	10.2%	10.1%	4.6%
벨기에	1985-1997			7.8%	9.0%		1.2%
핀란드	1977-1996		-0.2%	1.4%	6.2%	6.4%	4.8%
프랑스	1971-1996		-0.4%	5.6%	14.3%	14.7%	8.7%
독일	1978-1993		3.1%	6.6%	6.9%	3.8%	0.3%
영국	1971-1997		-4.2%	4.9%	8.6%	12.7%	3.7%
이탈리아	1978-1996		0.4%	4.2%	9.6%	9.2%	5.4%
일본	1971-1996		-0.6%	8.1%	8.7%	9.2%	0.6%
네덜란드	1978-1996		7.5%	11.9%	13.8%	6.3%	1.8%
노르웨이	1979-1997		5.4%	6.3%	8.1%	2.8%	1.8%
포르투갈	1977-1995		-11.4%	3.5%	10.6%	22.0%	7.1%
스페인	1981-1996			3.3%	9.3%		5.9%
미국	1961-1996	3.6%	1.8%	9.7%	10.2%	8.4%	0.5%

주: 금리생활자 실질소득 비중이란 인플레이션을 감안한 금리생활자 소득을 실질GDP로 정규화한 값임

제3절 단순협상모형

소득의 기능적 분배에 관한 기존의 정치경제학 연구의 이를 암묵적으로 건 명시적으로건 세 계급, 즉 노동자, 산업자본가, 그리고 금융자본가 사이의 동학이란 관점에서 분석한다. 이러한 정형화는 고전학과 경제학으로 거슬러 올라간다. 그러나 분석의 용이성과 명료성 때문에 대부분의 연구에서는 세 계급 가운데 두 계급 간의 관계만으로 분석으로 한정되었다.⁶¹⁾

61) Eckhard and Ochs(2003)은 대표적인 예외이다.

예를 들어 Harrison(2002)과 Jayadev(2005)는 산업자본과 노동자 간의 협상 관계를 모형화했고, Stockhammer(2006)는 산업자본과 금융자본간의 갈등에 주목하였다.

이들 연구가 유용하기는 하지만, 금리생활자 소득 추세 및 상관관계(correlates)에 거시 경제적 분석을 위해서는 이들 세 계급의 상호관계를 고려한 모형을 세울 필요가 있다. 이러한 목적에서, 이 장에서는 이들 세 집단의 교섭관계(bargaining framework) 하에서 금리생활자 소득 결정요인에 관한 단순 모형을 제시할 것이다. 이 모형은 금융자본가 계급의 대두에 관해 많은 문헌에서 논의된 바 있는 핵심적 관련 현상들을 보여줄 것이다. 이 모형은 부록 C에 제시되어 있다.

이 모형의 주된 목적은, 다음과 같은 많은 논의들에서 이해의 단초를 얻고자 하는 것이다. 금리생활자를 생산과정에서 (유동성/자금을) 투입함으로써 생산 잉여로부터 수익을 얻으려고 하는 계급으로 간주한다면, 이들의 수익은 경쟁 집단(산업자본가와 노동자)의 정치적 힘에 의존할 것이며 또한 자신들의 최종적 선택지(fallback option)를 강화하는 정책 - 예컨대 국제적 및 국내적 금융규제완화 - 에 의존할 것이다. 즉, 국제적 및 국지적 금리생활자들의 기회는 일국 안에서나 국제적으로 금융이 상당히 자유화됨에 따라 달라질 것이고, 그들은 잉여의 더 많은 부분을 요구할 수 있게 된다는 것이다. 자기들의 자본을 다른 곳에 투자하는 대안을 갖게 되기 때문이다.

제4절 계량경제학적 분석

1. 데이터

이 절에서는 금리생활자 수익에 대한 구조적 요인들과 정책적 효과들을 영향을 측정하기 위해 OECD 국가 패널자료에서 앞서 언급한 금리생활자 데이터를 사용하였다. 분석에 포함되는 기간은 데이터 가용성에 따라 국가별로 다르지만, 대개의 경우 1960년대에서 1990년대의 기간이다. 우리의 금리생활자 수익 척도는 인플레이션이 조정된 금리생활자 수익의 실질 국내총생산 대비 비율이다(혹은 앞서 설명한 바와 같이 GDP 대비 실질 금리생활자 소득의 비중으로 설명하기도 한다).

이 절의 분석의 목표는, 금리생활자의 수익의 증가에 대한 앞서의 설명을 실증적으로 뒷받침하는 것이다. 그런 까닭으로, 우리는 14개 OECD 국가들에 대해서, 교섭력, 금융규제완화, 금융 구조와 기타 요인들이 금리생활자 수익의 변화에 미치는 영향을 패널 데이터를 이용하여 분석할 것이다.

일부 논자들은 크래비스-쿠즈네츠 과정(Kravis - Kuznets process)이라고 알려진 일련의 과정에 따라 자본의 몫이 줄어들고 노동의 몫은 늘어날 것이라고 기대할지 모른다. 크래비스(Kravis, 1962, 1968)와 쿠즈네츠(Kuznets, 1966)는 모두, GDP비율 대비 임금소득이 상승하는(또는 마찬가지로 GDP 대비 자본소득이 감소하는) 주된 이유로 발전 과정과 구조적 변화를 강조하였다. 이 과정에 대한 대리변수로 여기서는 노동자 일인당 실질GDP(Penn world tables, version 6.1)를 이용하였다.

가. 노동자의 교섭력

노동자의 교섭력(bargaining power of labor)의 척도로는 일반적인 것을 사용한다. 즉 OECD 노동시장 통계에서 노동력 대비 노조가입원 총수의 비중을 이용하였다. 해리슨(Harrison 2002), 오르테가와 로드리게스(Ortega and Rodriguez, 2001), 자야데브(Jayadev, 2005) 등도 같거나 유사한 방법을 사용한 바 있다. 노조 조합원 비율은 (우리 모형에 있어서) 생산적 지대(productive rents)를 노동자에게 이전시킴으로써 금리생활자 수익에 있어 직접적인 (-)의 영향을 미치며, 신자유주의 정책의 이행가능성을 줄임으로써 간접적인 영향을 끼칠 것으로 예상된다.⁶²⁾ [그림 4-1(a)]는 우리의 표본 중 4개 국가들에 대한 사례를 보여주고 있고, [그림 4-1(b)]는 이와 유사한 패턴이 다른 많은 국가들에서도 나타날 것이라는 점을 시사하고 있다.

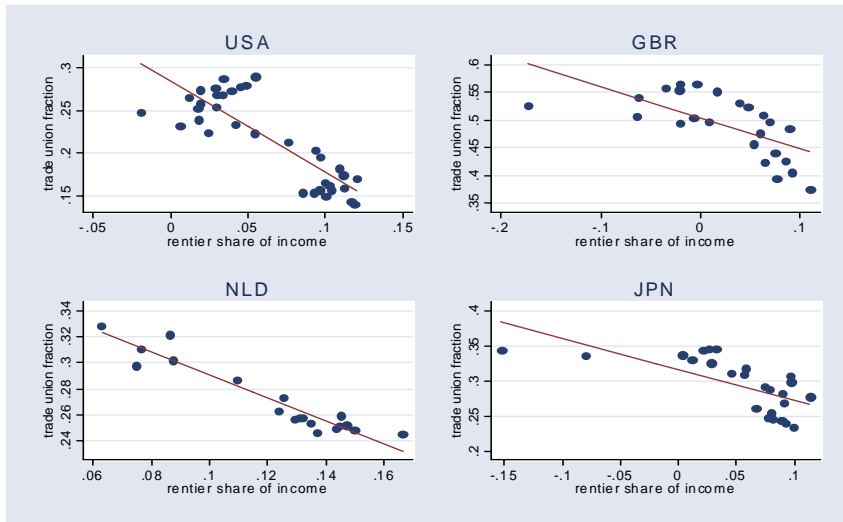
62) Mitchell and Erickson (2002)은 연방준비기금 의사록(federal reserve transcript)으로부터 인플레이션에 대한(따라서 금리생활 소득의 실질비율에 대한) 노동자 교섭력의 중요성을 잘 보여주는 다음과 같은 구절을 인용하고 있다.

그린스펀(Greenspan) 의장 : “당신은 노동조합이 그것에 대해 우려한다는 것을 알고 있습니다. 당신은 그건 멋진 일이라고 말했어요.”

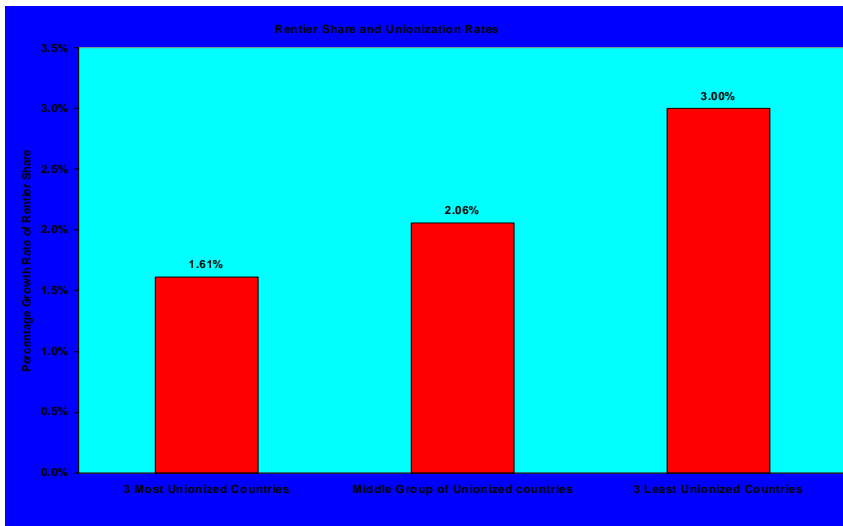
Syron: “맞아요. 그렇지만 우리는 AFL CIO에 참석하고 있는 게 아니에요 그들은 임금 인플레이션에 대해 우리와 다른 입장을 갖고 있는 것 같습니다.”

연방 공개시장위원회(the Federal Open Market Committee) 의사록, 1990년 2월. Mitchell and Erickson, 2000)에서 인용

[그림 4-1(a)] 주요 OECD 국가에서 노조가입률과 금리생활자 소득 비중



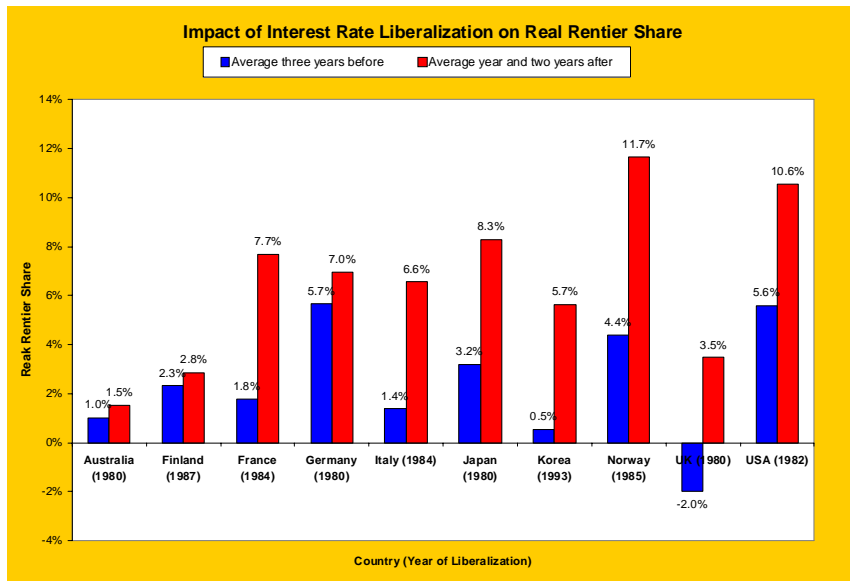
[그림 4-1(b)] 노조가입률과 금리생활자 소득비중의 증가



나. 금리자유화

국내 금리자유화에 대한 데이터는 메레츠와 카우프만(Mehrez and Kaufmann, 1999)에서 가져온 것이다. 이것은 국내 금리와 대출금리 자유화(lending rate liberalization) 여부에 따라 연도별로 더미변수 형식을 취하고 있다. 금융 규제가 실질금리를 시장 청산 수준 이하로 억누르고 있는 상태라면 이러한 자유화 정책은 단기적으로 금리생활자의 소득을 상승시킬 것이라고 예상할 수 있다. [그림 4-2]는 금리자유화 전과 후의 평균적인 금리생활자 실질 수익을 보여준다. 모든 국가들에 있어 자유화후에 이 지표는 분명히 상승하고 있다.

[그림 4-2] 이자율 자유화와 금리생활자 실질 소득



다. 금융 개방도

국제적 금융 개방도에 대한 대부분의 척도는 국제통화기금(IMF)이 매년 발간하는 『외환조정과 규제(Exchange arrangements and Exchange restrictions)』의 자료를 이용하여 구성된다(예를 들어 Quinn, 1997; Lee and Jayadev, 2005; Mody and Murshid, 2001를 보라). 여기서는 IMF의 분석을 1998년까지 연장한 모디와 머쉬드(Mody and Murshid) 지수를 사용하였다. 지수는 1~4의 값을 가지며, 모든 국제 계정상의 자본 유입과 유출에 대한 현존하는 제약들을 측정하여, 가장 적게 개방된 정도는 1로, 가장 개방된 정도는 4로 표현한다.

라. 재정적자와 정부지출비중

경제에 대한 정부의 개입 정도는 두 가지 대리변수, 즉 재정 적자(정부 금융통계 자료 이용)와 GDP 대비 정부지출 비중(Penn World Tables 6.1 이용)을 사용한다. 둘 모두에 대해서 분명한 선험적 판단을 갖고 있지 않다. 예를 들면, 일반적인 가정에 따르면 인플레이션을 염려하여 재정적자에 반대한다. 그러나 특히 실금리가 양일 경우, 재정적자는 금리생활자 수익에 대해 위험이 없는 요인이다.

마. 정부의 정치적 성향

일반적인 정치구조의 변화들을 포착하기 위해서 정부의 정치적 성향에 관한 척도를 이용해야 하는데, 여기서는 정부를 좌편향(left leaning), 중도(centrist), 우편향(right leaning)으로 구분하는 벡 등(Beck et al. 2001)의 지표를 이용하였다. 정부가 좌, 중도, 우편향을 지닐 경우 RIGHTWING이란 변수는 각각 1, 2, 3의 값을 갖는다.

바. 기타

우리는 Beck, Demirguc Kunt 과 Levine(1999)에서 제시된 경제의 금융 구조에 대한 변수들을 이용하였다. 특별히 두 가지 종류의 변수들을 주목하였다. 첫 번째는, 일반적인 은행 활동을 측정하고, GDP에 대한 예금의 비율을 나타낸다. 이는 금융 체제의 심화를 측정하는 일반적인 방법이다. 또한 금융 복잡도를 역(逆)으로 나타내는 척도로써 GDP에 대한 중앙은행자산의 비율을 사용하였다. 금융적으로 더욱 발전된 경제일수록 민간 금융기관이 보유한 자산의 비율은 더욱 커지고 따라서 GDP에 대한 중앙은행자산비율이 더욱 낮아진다는 것이다. 이러한 변수들은 다음과 같은 통념을 통제하기 위해 사용되었다. 그 통념이란 경제가 더욱 ‘금융화’됨에 따라 금리생활자 수익은, (이 연구의 분석대상인)정책이나 권력관계의 변화와는 무관하게, 금융 부문의 활동이 확대된 데 따라 함수적으로 증가한다는 것이다.

〈표 4-2〉 기술 통계량

변수	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
금리생활자 실질소득비중	292	0.06	0.05	-0.23	0.17
노동자 일인당 GDP(10만불)	280	0.37	0.09	0.13	0.57
노조 가입률	285	0.36	0.18	0.08	0.79
금리자유화	272	0.66	0.48	0	1
금융개방도	286	3.05	1.13	0	4
정부의 정치적 성향	264	2.16	0.99	0	3
적자재정	272	-0.04	0.04	-0.15	0.03
정부비중	275	0.12	0.05	0.03	0.23
GDP대비 예금액	233	0.76	0.26	0.32	1.42
GDP대비 중앙은행 자산	233	0.04	0.03	0	0.13

2. 분석결과

이 장의 분석에 사용된 자료는 1960년부터 1996년의 기간 동안 14개 국가들에 대한 292단위의 관측치를 포함하는, 상대적으로 제한된 것이다. 이 표본은 당초부터 작은 규모였지만 독립변수가 균등하지 않게 분포되어 있다는 것을 고려할 때 독립변수가 추가됨에 따라 가용 표본의 수는 줄어들고 표준 오차는 높아지게 된다. 게다가 누락된 변수들과 패널에서 변수들의 안정성을 다루는 것과 같은 중요한 계량경제학적 문제가 있다. 따라서, 관심의 대상이 되는 변수들 사이의 상관관계를 확인하기 위한 기본적 작업으로써 단순회귀분석부터 시작하였다. 우선 금리생활자 수익을 추세변수(trend variable)에 대해 회귀분석한 후, 독립변수들 사이의 상관관계를 확인하기 위해 순차적으로 통제변수를 추가시켰다. <표 4-3>이 그 결과를 보여주고 있다. 이 분석의 목적은 이질적 요인들이 금리생활자의 소득증가에 대해 어떤 영향을 미치는지에 대해 일반적으로 타당하고 견고한 설명을 제시하는 것이지 이들 사이의 관계를 정확히 추정하는 것은 아니다.

〈표 4-3〉 인플레이가 조정된 금리생활자 소득비중에 대한 OLS 회귀분석
결과(국가별 효과)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
추세	.005*** (0.0002)	.008*** (0.0008)	.007*** (0.0008)	.005*** (0.0008)	.006*** (0.0007)
노동자 1인당 실질GDP(10만달러)		-.48*** (0.11)	-.48*** (0.11)	-.36*** (0.11)	-.45*** (0.087)
노조가입률			-.20*** (0.04)	-.17*** (0.05)	-.16*** (0.05)
금리 자유화				.030*** (0.006)	.024*** (0.005)
금융개방도				.007** (0.002)	.006** (0.002)
정부의 정치적 성향					.003* (0.002)
재정적자					
GDP대비 정부비중					
GDP대비 예금액비중					
GDP대비 중앙은행 자산					
국가수	14	14	14	14	13
관측치	292	280	273	253	225
R ² (within)	0.52	0.55	0.59	0.64	0.69
금리자유화 = 금융개방도 = 0 일때의 F-test				F(2,230)= 17.6 P=0.00	F(2,206)= 16.3 P=0.00

주: 모든 추정치는 국가고정효과를 갖고 있음. 괄호 안은 표준오차. * 는 10% 수
준에서 유의, ** 와 ***는 각각 5%와 1% 수준에서 유의

모든 회귀분석 모형에 있어, 상대적인 초기부존자본량을 대리하는 노동자당 실질GDP의 추정계수는 음이다. 이것은 금리생활자 수익을 결정하는 한 가지 중요한 요소가 자본 부존량의 변화라는 것을 의미한다. 즉 노동자 일인당 GDP가 증가하면 금리생활자의 수익은 감소한다.

노조가입률로 측정한 교섭력은 예상한대로 금리생활자 수익과 강한 음의 상관관계를 가진다. 이 결과는 지난 20년간 많은 OECD국가들에 걸쳐 조직된 노동의 정치력의 감소가 금리생활자 수익이 다시 증가하게 된 원인 또는 그 결과들 중의 하나일지도 모른다는 주장을 뒷받침한다.

그와 동시에, 금융자본의 최후의 선택지와 관계된 변수들(금리자유화와 해외 수익률)은 예상된 부호로 나타나고 있다. 특히, 금리자유화의 영향은 놀라울 정도이다. 다른 모든 조건이 동일하다면, 금리에 대한 국내적인 제한을 없앨 경우 금리생활자 수익에 대해 일관되게 양의 효과를 미친다. 특히 대부분의 모형에서 금융개방도 및 해외 이자율에 영향 받는 금융시장 개방도는 모두, 비록 그 정도는 미미하지만, 금리생활자 수익에 양의 영향을 미친다. 금리생활자의 최후 선택지는 금리생활자들이 국내 자산이나 해외자산 또는 양자 모두에 투자해서 얻을 수 있는 수익에 대한 대안적 수익의 최대값이다. 때문에 이 두 변수를 모두 포함하는 모형에서는 금리자유화와 해외 수익률에 대해 결합 유의성 검증을 수행하였다. 예상대로 귀무가설, 즉 이들 변수들의 계수가 0이라는 가설은 기각되었다.

〈표 4-4〉 인플레이가 조정된 금리생활자 소득비중에 대한 OLS 회귀분석
결과(국가별 효과) - 계속

	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)
추세	.006*** (0.0007)	.007*** (0.0008)	.006*** (0.0009)	.006*** (0.0009)	.004*** (0.0008)
노동자 1인당 실질GDP(10만달러)	-.44*** (0.09)	-.47*** (0.09)	-.59*** (0.09)	-.56*** (0.09)	-.47*** (0.1)
노조가입률	-.16*** (0.04)	-.18*** (0.05)	-.17*** (0.05)	-.25*** (0.05)	-.19*** (0.06)
금리 자유화	.024*** (0.006)	.023*** (0.006)	.027*** (0.006)	.03*** (0.006)	.04*** (0.006)
금융개방도	.006** (0.002)	.006** (0.002)	.006** (0.003)	.001 (0.006)	
정부의 정치적 성향	.003* (0.002)	.003 (0.002)	.004* (0.002)	.002 (0.002)	
재정적자	0.02 (0.07)	0.06 (0.07)	0.1 (0.08)	-0.01 (0.08)	
GDP대비 정부비중		0.1 (0.07)	0.04 (0.07)	0.02 (0.07)	
GDP대비 예금액비중			0.012 (0.014)	0.011 (0.013)	
GDP대비 중앙은행 자산				-.72*** (0.15)	-.28*** (0.12)
국가수	13	12	11	11	12
관측치	220	218	187	187	216
R ² (within)	0.7	0.7	0.69	0.72	0.62
금리자유화 = 금융개방도 = 0	F(2,200) =13.42	F(2,198) =12.18	F(2,167) =16.31	F(2,230) =17.60	
일때의 F-test	P=0.00	P=0.00	P=0.00	P=0.00	

주: 모든 추정치는 국가고정효과를 갖고 있음. 괄호 안은 표준오차. * 는 10% 수
준에서 유의, ** 와 ***는 각각 5%와 1% 수준에서 유의

위의 분석으로부터 정부의 정치정향이 중요하다는, 유의성은 작지만 흥미로운 사실이 발견되었다. 정부의 정치적 성향 변수(RIGHTWING)의 계수는 모든 모형에서도 양의 값이고, 대부분의 경우 통계적으로 유의미하다. 설사 추세를 통제한다고 하더라도, 정부의 정치 정향이 우(右)로 이동할 때, 금리생활자들은 더 나아진다는 사실을 뒷받침한다.

놀랍게도 금리생활자의 수익에 대해 적자재정이나 정부의 비중의 영향은 없는 것으로 나타났다. 실제로 시차를 적용하여 공적 혹은 사적인 영역의 채무수준을 나타내는 여러 지표들에 대해서도 회귀분석이 시도되었지만⁶³⁾, 어떤 분석결과도 금리생활자 수익에 큰 영향력을 보여 주지는 못했다. 이러한 결과는 복지국가의 필요성에 따라 공적 및 사적 채무가 누적되면서 부채가 늘어나면서 금리생활자들도 이득을 볼 것이라는 통상적 주장과 상반되는 것이다. 설령 이러한 주장이 일부 국가(아마도 미국)에서 사실이라 할지라도, 다른 여러 국가에서는 확인되지 않는다.⁶⁴⁾

경제의 금융 구조를 나타내는 변수들은 혼합된 결과를 보여주고 있다. GDP 대비 예금비율로 측정된 은행 체제의 성숙도는 금리생활자 수익과 통계적으로 유의미한 상관성을 가지지 않는 반면, GDP 대비 중앙은행 자산으로 측정된 대출에 있어서의 중앙은행의 역할은 유의미한 상관성을 가진다. 또한 금융체제의 다각화 정도가 통제되면, 금융 개방을 나타내는 변수가 그 유의도를 잃는다는 점에서 이들 두 변수들 사이의 강한 상관관계가 있음을 유의할 필요가 있다.

63) Beck et al.(1999)에 따르면 이들은 정부 재정 통계(Government Financial Statistic)와 금융구조 데이터베이스(financial structure database)로부터 얻을 수 있다.

64) 예를 들면 이는, 금리생활자의 수익에 대해 Ferguson (2001)이 설명하는 바이다. 그러나 미국과 영국 이외의 나라에는 이러한 논리를 적용할 수 없다.

〈표 4-5〉 전체 변수에 대한 GLS추정		〈표 4-6〉 전체변수에 대한 GMM추정	
추세	0.0003 (.0005)	실질 금리생활자 소득비중 전기값 추세	.266*** -0.0592 .0039*** (.0009)
실질GDP (10만달러))	0.181*** (.045)	실질GDP (10만달러))	.43*** (.08)
노조가입률	-0.059*** (.006)	노조가입률	-.194*** (.053)
이자율 자율화	0.038*** (.005)	이자율 자율화	.0216*** (.0059)
금융개방도	-0.0003 (.0003)	금융개방도	-.001 (.002)
정치적 성향	0.0006 (.0026)	정치적 성향	.0025 (.0022)
재정적자	-0.12 (0.08)	재정적자	.00013 (.0007)
정부비중	-0.024 (0.05)	정부비중	.00048 (.0006)
예금액비중	0.04*** (.0104)	예금액비중	.0072 (.012)
중앙은행 자산	-0.524*** (.108)	중앙은행 자산	-.71*** (.14)
집단수	11	집단수	11
관측치	187	관측치	171
Wald Chi ²	394.84	Wald Chi ²	578.37
Prob>chi ²	0		

<표 4-5>는 패널내 이분산성을 통제하여 GLS 방법으로 모든 변수들에 대해 회귀분석 한 결과이다. 또한 <표 4-6>은 누락된 변수를 통제하고 안정성이란 표준적 문제점들을 고려하여 GMME(generalized method of moments estimator, the Arellano-Bond estimator)를 사용하여 전체변수에 대해 다시 회귀분석 한 결과이다. 여기서 몇 가지 중요한 결과들이 분명

히 나타난다. 이분산성을 통제하면 표준 오차들이 증가하지만, 주요한 상관관계의 유의성은 여전히 유지되며 대개의 경우 그 크기도 동일하다. 즉 새로운 추정방법을 사용하더라도 주요 결론에는 변화가 없다.

위의 분석에서는 금리생활자 수익에 대한 산업자본의 교섭력과 그 역할 변화의 영향에 대해서는 분석하지 않았다. 그 주된 이유는 여러 국가에서 일관된 방식으로 자본 일반이 아닌 산업 자본의 교섭력을 정확하게 포착할 수 있는 척도를 찾아낼 수가 없었기 때문이다. 우리는 제조업에서 부가가치와 같은 척도를 제조업체가 갖는 교섭력의 간접 지표로서 사용했으며(산업 자본의 교섭력이 더 클수록 총 산출물 가치에 있어서 제조업 부가가치가 차지하는 비율은 더 높을 것이라는 논리에서), 이 변수가 금리생활자 수익에 대해 유의미한 음의 영향을 미친다는 것을 발견했다. 그러나 이것은 산출량 변수이지 직접적인 교섭력의 지표는 아니다. 따라서 여기서는 그 결과를 제시하지 않았다.

위에서 언급한 변수들에 덧붙여, 우리는 다른 결정요인들을 검증하기 위하여 다른 변수들을 이용하여 분석을 시도하여 보았고, 동일한 결정요인에 대해 다른 지표를 이용하여서도 분석을 시도해 보았다. 예를 들어, 인구의 연령 구조에 대한 다양한 척도들을 포함시켰으나 모두 통계적으로 유의미하지 않았다. 또한 금리 생활자 수익과 노동소득 간의 관계도 추정했다. 우리는 기대한 대로, 일관된 음의 상관관계가 있음을 알아냈다. 또한 중앙은행 독립성에 대해서도 분석을 시도하였으나, 시간이 지나도 이들 척도에 변동이 없었기 때문에 당연히 유의미하지 않게 나타났다. 끝으로 우리는 또한 세계화에 대한 다른 지표를 이용하여 보았는데, 특히 무역에 대해서는 경제학적으로나 통계적으로나 유의미한 결과가 도출되지 못했다.

일반적으로 위의 표들에서 언급한 변수들은 금리생활자 수입과 강한 상관관계를 보였다. 더욱 중요한 것은 이 변수들이 이 장의 서두에서 언급한 많은 구조적, 정치경제학적 변수들을 반영한다는 사실이다.

제5절 소결

이상의 계량경제학적 분석은 신자유주의가 정치력, 소득, 그리고 부의 분배를 금리생활자들에게 유리한 방향으로 전환시키고 있다는 통설을 뒷받침한다고 볼 수 있다. 이러한 통설의 연장선상에서 이상의 분석은 실질 금리가 상승할 때, 금융자유화와 경제의 개방도가 더 커질 때, 그리고 노동자가 정치적으로 덜 조직되어 있을 때, 금리생활자의 소득 비중이 상승하고 있다는 것을 보여주었다.

그러나 이상의 결과를 해석하는 데에는 다소 주의할 필요가 있다. 이상의 실증적 분석은 인과관계를 보여준다고 강력하게 주장할 수 없다. 이상의 목적은 의미 있고 해석 가능한 계수들을 통해 완벽한 회귀방정식을 제시하는 것이 아니라(제한된 데이터와 국가간 횡단면적 분석이라는 맥락을 고려한다면 이는 지나치게 낙관적 기대이다), 이 문제에 대한 많은 정치경제학적 문헌들에 대해 실증적 근거를 제공하는 것이다. 정치학자, 금융역사학자 그리고 경제학자들에 의해 수집된 조심스런 증거들은 금리생활자들이 이런 식으로 명확하게 행동하고 있음을 시사한다. 예를 들어 하일브로너(Helleiner, 1994)와 밥(Babb, 2001)은 금리생활자 집단이 인플레이션을 싫어하고, 인플레이션을 억제하기 위해 통화정책에 영향을 끼치려 하며, 금융자유화와 경제 개방을 위해 압력을 가한다는 중요한 근거를 제공한다. 이러한 역사적 증거와 더불어 이상에서의 계량경제학적 분석은 금리생활자들이 신자유주의 정책으로부터 이익을 얻고 있고, 그들의 가장 강력한 지지자일 것이라는 견해를 뒷받침한다.

물론 다음과 같은 연구과제들이 여전히 남아있다. 우선, 금리생활자에 대한 더 많은 자료가 필요하고, 특히 개발도상국에 관한 자료가 필요하다. 두 번째로 금리생활자의 수익의 증가가 경제적 성과에 어떤 영향을 미치는지에 관한 다음과 같은 질문들에 대해 더 많은 연구가 필요할 것이

다. 실질 투자와 생산성 증가에 금리생활자 소득의 증가가 미치는 영향은 무엇인가? 금리생활자의 수익은 어떤 경로들을 거쳐 경제적 성과에 영향을 미치는가? 연구의 중요한 또 다른 부분은 금융 활동에서 기인한 비영리 기업의 이익들까지 포함하도록 금리생활자 수입의 개념을 확장시키는 것이다. 이러한 확장은 우리로 하여금 현대 자본주의 경제에서 금리생활자의 진정한 의미를 더욱 잘 포착할 수 있게 해줄 것이고, 선진국과 세계 경제의 분배문제의 본질을 이해하는 데 도움을 줄 것이다.

4장 부록 A

금리 생활자 소득 데이터는 <OECD 국민계정 Vol. II CD ROM>에서 얻었다. 금리생활자 소득은 금융부문의 이윤 + 비금융기관 및 비정부기관이 수취한 이자(경우에 따라서는 배당금)이다.

더 분명한 정의를 위해 UN의 『1993년 국민계정체계(1993 system of national accounts)』 상의 정의를 빌리면 금리생활자 소득은 다음과 같이 정의된다.

$$(1) \text{ 금리 생활자 소득} = (\text{금융 부문의 영업소득}) + (\text{가계가 받는 이자}) + (\text{비영리 기관이 받는 이자})$$

여기서 금융부문의 영업소득(Entrepreneurial income of the financial sector)은 다음과 같이 정의된다.

$$(2) \text{ 금융부문의 영업소득} = \text{영업 잉여금} + \text{재산소득} - \text{지급이자} - \text{지급 임대료}$$

금융부문의 재산소득은 다음과 같이 정의된다.

$$(3) \text{ 금융부문의 재산소득} = \text{배당금} + \text{채투자되는 수입} + \text{보험 소득} + \text{임대료} + \text{이자 수입}$$

따라서, 이장의 분석에서 금리생활자 소득은 금융 부문의 이윤과 가계 및 비영리 기관이 받는 이자의 합이다. 이에 따라 금리생활자 수익은 위에서 정의된 금리생활자 소득을 국민총생산(정부지출을 뺀 값임. 분자에

서도 금리생활자 소득에서 정부의 소득을 뺀기 때문)으로 나눈 값으로 정의된다.

4장 부록 B

실증분석에서는 인플레이션이 야기할 문제점에 대해 고려해야 한다. 특히, 인플레이션은 금융 자산의 순가치를 하락시킨다. 금리 생활자들이 받는 금리생활자 소득의 일부는 인플레이션이 있을 때 감소된다. 인플레이션을 반영한 금리생활자 수익은 금리생활자의 명목 수익에서 인플레이션 때문에 생긴 부(wealth)의 손실을 뺀 것으로 정의된다. 부의 명목치에 대한 데이터가 없기 때문에, 금리 생활자 수익에 대한 실증분석을 위해 아래와 같이 조정했다.

Z_t =인플레이션을 반영한 금리생활자 소득

p^* = 인플레이션을

W =명목 부채 = 부 스톡의 명목치

R = 명목 금리생활자 소득

i =명목 이자율

ρ =실질 이자율

정의에 따라

$$Z_t = i^* W - p^* W \dots\dots\dots(\text{식 4-부1})$$

즉, 인플레이션을 반영한 금리생활자 소득은 명목 금리생활자 소득

($i \cdot W$)에서 인플레이션에 의한 손실 ($p \cdot W$)을 뺀 것이다.

마찬가지로,

$$Z_r = \rho W \dots\dots\dots(\text{식 4-부2})$$

여기에서 문제는 관심의 대상이 되는 모든 국가들에 대해 부의 명목스톡에 대한 데이터가 없다는 점이다. 그러나 명목 금리 생활자 소득, 즉 W 에 대한 자료가 있다. 이를 명목 금리 생활자 소득을 부 스톡에 대한 콘솔식 지급(*consol payment*)이라고 가정한다면 명목금리생활자 소득을 부의 스톡을 대신하여 사용할 수 있다. 따라서

$$W = R/i \dots\dots\dots(\text{식 4-부3})$$

(식 2-부3)을 (식 2-부2)에 대입시키면

$$Z_r = R(\rho/i) \dots\dots\dots(\text{식 4-부4})$$

인플레이션이 반영된 금리생활자 수익은 명목 금리 생활자 소득에다 명목 이자율에 대한 실질 이자율의 비율을 곱함으로써 얻어진다. 따라서 만약 실질이자율이 음의 값이라면, Z_r 이 음의 값이 될 것이라는 것을 알 수 있다. 이러한 경우, 금리 생활자는 실제로 산업 자본가들에게 암묵적인 보조(*implicit subsidy*)를 제공하는 셈이며, 실제로 이 기간의 실질 수익은 음의 값이다(그의 자산이 감소한다).

이 장의 분석에서는 이 수익의 규모에 관한 지표를 얻기 위해 이 값을 실질 GDP로 나누었다.

4장 부록 C. 금리생활자 소득에 대한 단순 교섭 모형

다음과 같은 생산 함수에 의해 생산하는 기업을 상정해보자.

$$Y = F(L, K) \dots\dots\dots(\text{식 4-부5})$$

L 은 노동, K 는 자본을 나타낸다. F_i 를 i 에 대한 F 의 편도함수라고 할때 $F_L > 0, F_K > 0$ 이다. 이 대표적 기업의 이윤함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\pi = F(L, K) - wL - rK - Z \dots\dots\dots(\text{식 4-부6})$$

여기서 w 는 임금률, r 은 자본임대료를 의미한다. i 를 금융자본에 대한 실질이자율이라고 할 때 기업은 W 의 부채를 이용하여 미래의 투자에 이용한 후 영업 잉여 가운데 iW 만큼을 상환한다. W - 기업의 부채스톡 - 은 대부자(혹은 금리생활자)의 부의 스톡이다. 따라서 다음과 같이 정의되는 Z 는 한 기의 생산이 완료된 시점에서 금융자본가나 금리생활자에게 지불되는 금리생활자 수익을 의미한다.

$$Z = iW \dots\dots\dots(\text{식 4-부6a})$$

이제 대표자로서의 노동조합과 기업, 금융자본가 사이의 임금과 고용에 관한 교섭 문제를 생각해보자. 교섭 게임은 협조적 Nash해를 따른다고 가정하며, 따라서 계약 평면(contract plane)에서 모든 균형이 성립될 수

있다는 점에서 효율적이라고 가정한다. 협상이 결렬될 경우, 기업은 π^* 에 상응하는 수익을 다른 활동으로부터 얻는다.

노동 조합은 고용과 임금 모두에 관심이 있다. 대표 노조는 대표 기업에서 생기는 지대 중 노동자 귀속분(wL)을 극대화하려고 한다. 따라서 목적함수는 다음과 같이 표현된다.

$$U(w, L) = G(L; w; w^*) \dots\dots\dots(\text{식 4-부7})$$

여기에서 w^* 는 수용가능한 최저임금이다. 금리 생활자의 목적함수는 자신의 수익, 즉 총 산출에서 기업의 생산이윤을 뺀 잔여액 Z 를 극대화하는 것이다.

금리생활자는 자신의 자본을 다른 곳에 투자하여 국내에서는 τ_d 의 이자율을 얻고 해외에서는 τ_f 의 이자율을 얻는다고 하자. 전자는 국내의 금융규제 정도에 의해 제한되고(따라서 금리자유화 ϕ 에 따라 증가한다), 후자는 자본의 국제적 이동가능성에 의해 제한된다(따라서 자본계정의 개방도 μ 에 따라 증가한다). 따라서 금리생활자의 수용가능한 최저선(fallback option)은 $Z^* = \max[\tau_d(\phi); \mu(\tau_f)]$ 로 표현된다. Z^* 는 ϕ, μ, τ_f 에 따라 증가한다고 가정한다.

외생적으로 주어진 노조의 교섭력이 α 이고, 그에 대응하는 기업의 교섭력이 β 라고 하자(따라서 금리생활자의 교섭력은 $(1 - \alpha - \beta)$ 가 된다. $\alpha, \beta \in [0, 1]$) 이로부터 다음과 같은 내쉬균형을 얻을 수 있다.

$$\Psi = (G(L, w; w^*))^\alpha (\pi - \pi^*)^\beta (Z - Z^*)^{1 - \alpha - \beta} \dots\dots\dots(\text{식 4-부8})$$

양변에 로그를 취하면

$$\Omega = \alpha \log(G(L, w; w^*)) + \beta \log(\pi - \pi^*) + (1 - \alpha - \beta) \log(Z - Z^*)$$

..... (식 4-부9)

이로부터 다음과 같은 여섯 개의 일계조건을 얻게 된다. 즉 $\Omega_w = 0$, $\Omega_L = 0$, $\Omega_r = 0$, $\Omega_K = 0$, $\Omega_Z = 0$ 이다. 마지막 조건에 주목하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$\Omega_Z = 0 \Leftrightarrow \frac{\beta}{(\pi - \pi^*)} = \frac{(1 - \alpha - \beta)}{(Z - Z^*)} \dots\dots\dots(\text{식 4-부10})$$

이를 정리하면

$$Z = \frac{(1 - \alpha - \beta)(\pi - \pi^*)}{\beta} + Z^* \dots\dots\dots(\text{식 4-부 11})$$

이로부터 다음과 같은 통계량을 도출할 수 있다.

$$Z_\alpha = - \frac{(\pi - \pi^*)}{\beta} < 0 \dots\dots\dots(\text{식 4-부 12a})$$

$$Z_\beta = \frac{(\pi - \pi^*)(\alpha - 1)}{\beta^2} < 0 \dots\dots\dots(\text{식 4-부 12b})$$

$$Z_\phi = Z_\phi^* \geq 0 \dots\dots\dots(\text{식 4-부 12c})$$

$$Z_\mu = Z_\mu^* \geq 0 \dots\dots\dots(\text{식 4-부 12d})$$

$$Z_\tau = Z_\tau^* \geq 0 \dots\dots\dots(\text{식 4-부 12e})$$

예상할 수 있었듯이, 위의 (식 4-부 12a)부터 (식 4-부 12e)까지는 노동자의 교섭력과 산업자본의 교섭력이 감소할 때에 금리생활자의 소득이 항상 커지게 된다는 것을 보여준다. 금리자유화가 진행되고 해외로부터 얻을 수 있는 수익률(해외 금융자산 수익률에다가 국제적 자본이동의 개방도를 곱한 값)이 증가할수록 금리생활자의 소득은 약 증가한다.

제5장 자본이동의 위협효과 -미국사례를 중심으로-

제1절 머리말

지난 2-30년 동안 세계경제는 이전 시기와는 비교도 안 될 정도의 경제적 통합, 즉 세계화 과정을 겪어왔다. 국가의 경제적 개방 정도를 나타내는 여러 지표들에서 이러한 현상을 확인할 수 있는데, 특히 국내총생산(GDP)중 수입과 수출이 차지하는 비율과 국내 자본시장의 외국자본비율은 선진국과 개발도상국 모두에서 급격한 상승세를 보여 왔다. 이와 동시에, 개발도상국 제조분야에서의 고용은 급격히 하락하였으며 숙련 노동자와 비숙련 노동자 간의 격차는 확대 되었다. 따라서, 선진국의 아웃소싱이 자국경제에 미치는 영향에 대한 많은 논란과 불안이 야기되어왔다. 선진국 기업의 해외로부터의 아웃 소싱이나 해외직접투자는 자국 제조업과 서비스 산업에서의 늘어가는 실업의 주된 원인으로 파악되고 있다.

최근의 세계화 과정이 개별국가의 경제적 후생(economic welfare)에 어떤 영향을 끼쳤는지에 관한 연구 중 많은 수의 연구들이 노동시장의 왜곡, 특히 미국에서의 숙련/비숙련 노동자사이의 임금격차와 선진 유럽국가들에서의 숙련/비숙련 노동자사이의 실업률격차에 집중하여 왔다. 이들 연구의 초점은 주로 최근의 급속히 진전된 세계화, 특히 국제무역의 증폭으로 인해 숙련노동자들에 대한 노동수요가 상대적으로 증가하였는지의 여부를 밝히는데 있다(Borjas and Ramey 1995; Cline 1997; Feenstra 2000; 이 분야의 최근 연구 동향에 관한 자세한 서베이는 Slaughter 2001을 참고하시오).

이들 연구의 이론적 기초는 스톨퍼-사무엘슨(Stolper-Samuelson)의 요소 가격 균등화 이론이다. 이 이론에 의하면 선진국이 비숙련 노동자가 상대적으로 풍부한 개발도상국과 교역을 할 경우 선진국에서는 숙련노동자를 집약적으로 사용하는 수출주력산업(예컨대 기술집약적 서비스산업)이 확장되고 비숙련 노동자를 집약적으로 사용하는 산업(예컨대 제조업)이 축소된다. 그 결과로 비숙련 노동자에 대한 상대적 수요가 감소되기 때문에 비숙련 노동자의 상대적 임금은 하락하게 된다는 것이다. 그런데 이 이론에 근거하여 선진국에서 비숙련 노동자의 상대적 노동수요 하락을 검증하고자 했던 실증 연구들은 무역의 확대가 초래한 가격변화가 지난 2-30년간 선진국에서 나타났던 임금불균등의 기초를 설명하기에는 충분치 않다는 데에 동의하고 있다(Slaughter, 1999a; Baldwin, 1995).⁶⁵⁾

이에 따라 몇몇 연구자들은 국가간 경제적 통합의 효과에 대한 분석에 새로운 관점의 도입이 요구된다고 지적하고 있다. 이들은 기존의 관련연구가 비숙련 노동자에 대한 상대적 수요의 감소를 밝히는데 집중함으로써 이 변화가 상대적 노동수요의 탄력성의 변화에 미치는 영향을 간과하고 있다고 지적하고 있다. 노동수요의 탄력성은 노동자와 사용자 사이의 교섭관계(bargaining relationship)의 성격의 변화에 큰 영향을 받게 된다.⁶⁶⁾

임금이 노사간 협상에 의해 결정되는 경우 임금수준은 더 이상 시장을 청산하는 경쟁과정을 통해서가 아니라 오히려 지대를 공유하는(rent sharing) 방식을 통해서 결정된다. 이러한 방식으로 결정되는 임금수준은 결국 노사 양자의 교섭능력에 따라 달라지게 된다. 그런데 최근의 경제적 세계화의 결과들, 그 중에서도 특히 용이해진 자본의 이동은 노동자와 사용자 사이의 교섭관계를 변화시키는 주요한 요인으로 이해되고 있다. 따

65) 한편 Wood (1995, 1998)는 이와는 반대로 큰 효과가 있음을 밝히고 있다.

66) 국제적 경제통합으로 인해 생산물시장의 경쟁이 강화되는 경우에도 노동의 상대적 수요의 탄력성은 변한다. 이러한 환경의 변화에 의한 노동수요의 탄력성의 증가는 노동자의 교섭력에 부정적 영향을 끼친다.

라서 경제적 통합이 임금 불평등 심화현상에 끼친 영향에 대한 이해는 노동자와 사용자 사이의 교섭력에 대한 분석과 함께 이루어져야 한다. 이와 같은 새로운 관점은 “위협효과(threat effects)”란 용어로 요약될 수 있는데 이는 자본이 생산시설을 해외로 옮겨 가겠다고 하거나 혹은 해외에서 아웃소싱(outsourcing)을 하겠다고 단체교섭시기에 위협하는 행위가, 실제로 가격이나 수량의 변화 없이도, 임금이나 이윤 몫의 변화에 큰 영향을 줄 가능성이 있다는 것이다(Crotty, Epstein and Kelly, 1998; Rodrik, 1997, 1999).⁶⁷⁾

자본의 유동성이 노동자의 복지에 큰 영향을 줄 수 있다는 이론적 발견에도 불구하고 이러한 영향이 어떠한 방식으로 이루어지는지에 대한 실증적 연구는 부족한 실정이다. 그 한 이유로는 이론적 모델을 뒷받침해줄 기업수준의 분석을 하기 위해 필요한 관련자료에의 접근이 용이하지 않음을 들 수 있다. 또한 실증적 수준에서 위협효과 혹은 교섭채널을 어떻게 측정할지 분명하지 않다는 이유도 있다.

몇몇 연구들은 외부로의 해외직접투자자와 미국 노동시장과의 관계를 밝히고자 시도하고 있지만, 확실한 결론을 내놓고 있지 못하고 있다. 예를 들면 Feenstra와 Hanson의 연구(Freenstra and Hanson, 1996)는 1979년과 1990년 사이 아웃소싱의 변화가 숙련 노동자의 임금 몫의 변화와 긍정적인 상관관계가 있음을 밝히고 있다. 또한 아웃소싱이 영국 제조업 분야에서의 불평등에 부정적 효과를 미칠지 모른다는 연구결과도 있었다(Anderton and Brenton, 1999).⁶⁸⁾

한편 개스톤과 트레플러는 노조 임금이 무역과 보호에 얼마나 민감한

67) Reddy(2000)의 경우는 이 효과를 “교섭채널(bargaining channel)”이라 부르고 있다. 위협의 분석에 있어서 갖는 중요성을 언급한 그 외의 연구들은 Freeman(1995), Slaughter(2000), Budd and Slaughter(2000) 등이 있다.

68) 소득분배에 있어 아웃소싱의 중요성에 대한 회의적인 견해를 취하는 경우도 있다(Autor and Krueger, 1997).

지를 보여주는 연구에서 현지인 고용, 즉 미국 외의 국가로 진출한 미국 현지법인이 현지인을 고용하는 비율을 기업의 협상력을 결정하는 하나의 대리변수로 설정하고 있다. 이 연구에 의하면 현지인 고용 수준과 미국 국내노조의 임금 사이에 유의미한 수준은 아니지만 부정적 상관관계가 존재한다. 그러나 이들의 연구는 단기의 횡단면 자료를 분석하는데 그치고 있다.

본 연구는 자본이동의 주된 요소인 해외직접투자와 아웃소싱의 위협효과에 초점을 두고 자본의 이동성 증가가 임금에 미치는 영향을 밝히고자 한다. 이에 관한 분석은 두 가지 방향에서 시도되는데 논문의 전반부에서는 1983년에서 1996년 사이 미국 제조분야에서의 외부로의 해외직접투자 경향의 변화와 노조의 임금 프리미엄이 어떠한 상관관계를 갖는지를 살펴 보겠다. 이후 후반부에서는 보다 최근 즉 1998년과 2003년 사이 해외 아웃소싱 활동 수준과 미국 제조산업에서의 임금 간의 상관관계를 분석하겠다.

분석의 결과를 통해서 밝혀진 것을 요약하면 다음과 같다. 전반부에서의 분석은 해외직접투자와 노조의 임금협상 결과 사이에 유의미한 음의 상관관계가 존재함을 밝히고 있다. 또한 노조원 중 고졸 학력 노동자의 임금이 외부로 나가는 해외직접투자에 가장 큰 영향을 받았음이 보여진다. 후반부 분석 역시, 아웃소싱 수준이 최근 미국의 임금 프리미엄에 통계적으로 유의미한 부정적 효과를 미치고 있음을 보여준다.

제2절 자료와 계량분석모형

1. 자료

자본의 이동성과 협상 결과로서의 임금과의 상관관계를 조사하는 연구 자료로서 개별 기업의 정보(해외직접투자나 아웃소싱에 관한 정보를 포함하는)와 협상 결과에 관한 정보를 모두 가진 이상적인 자료를 확보하는 것이 가장 바람직할 것이다. 그러나 현재 이러한 종류의 데이터자료가 사용 가능하지 않기에, 본 연구는 다음과 같은 몇 가지 다른 데이터 자료를 조합하여 산업수준의 패널자료를 구성하였다.

- (1) 노동자의 교육 정도, 산업종류에 따른 임금 및 다른 특성에 대한 자료는 1983-2003년 간 미국 Current Population Survey(CPS)의 Annual Merged Outgoing Rotation Group(MORG)에서 추출하였다.
- (2) 해외직접투자에 대한 정보는 Bureau of Economic Analysis(BEA)에서 수집한 U.S. Direct Investment Abroad 자료로부터 추출하였다.
- (3) 아웃소싱에 관한 정보는 BEA의 투입산출표에서 추출하였다.⁶⁹⁾
- (4) 미국 내 제조 산업에 관한 정보는 National Bureau of Economic Research(NBER) 제조업 생산성 자료(Manufacturing Productivity)로부터 제공되었다.⁷⁰⁾

69) 보다 자세한 아웃소싱 측정치의 계산은 Choi(2007)를 참고하라.

70) 1983년부터 1996년 사이의 분석에는 제조업이 총 31개의 세부산업으로 분류되어 분석 단위로 사용되었으며 1998년부터 2003년의 분석에서는 19개 산업으로 분류되어 분석의 단위로 사용되었다. 이렇게 서로 다른 분류가 사용된 이유는 해외직접투자자료와

2. 계량 분석모형

이 연구의 계량작업의 목적은 산업 내 자본이동의 수준을 해외직접투자와 아웃소싱 수준의 변화로 측정하여 이들의 변화에 임금수준이 어떻게 반응하는가를 밝히는 것이다. 이를 위해 임금수준은 산업 간 임금 차이를 사용하였다. 추정은 두 개의 단계로 이루어진다. 1단계는 Current Population Survey(CPS)로부터 추출한 개인 수준의 조사자료를 사용하여 산업 간 임금차이를 추정하는 것이다. 산업 간 임금 차이는 각 시기별로 j 산업과 기준산업간의 평균 임금차이로 측정된다. 2단계에서, 산업 간 임금 차이의 변화는 산업 간 해외직접투자와 아웃소싱 수준에 어떤 영향을 받는지 추정된다.

가. 1단계

먼저 제조산업에 걸친 상대적 임금과 임금 구조가 산업 내 평균 아웃소싱 수준의 차이와 상호 관련이 있는지를 살펴보자. 제조산업에 걸친 상대적 임금을 특정하기 위해서는 첫 단계로 다음의 공식이 성립한다.

$$w_{ij} = \beta_1 + \beta_2 H_i + \phi_j D_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots \text{식(5-1)}$$

w_{ij} 는 j 산업에 종사하는 개인 i 의 시간당 임금의 자연로그이고, H_i 는 개인의 특성과 생산성을 나타내는 변수들의 벡터, D_j 는 산업더미이다. 그리고 ε_{ij} 는 통상적인 조건을 만족하는 오차항이다. 이 식은 1986년에서 2003년 사이 기간 동안 매 해 따로 추정되었다. 개인의 특성이 통

아웃소싱자료의 산업분류가 서로 다르기 때문이다.

제되었기 때문에 산업 더미의 계수는 각각의 산업-년도의 평균 임금 요율로 해석된다.

식(5-1)은 또한 고졸 학력의 비숙련 노동자에 한해 따로 추정되었다. 비숙련 노동자 대상으로 추정된 이 임금 프리미엄의 값은 저장된 후 2단계 회귀분석에서 종속변수로 사용될 것이다.

이러한 회귀분석의 접근방식은 Dickens와 Katz(1987), 그리고 Krueger와 Summers(1988)가 산업간 임금 차이를 분석하는 연구에서 사용한 것이다. 산업간 임금 차이를 분석하는 연구에서, 임금은 시장을 청산하는 임금 수준보다 높다고 가정된다. 이는 여러 가지 제도적인 이유 때문인데 즉 노조원들의 지대 공유 방식 또는 선물 교환 형식의 임금 책정 기제를 통한 집단행동 등 때문이다.

실제 분석에서는 각 년도의 개인의 시간당 임금의 자연로그는, 임금 프리미엄의 서로 다른 측정치를 계산하기 위하여 상호배타적인 산업더미변수를 사용하여 개인 특성 변수와 사회 경제적 변수에 대하여 회귀하였다. 식(5-1)의 변형 형태를 이용하여 세 개의 임금 프리미엄을 추정하였다. (1) 노조와 비노조원을 합쳐서 산업간 임금차이를 추정하고, (2) 노조원만을 사용하여 산업간 임금차이를 추정하였으며, (3) 산업더미와 노조 가입 여부 사이의 상호작용효과(interaction effects)를 포함하여 산업간 임금차이를 추정한다. 이 추정치는 다음의 표본 선택 기준을 충족하는 16세에서 76세 사이의 노동자에 한해 측정되었다. (1) 사적 분야에 고용되어 있는 개인, (2) 주당 한 시간 이상 임금 노동을 하는 개인, (3) 한 시간에 1달러 이상 250 달러 이하를 버는 개인, (4) 석유산업을 제외한 제조분야에 고용된 개인을 대상으로 한다.⁷¹⁾

나. 2단계

71) BEA의 석유산업 분류는 정유산업부문과 산유산업부문을 분리하지 않고 있기 때문에 제조업에 통합시키지 못한다. 따라서 분석의 대상에서 제외시켰다.

2단계의 회귀분석은 제조산업의 데이터를 사용하여 산업-연도 차원에서 수행되었다. 여기서는 산업간 관측되지 않는 특이성을 통제하기 위해 고정효과모형(standard fixed effects estimators)을 사용하였다. 고정효과모형(fixed effects estimators)은 산업과 연도 더미를 모두 사용하였다. 식(5-1)에서 산업-연도 더미, $\hat{\phi}_j$ 의 계수는 아웃소싱 측정치, 또한 고용, 노조조직률, 생산성 증가, 자본점유 등의 다른 통제변수 (P_{it})들을 추정에 포함시켰다.

$$\hat{\phi}_{jt} = \delta_1 + \delta_2 P_{jt} + \delta_3 O_{jt} + \delta_4 YEAR_t + \delta_5 IND_j + v_{jt} \quad \dots\dots\dots \text{식(5-2)}$$

두 번째 단계의 측정치는 당해년도 해당 산업의 개인들의 숫자로 나누어 줌으로써 가중치를 고려했다. 비숙련 노동자의 임금에 미치는 아웃소싱의 효과를 따로 보기 위해서 비숙련 노동자의 임금 프리미엄도 또한 추정에 사용하였다.

제3절 자본의 이동성과 임금

1. 해외직접투자와 임금

<표 5-1>은 회귀분석 모형(2)의 결과를 보여준다. 노조임금프리미엄 모형의 경우에는 회귀식(2)를 이용하여 OLS의 추정치와 도구변수방법을 쓴 추정치도 나타나 있다.⁷²⁾ 동일한 설명변수들이 모든 모형에 포함되어 있다. OLS와 도구변수방법을 모두 사용하여 노조조직률 변수의 잠재적 내생성 문제에 접근하였다. 도구 변수를 얻기 위하여, 서비스 분야의 노조 가입율을 51개 지역(50개 주와 워싱턴 DC 지역)각각의 산업의 고용된 노동자의 수에 대하여 측정하여 노조 친화성 지수를 계산하였다. 예를 들어, 중서부 주들에서 다른 지역에 비해 자동차와 기계장치 분야의 고용이 많고 서비스 분야의 노조원 비율 또한 높다면 이 지역 자동차와 기계장치 분야의 노조친화성지수는 상대적으로 높게 나타날 것이다.

72) 2단계 회귀분석의 오차값들은 이분산성을 띠고 있는데 이는 1단계의 추정치가 2단계에서 종속변수로 사용되었기 때문이다. 1단계에서의 임금차이의 추정치에 비례하는 가중치를 고려하여 GLS 방식으로 이 문제를 보완해보았다. 결과는 GLS 방식의 추정치와 OLS 추정치 사이에 큰 차이가 나타나지 않아 여기서는 OLS 추정치만을 보여준다.

〈표 5-1〉 임금프리미엄 회귀분석 결과

종속변수	노조임금프리미엄 I		노조임금프리미엄 II		산업간 임금격차
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)	OLS (5)
해외직접투자	-0.148** (0.064)	-0.296** (0.115)	-0.278** (0.072)	-0.364** (0.114)	0.022 (0.037)
수입	-0.011 (0.036)	-0.054 (0.051)	0.006 (0.041)	-0.019 (0.050)	-0.041* (0.022)
기술변화	0.208 (0.156)	0.098 (0.203)	0.240 (0.177)	0.176 (0.199)	0.065 (0.093)
노조조직률	0.229** (0.080)	1.367** (0.660)	0.208** (0.092)	0.867 (0.648)	0.156** (0.049)
지대(이윤)	0.0004 (0.0007)	0.0006 (0.0008)	-0.0001 (0.0407)	0.0001 (0.0008)	0.0003 (0.0004)
자본/노동 비율	-0.003 (0.018)	-0.010 (0.022)	-0.009 (0.020)	-0.014 (0.022)	-0.003 (0.011)
비숙련 노동자 비중	-0.441** (0.131)	-0.547** (0.172)	-0.098 (0.149)	-0.159 (0.169)	-0.278** (0.097)
교육정도	0.005 (0.014)	0.053 (0.033)	-0.032** (0.016)	-0.004 (0.032)	0.022** (0.008)
평균 사업체 규모	-0.067** (0.029)	-0.0007** (0.0003)	-0.102** (0.033)	-0.0007* (0.0002)	0.021 (0.017)
상수항	-0.014 (0.211)	-0.905 (0.573)	0.0637 (0.240)	0.121 (0.562)	-0.251 (0.168)
R ²	0.87	0.81	0.74	0.70	0.93

주: 334개의 관측치.

1. 노조 임금프리미엄 I은 노조원들만을 대상으로한 산업간 임금격차 의 추정치이며, 노조 임금프리미엄 II는 산업터미와 노조가입변수의 교호작용효과의 추정값이다. 모두 산업터미를 포함하는 임금방정식을 통해 추정되었다.
2. *와 **는 통계적 유의수준 10%와 5% 수준에서 유의미함을 의미한다. 괄호안의 수치는 표준오차값이다.

OLS의 추정치는 모든 모형에서의 도구변수법의 추정치와 비슷하다. 표의 첫째와 둘째 행은 노조원 간의 산업간 임금차이를 이용한 노조 임금 프리미엄의 OLS와 IV 방법의 결과를 보여준다. 노조조직여부와 산업 더미 사이의 상호작용효과의 추정치를 사용한 노조임금 프리미엄은 (3)행과 (4)행의 종속변수로 이용된다. 모든 모형에서의 해외직접투자의 추정치는 미국 자국내 해당 산업 전체 노동자수에 대한 현지에 고용되어 있는 노동자수의 비율이 높을수록 노조원의 임금 프리미엄이 낮아진다는 통계적으로 유의미한 상관관계를 보여준다. 그러나 수입침투율의 경우는 어떠한 통상적인 수준에서도 통계적으로 유의미한 수치를 보여주지 않고 있다. 기술적 변화에 대한 대리변수의 추정치는 모두 긍정적으로 나타나지만 거의 0에 가까운 무의미한 수치이다. 통합자료모형을 이용한 산업 간 임금 격차의 경우에는(5행을 보라), 해외직접투자자 기술의 추정계수는 양의 값을 갖지만 통계적으로 유의미하지 않게 나타나고 있다. 수입침투율에 있어서 통계적으로 유의미하며 음수인 추정계수(5% 수준)는 한 산업의 수입 침투율이 상대적으로 높은 경우 그 산업과 연관되어 있는 기업이 수입 침투율이 낮은 산업의 기업보다 노동자에게 낮은 임금을 지급하는 경향이 있다는 것을 뜻한다. 더구나, 해외직접투자 변수는 노조 임금 프리미엄의 경우 OLS와 IV방식 모두에서 통계적으로 유의미하게 나타나는데, 이는 해외직접투자 효과가 모형의 변화에 크게 민감하지 않다는 것을 보여준다.

노조원 사이의 산업 간 임금 차이 모형의 결과는, 모든 노동자가 집단 협상의 수혜를 받는다고 가정할 때 높은 수준의 해외직접투자가 이루어지는 산업의 노조원이 낮은 수준의 해외직접투자가 이루어지는 산업의 노동자보다 낮은 임금을 받고 있음을 보여준다. 이는 앞 절의 협상 모형에 의해 예측된 바와 같다. 해외직접투자 계수의 크기는 다음의 실험을 통해 해석할 수 있다. 노조에 속하지 않은 노동자가 해외직접투자 비율이 평균(21%)인 산업으로부터 해외직접투자를 전혀 하지 않는 산업으로 이직한다

고 하자. 행1-4에 나타나는 임금 프리미엄 모형의 추정 계수는 노동자의 임금 프리미엄이 3.1%에서 7.6%사이(21%와 계수의 곱)의 증가를 보이고 있다. 비누, 세제, 화장실 용품과 같은 해외직접투자 수준이 높은 산업에서는 위협효과가 매우 유의미하다. 즉, 이 산업들의 해외직접투자 수준은 50.7%이며 이 산업들에 종사하는 노조원들은 해외직접투자가 없는 산업에 종사하는 같은 특성을 지닌 비노조원들보다 $18.4\%(=50.7\% \times 0.36)$ 낮은 임금을 받는다. 해외직접투자에 대한 노조임금 프리미엄의 탄력성은 0.33에서 0.80사이이다. 다른 통제 변수에 있어서는 이전의 연구와 별로 다르지 않은 결과가 얻어졌다.⁷³⁾ 노조 임금 프리미엄 모형에서의 노조 계수는 통계적으로 유의미하며 긍정적이다. 노조율이 높아질수록 노조원들의 수요의 탄력성이 감소하기 때문에 고용주는 조직화된 노동에 더 많은 임금을 지불하여야 할 것이다(Dickens and Katz, 1987). 산업 간 임금격차 또한 평균 노조조직률이 높은 산업에서 높게 나타나는데 이는 소위 노조의 위협효과 이론을 뒷받침해준다. 노조조직률이 높은 산업에서 기업은 직원의 노조 조직을 막기 위해 더 많은 임금을 지급할 것이다(Dickens, 1985).

산업 간 임금격차 모형에서 산업 내 근로자의 평균 교육 연수의 계수가 긍정적으로 나타나는 것은 높은 임금을 지불하는 기업이 보다 질 좋은 노동자를 끌어오고 있음을 보여준다. 임금이 분명하게 노동자의 사회, 경제적 특성에 맞춰 책정되지 않는 경우라 하더라도 말이다(Dickens and Katz, 1987). 산업 수준에서의 직업범주로 측정되는 비숙련 노동자 몫의 계수가 부정적으로 나타나는 것은 비숙련직의 비율이 상대적으로 높은 산업에 관련된 기업은 협상력이 강하며, 이로 인해 비교적 낮은 임금을 지불하고 있다는 것을 의미한다.

노조임금 프리미엄의 모형에서 산업내 평균 사업체규모의 추정계수가

73) Dickens and Katz(1987) provide a comprehensive review of all the existing study of industries wages.

통계적으로 유의미하긴 하지만 그 크기는 0에 가깝다. 이전의 연구들에서 (예컨대 Bloch and Kushin, 1978; Podgursky, 1986) 노조임금 프리미엄이 사업체규모가 증가함에 따라 하락하고 있음을 밝히고 있다.⁷⁴⁾

자본의 이동성의 차이가 서로 다른 노동자 그룹에게 어떻게 영향을 미치게 되는지를 살펴보자. 특히 노조가입여부와 교육수준의 차이에 따라 어떻게 나타나는지를 보기 위해 추가적인 회귀분석을 실시했다. 이 결과는 <표 5-2>에 나타나 있다. 제조업에 종사하는 노동자들의 경우, 산업의 수입침투율이 높을수록 고등학교 졸업수준의 학력을 가진 노동자들의 임금은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 기술적 변화를 나타내는 변수의 추정치는 통계적으로 유의미한 양의 값을 갖는다. 즉 기술이 발달한 산업일수록 산업평균임금이 높다. 해외직접투자변수의 추정치는 통합된 자료 모형에서는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않고 있다.

74) 노조원과 비노조원 사이의 임금격차가 사업체 규모에 따라 달라지는 것을 설명하는 방식에는 두 가지가 존재한다. 첫째는 노조가 없는 사업체에서 사업체의 규모가 클수록 노조조직의 위협이 크게 나타나기 때문에 규모가 큰 기업이 임금을 작은 기업에 비해 높게 책정한다. 두 번째 방식은 큰 규모의 기업이 노동자의 노력수준을 높이거나 이직률을 낮추고, 혹은 양질의 노동력을 끌어들이기 위해 임금을 더 많이 지급한다. 이들 두 설명방식에 따르면 산업별 평균 노조 임금프리미엄은 평균 사업체 규모가 큰 산업에서 낮게 나타난다. 이 예측과 일관된 연구결과들이 보고되고 있다.

〈표 5-2〉 서로 다른 학력 그룹의 회귀분석

종속변수	통합표본			노조 표본*		
	모두	고교졸업 이하학력 그룹	고교졸업 이상학력 그룹	모두	고교졸업 이하학력 그룹	고교졸업 이상학력 그룹
해외직접투자	0.022 (0.037)	0.038 (0.047)	0.040 (0.051)	-0.296** (0.115)	-0.439** (0.176)	0.006 (0.223)
수입	-0.041* (0.022)	-0.087** (0.028)	-0.030 (0.030)	-0.054 (0.051)	-0.239** (0.085)	0.049 (0.109)
기술변화	0.065 (0.093)	0.043 (0.117)	0.271** (0.128)	0.098 (0.203)	0.364 (0.281)	0.190 (0.356)
노조조직률	0.156** (0.049)	0.060 (0.059)	-0.002 (0.064)	1.367** (0.660)	2.447** (1.107)	-0.972 (1.407)
지대(이윤)	0.0003 (0.0004)	-0.0005 (0.0005)	0.001** (0.0005)	0.0006 (0.0008)	-0.0002 (0.001)	0.003* (0.0016)
자본/노동 비율	-0.003 (0.011)	-0.006 (0.014)	0.008 (0.015)	-0.010 (0.022)	-0.035 (0.039)	0.01 (0.043)
비숙련 노동자 비중	-0.278** (0.097)	-	-	-0.547** (0.172)	-	-
교육정도	0.022** (0.008)	-	-	0.053 (0.033)	-	-
평균 사업체 규모	0.021 (0.017)	0.019 (0.022)	0.025 (0.024)	-0.0007** (0.0003)	-0.001** (0.0005)	-0.0003* (0.0006)
상수항	-0.251 (0.168)	-0.099 (0.117)	-0.160 (0.128)	-0.905 (0.573)	0.544 (0.371)	-0.250 (0.471)
R ²	0.93	0.86	0.83	0.81	0.60	0.56

주: 334개의 관측치.

*와 **는 통계적 유의수준 10%와 5% 수준에서 유의미함을 의미한다. 괄호안의 수치는 표준오차값이다.

그러나 해외직접투자변수의 추정치는 조직화된 기업의 노동자들만을 대상으로 하는 모형에서는 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖는다. 특히 고교졸업수준의 학력을 갖고 있는 비숙련노동자들의 경우에는 해외직접투자 수준이 높은 산업에서 산업간 평균임금이 낮게 나타나고 있다. 조직화된 기업의 노동자들을 임금협상의 수혜자라고 볼 때 해외직접투자 수준과 협상의 결과물과는 부정적인 관계를 갖는 것을 의미한다. 그러나 고교졸업 이상의 학력을 가진 노동자들의 경우에는 해외직접투자 규모가 이들의 임금에 아무런 영향을 미치지 못하고 있다. 본 연구에서 사용된 회귀분석에서는 산업의 해외직접투자수준이 무작위적으로 분포되어 있다고 가정하며 또한 해외직접투자 수준의 변화가 노조임금프리미엄과 같은 산업특성과는 무관하다고 가정한다. 이러한 외생성의 가정은 아주 강한 것이다. 이 외생성 가정을 검증하기 위해 해외직접투자 증가율을 노조 임금프리미엄 및 다른 제 변수들의 직전기의 증가율에 회귀시킨 결과가 <표 5-3>에 나타나 있다. 결과에서 나타나 있듯이 해외직접투자는 전기의 노조 임금프리미엄의 증가에 별다른 영향을 받고 있지 않은 것으로 나타나 외생성의 가정의 적합성을 뒷받침하고 있다.

<표 5-3> 해외직접투자의 변화와 노조 임금 프리미엄 증가율

종속변수	FDI의 증가율		
노조임금 프리미엄 증가율	-0.027 (0.020)		-0.026 (0.020)
초기 노조임금 프리미엄		0.028 (0.019)	0.027 (0.019)
상수항	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)
R-Squared	0.11	0.12	0.12
관측치	403	403	403

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. 실제 회귀식에는 연도와 산업 더미가 포함됨.

2. 아웃소싱과 임금

식(5-2)의 회귀분석의 추정치는 <표 5-4>에 나타나 있다. 이 표의 첫째 행은 모든 노동자의 임금 프리미엄을 나타낸다. 둘째 행은 비숙련 노동자에 한한 임금 프리미엄을 표시한다. 두 경우 결과는 비슷하다. 노동자 전체의 경우, 아웃소싱 변수의 추정치는 위협이론에서 예측한 대로 부정적으로 나왔고 또한 통계적으로 유의미한 결과를 보인다. 추정치에 따르면 산업 내 임금 프리미엄의 0.9-9% 감소는 산업 내 아웃소싱 수준의 10% 증가를 동반한다.

비숙련 노동자의 경우 생산성 증가와 노조조직률의 통계적 유의미성에 주목해보자. 노조조직률 변수는 통계적으로 유의미한 긍정적 계수이다. 이는 다른 비슷한 연구의 결과와 마찬가지로 비숙련 노동자가 높은 노조조직률의 가장 큰 수혜자임을 보여준다. 또 다른 흥미로운 사실은 생산성 증가 변수의 계수는 통계적으로 유의미하게 부정적 관계를 갖는다는 것이다. 이는 일정 기간 동안 생산성이 높은 경우 비숙련 노동자의 임금은 감소하는 추세를 보인다는 것을 뜻한다.

〈표 5-4〉 해외 아웃소싱이 산업임금 프리미엄에 미치는 영향

종속변수	모든 노동자 표본	비숙련 노동자 표본 (고교졸업이하 학력)
아웃소싱	-0.855** (0.363)	-1.083** (0.401)
고용	-5.759 (3.709)	-8.592** (3.677)
생산성 증가율	-4.383 (6.200)	-14.379* (7.443)
자본 몫	-0.020 (0.097)	0.058 (0.106)
노조조직률	0.083 (0.104)	0.193* (0.108)
관측치	114	114

주: two-way-fixed effect model에 의해 추정됨 (즉, 그룹과 기간 더미가 포함됨)
 - *와 **는 통계적 유의수준 10%와 5% 수준에서 유의미함을 의미한다. 괄호 안의 수치는 표준오차값이다.

이 회귀분석에서도 해외직접투자 분석의 경우처럼 강한 외생성 가정을 하고 있다. 즉, 산업의 아웃소싱 수준이 무작위적으로 분포되어 있으며 아웃소싱 수준의 변화가 임금과 고용성장과 같은 산업의 특징과 무관하게 이루어진다고 전제하고 있다. 이러한 만약 시간에 따른 아웃소싱의 변화가 다른 산업 변수들과 상호관련성이 있다면 추정계수는 편향되어 나타날 것이다. 이 가설의 유효성을 가늠하기 위해 2000년에서 2003년 사이 아웃소싱의 변화를 그 전 시기인 1998년과 2000년 사이 산업 내 임금 프리미엄과 고용 상승에 대해 회귀시켰다. 결과는 <표 5-5>에 나타나 있다. 노동자 전체와 비숙련 노동자모형 모두에서 전 시기 고용 성장률이 낮은 산업은 아웃소싱을 감축시켜왔음을 의미하는 고용상승의 부정적 계수가 얻어졌는데 그러나 이러한 계수는 통계적으로 유의미한 정도는 아니다. 즉 임금상승의 추정치는 통계적으로 유의미하지 않으며 이러한 결과는 이 연구

에서 사용한 가설의 유효성을 입증시켜주고 있다.⁷⁵⁾

〈표 5-5〉 임금과 고용증가에 아웃소싱의 증가가 미치는 영향

제조업 전체	종속변수	
	2001-3년 사이의 아웃소싱 증가율	
1998-2000년까지의 평균임금 증가율	0.043 (0.113)	-
1998-2000년까지의 비숙련 노동자 평균임금증가율	-	0.036 (0.059)
1998-2000년까지의 고용증가율	-3.573 (3.778)	-3.501 (3.744)
상수항	0.084 (0.333)	0.066 (0.274)
R-Squared	0.058	0.071
관측치	19	19

제4절 위협효과에 대한 해석과 한국에 대한 시사점

위협효과 이론에 따르면 자본이 이동성의 증가는 가격이나 수량의 변화 없이도 임금과 수익에 영향을 미칠 수 있다. 위협 효과는 노동자와 고용주 간의 협상 관계에 변화를 가져옴으로써 임금과 수익에 영향을 가져온다. 이 연구는 1984년과 1996년 사이 미국 제조원의 외부로의 투자의 증가가 노조원 공유하는 임금 프리미엄에 부정적인 영향을 끼쳐왔음을 증명하였다. 해외직접투자가 노동자의 후생수준에 미친 영향에 관해 집중하였던 기존에 연구와는 달리 이 연구는 상대적 수요의 변화보다는 협상결과를 살펴봄으로써 해외직접투자의 잠정적 위협효과를 이해하고자 하였다.

75) 그러나 본 연구가 실증분석한 기간이 충분히 길지 않기 때문에 외생성 가정의 유효성을 강하게 뒷받침하기에는 한계가 있다.

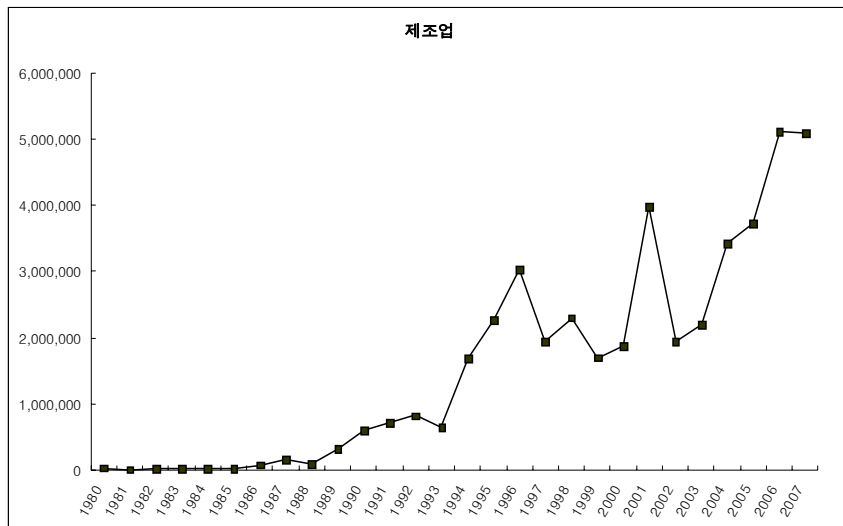
이 연구에서 이루어진 실증적 연구의 결과 몇 가지 측면에서 위협효과 이론을 입증한다. 첫째, 몇 개의 회귀분석을 통해 외부로의 해외직접투자 변수는 고용 수준과 상관성이 없음이 밝혀졌다. 이전 연구결과(Slaughter, 2000)와 마찬가지로, 이 연구 또한 외부로의 해외직접투자가 노조원의 임금에는 부정적인 효과를 가져오기는 하지만 자국의 노동수요의 변화에는 영향을 미치지 않는다는 결론을 보여준다. 이는 국제적 거래가 상대적 노동 수요의 변화 없이도 임금에 영향을 미친다는 위협효과 이론을 뒷받침하는 것이다. 둘째로, 수입 침투율이 산업 간 임금 격차와 노조 임금 프리미엄에 모두 부정적 영향을 미치는 반면 해외직접투자는 노조 임금 프리미엄에만 영향을 미친다. 이 차이는 바로 위협 효과 이론이 제시하는 것처럼 외부로의 해외직접투자가 협상채널을 통해 노동자의 임금에 영향을 가져온다는 사실을 함축한다(반면 수입은 협상채널 뿐 아니라 수요 공급 과정을 통해서도 이러한 영향을 끼친다). 셋째, 이 연구의 측정결과는 아웃소싱 수준이 노동자의 산업 내 임금 프리미엄과 부정적인 상관관계를 가지며 그 효과는 비숙련 노동자에 있어 증폭된다는 것을 보여준다.

기존 임금불평등에 관한 많은 연구가 미국노동시장의 수요가 숙련 노동자 쪽으로 기울고 있음에 집중하고 그러한 변화를 국제무역, 아웃소싱, 기술발전 등과 연결시켜왔다. 이런 관점 때문에 이 연구들은 비숙련 노동자의 후생수준에 있어서의 중요한 변화를 간과하고 있었다. 본 연구는 노동 시장이 자본의 이동성에 반응하는 주된 통로가 바로 협상채널임을 주시하여 블루칼라와 교육 수준이 낮은 노동자들이 대거 종사하는 제조업 분야에 초점을 맞추었으며⁷⁶⁾ 세계화가 협상 결과에 미치는 영향을 이해하기 위해 집단 협상의 수혜를 받는 노동자를 중심으로 분석하였다. 노동자의 불안감은, 만약 그것이 존재한다면, 협상 테이블에서의 그들의 협상결과에

76) 1987년을 기준으로 미국 제조업에 종사한 23%의 노동자가 고교졸업이하의 학력을 가졌으며 14% 만이 대학교육을 받았다(Berman *et al.*, 1994).

큰 영향을 미칠 것이기 때문이다. 위협효과 이론의 예측대로, 본 연구는 세계화 과정(NAFTA와 WTO와 같은)에 따른 기업의 지역 이동성의 증가가 노동자에게 실업의 불안감을 심어주는 효과적 압력을 가하여 그들로 하여금 협상 테이블에서 양보하고 보다 적은 몫을 가져가는데 동의하도록 하고 있음을 보여주고 있다.

[그림 5-1] 한국 제조업의 해외직접투자 규모변화



이상은 자본이동의 위협효과를 미국의 사례를 통해 분석한 것이다. 최근 한국 제조업의 해외현지 투자가 확대되고 있다. 특히 중국 진출기회의 확대와 함께 비약적으로 증가하고 있는 실정이다. [그림 5-1]에 1980년대 이후 최근까지 한국 제조업의 해외직접투자규모의 추세가 나타나있다. 한국 제조업 부문의 해외직접투자 규모는 1981년에 약 5백6십만 달러에서 2006년에는 51억 달러 규모로 대폭 증가했다. 1989년까지 천만 달러 미만에서 머물러 있다가 90년에 들어서면서 크게 증가하기 시작하여 최근 10

년 동안 161%의 성장을 기록했다. 이와 동시에 한국 제조업 부문의 노동자의 경제적 조건이 여러 가지 면에서 어려운 조건에 처해있다. 부분내 숙련 대 비숙련간 또 정규직 대 비정규직 간 임금격차나 고용조건의 격차가 심화되고 있다. 한국의 자료를 통해 구체적인 분석은 실시해 보지 못했지만 한국내 제조업 노동자의 경제적 조건이 상대적으로 취약해지고 있는 데는 최근 크게 증가하고 있는 제조업내 해외직접투자 수준과 이로 인한 자본-노동의 협상력의 변화와 무관하지 않을 것이라 판단된다. 물론 이는 실증적인 분석을 통해서 검증되어야 할 것이다.

제6장 세계적 소득분포에서 개인의 지위: 국가별 평균소득이 다르고 이민이 (거의) 존재하지 않는 상태에서의 여건과 노력의 중요성

제1절 문제설정

롤즈(J. Rawls)의 『만민법(Law of Peoples)』에서는 다양한 나라 출신의 개인들이 만나서 그들의 관계를 규제하는 계약을 맺는다. 이는 그의 『정의론(Theory of Justice)』에서 한 나라의 시민들이 계약을 맺는 것과 유사한 비유이다. 그러나 각 나라의 사람들이 만난다는 것이 전 세계의 개인들이 만나는 것이 아니라 각국(민)의 대표자들이 만나는 것이라는 점에서 차이가 있다. 또한 그 결과도 두 가지 중요한 측면에서 다르게 나타난다. 롤즈는 빈곤으로 인해 ‘어엿한(decent)’ 사회를 이루지 못하는 ‘어려움에 처한 국민(burdened peoples)’들을 위해 제한적이거나 지원을 해주자는 세계적 차원의 차등의 원리(global difference principle)를 적용하지 않았다. 또한 이민은 오직 현저한 인권침해와 기근, 정치적 억압이나 종교적 억압이 있는 경우에만 발생한다고 가정하였다. 다시 말해 세계적 차원의 재분배는 엄격한 기준에⁷⁷⁾ 따라 최소한으로만 이루어지며, 경제적 목적의 이민은 허용되지 않는다.⁷⁸⁾ 따라서 각 국민은 기본적으로 분리된 존재이다.

77) 롤즈(Rawls, 1999, p.106과 p.118)는 사용목적의 제한 없는 국제적 지원을 상정하지 말 것을 명시적으로 강조하고 있다.

78) Rawls(1999) p.39와 p.74 참조.

롤즈의 가정은 세계의 현실적 상황에 대한 타당성 있는 묘사이다. 실제로 현실이 그러하다. 첫째, 2004년의 경우 부유한 나라에서 가난한 나라로의 지원은 부유한 나라의 국내총소득(Gross Domestic Income)의 0.25%에 불과했다.⁷⁹⁾ 이들 부유한 국가들은 자국의 복지지출에 GDI의 3% 내지 8%를 지출하였다. 국내의 빈민과 해외의 빈민은 명백히 서로 다르게 대우 받고 있다. 한명의 '자국 빈민'은 평균적으로 약 1백만 명의 '외국 빈민'의 가치를 지니는 셈이다(Milanovic, 2006). 마찬가지로 코프추크, 슬렘로드와 이자키(Kopczuk, Slemrod and Yitzhki, 2005)는 최적조세의 관점에서 볼 때 미국의 정책결정자들이 미국 빈민들에 비해 외국의 빈민들에게는 1/2000의 비중만을 부여하고 있다고 계산한 바 있다.

둘째, 2002년에 가난한 나라로부터 부유한 나라로 이주한 사람은 4백3십만 명이었는데, 이는 부유한 나라 이외의 국가에 살고 있는 빈곤층 인구가 5십억 명임을 고려한다면 0.1%에도 못 미치는 매우 작은 숫자에 불과하다.⁸⁰⁾ 따라서 롤즈의 가정(또는 요건)은 유지되고 있다.⁸¹⁾

그러나 이하에서는 논의의 편의를 위해 롤즈의 비유를 다소 변경시킬 것이다. 즉 세계 의회는 (i) 전 세계에 거주하는 각 개인들의 의회이지 그들의 대표들의 의회가 아니라는 것, (ii) 개인들이 계약의 합의에 이르도록 하기 위해 만들어진 것은 아니라는 점이다. 기존의 설명방식에 따라(『정의론』에서와 같이) 개인들은 무지의 베일(veil of ignorance) 하에서 만난

79) <http://www.oecd.org/dataoecd/17/39/23664717.gif>(2007년 2월 9일 확인)를 참조할 것. 이 수치는 개발원조위원회(Development Assistance Committee, DAC) 회원국(기본적으로 '구' OECD국가들이다)들만을 포함시킨 것이다.

80) <http://www.oecd.org/dataoecd/61/37/34607274.pdf>(2007년 2월 9일 확인) 참조. 여기서 가난한 나라와 부유한 나라는 통상적 방법에 의해 정의되었다. 즉 부유한 나라는 유럽경제지역(European Economic Area)(스위스 포함, 그리스 제외), 미국, 캐나다, 호주, 일본 등이고 가난한 나라는 그 외의 나라들이다.

81) 자신이 태어난 나라 밖에서 살고 있는 인구의 수는 전 세계 인구의 약 3%로 추정된다(Ozden and Schiff, 2006).

다. 여기서 가정되는 원초적 상태(original position)에서는 각 개인이 그들의 운명을 결정하는 두 가지 특성을 부여받는다. 어느 나라에 사는가와 그 나라에서 어떤 소득계층에 속하는가가 그것이다.⁸²⁾ 이러한 할당이 '운명'인 이유는 앞서 언급하였듯이 국가간 이민이 존재하지 않기 때문이다. 다른 극단적 경우로 사회적 이동가능성이 완전한 사회라면 각 개인들은 자신의 노력과 운에 의해 각자의 사회에서 '좋은' 지위에 이를 수 있고 따라서 소득계층의 할당은 중요하지 않게 된다.

주지하다시피 국가간 평균소득의 격차는 크다. 세계적으로 개인간 불평등의 3/4이 국가간 소득격차에서 비롯된다.⁸³⁾ 그 결과 한 개인이 어떤 나라에 속하게 되는지가 그의 일생의 기회를 결정하는 데 매우 중요하게 작용한다. 특정한 나라에 속하게 됨에 따라 각 개인들은 두 가지 '공공'재를 받게 되는데, 이 공공재는 자신의 노력으로 바꿀 수도 없고 기본적으로 그의 일생의 대부분 기간 동안 고정된 크기로 주어진다. 이 두 가지 공공재는 그 국가의 평균소득(다른 나라들에 비교한 상대적 크기)과 그 국가의 불평등 수준(이는 자신이 속한 계층이 전체 국가 소득의 얼마만큼을 받게 될지를 결정한다)이다. 물론 이는 다소 강한 가정이다. 이러한 매개변수들이 어느 개인의 노력에 의해 바뀔 수는 없지만, 그가 일생을 사는 동안 그가 속한 나라의 상대적 위치가 바뀌는 경우는 많이 있다. 지난 4반세기동안의 중국처럼 개선되는 경우도 있고 2차대전 이후의 아르헨티나나 최근의 아프리카 국가들이나 체체전환국들처럼 악화되는 경우도 있다. 지니계수로 측정된 국가의 불평등 역시 리, 스콰이어와 조우(L, Squire

82) 만일 N개의 나라가 있다고 하면 특정한 나라에 속하게 될 확률은 $1/N$ 이다. 다시 말해 이 확률은 국가별 인구수에 의존하지 않는다. 물론 어떤 나라에 속할지가 그 나라의 인구수에 비례하도록 하거나 특정한 해에 그 나라에서 태어나는 사람의 비율에 비례하도록 하는 다른 방식의 '추첨'을 상정할 수도 있다.

83) Milanovic(2002, p.78; 2005, p.112), Sutcliffe(2004), Bourguignon and Morrisson(2002, p.734), Berry and Serieux(2007, p.84) 참조.

and Zou, 1998)가 보이고 있듯이 매우 변동이 심하여 경우에 따라서는 심하게 요동치는 경우도 있다. 계획경제에서 시장경제로 이행하는(중국을 포함하여) 초기 단계에서 불평등의 증가, 대처 통치하의 영국과 레이건 통치하의 미국 등이 그러한 예이다. 그러나 설명을 단순하게 하기 위해 이하에서는 각 개인에게 그가 속한 국가의 평균 소득수준과 불평등 정도는 주어지고 자신의 노력이나 공과에 의해 바뀌지 않는다고 가정할 것이다. 이들은 개인에게 할당된 '도덕적으로 자의적인(morally arbitrary)' 두 가지 특성이기이다(Pogge 1994, p.197; Nagel 2005, p.119). 이 특성들을 '여건(circumstance)'이라고 부를 것이다(Roemer, 1998).

소득계층의 할당은 국가의 할당보다 더욱 모호한 측면이 있다. 한편으로 낮은(또는 높은) 소득계층에 속하는 것은 상당한 정도로 개인의 생애 전망을 결정하고 나아가 생애 소득을 결정한다. 사람들은 (아마도 거의 대부분은) 최고 소득계층이나 최저 소득계층에 속하게 되더라도 그 지위가 국가의 경우처럼 일생에 걸쳐 바뀔 수 없는 것이라고 볼 이유는 없다고 주장할지도 모른다. 실제로 모든 사회에서 어느 정도의 계층간 이동은 있으며 어떤 나라는 스펙트럼의 이론적 한 극단(사회적 이동성이 전혀 없는 경우)에 더욱 가깝고 어떤 나라는 반대편 극단(사회적 이동성이 완전한 경우)에 가까울 뿐이다. 완전한 이동가능성 하에서는 어떤 사람이 자기 나라의 특정 소득계층에 있다면 그것은 전적으로 그 사람의 노력과 행운의 결과라고 생각할 수 있다. 이것이 로머(Roemer)의 이분법에서 두 번째 요인, 즉 '노력(effort)'이다. 사회적 이동가능성이 전혀 없는 경우 계층에 소속되는 것은 전적으로 여건의 탓이다. 그러나 각 나라는 사회적 이동가능성의 정도가 서로 다르기 때문에 '여건'과 '노력'의 실제 비중도 나라마다 서로 다르다.⁸⁴⁾⁸⁵⁾

84) 소득계층의 할당은 지니계수의 '할당(assignment)'과 다르다. 한 개인은 그가 속한 나라의 소득 범위를 따라 위 아래로 이동할 수 있기 때문에 전자의 할당은 이동가능성과 관련이 있다. 후자(지니계수)의 할당은 분배의 불평등, 좀 더 정확히 표현하자면 각

이 문제는 로머(Roemer, 1998)의 용어를 이용하여 더욱 분명하게 표현할 수 있다. j 번째 나라에 살고 있는 i 번째 개인의 소득은 식(6-1)에서와 같은 함수로 표현할 수 있다. 여기서 α 는 그 나라에 고유한 여건(예를 들어 각 나라별 평균소득이나 불평등 수준)으로 1부터 m 까지의 값을 갖고, γ 는 개인에게 고유한 여건(성별, 인종 등)으로 1부터 n 까지의 값을 갖는다.⁸⁶⁾ E_{ij} 는 개인별 노력이고 u_{ij} 는 흔히 행운이라고 말하는 임의의 충격요인이다.

$$y_{ij} = f(\alpha_j^1 \dots \alpha_j^m; \gamma_{ij}^1 \dots \gamma_{ij}^n; E_{ij}; u_{ij}) \dots \dots \dots \text{식(6-1)}$$

본 연구의 목적은 소득의 어느 정도가 여건에 의해 설명되는지를 확인하는 것이다. 이하의 실증 분석 과정에서 α (국가별 특수 여건)에 초점을 맞추고 아무런 정보도 주어지지 않은 개인별 여건은 분석에서 제외할 것이다. 단, 개인별 여건 변수 중 부모의 소득계층은 분석에 고려할 것이다. 또한 노력은 여건과(α 와 γ 모두와) 독립적이라고 가정할 것이다. 즉 여건은 소득에 직접적으로만 영향을 미칠 뿐 노력을 통해 간접적으로 영향을 미치지 않는다고 가정한다.

소득계층이 총 소득에서 차지하는 비중과 관련되어 있다. 따라서, 어떤 사회가 매우 불평등하면서도 - 빈곤층의 상대적 소득이 낮다는 의미에서 - 동시에 매우 높은 이동가능성을 갖고 있을 수도 있다(가난한 집에서 태어난 사람은 그 계층에서 벗어날 수 없도록 '운명'지워진 것은 아니라는 점에서). 유럽과 비교할 경우 미국이 정확히 그러한 예에 해당된다고 간주된다. 물론 미국이 사회적 이동가능성 면에서 더 우월한 사회라는 생각에 의문을 제기하는 최근의 연구(Blanden, Gregg and Machin, 2005)도 있다. Jackson and Segal(2004, pp.29-31)도 참조할 것.

85) 이러한 의미에서 이동가능성은 한 국가에 속함으로써 연계 되는 '공공재'의 세 번째 경우에 해당할 것이다.

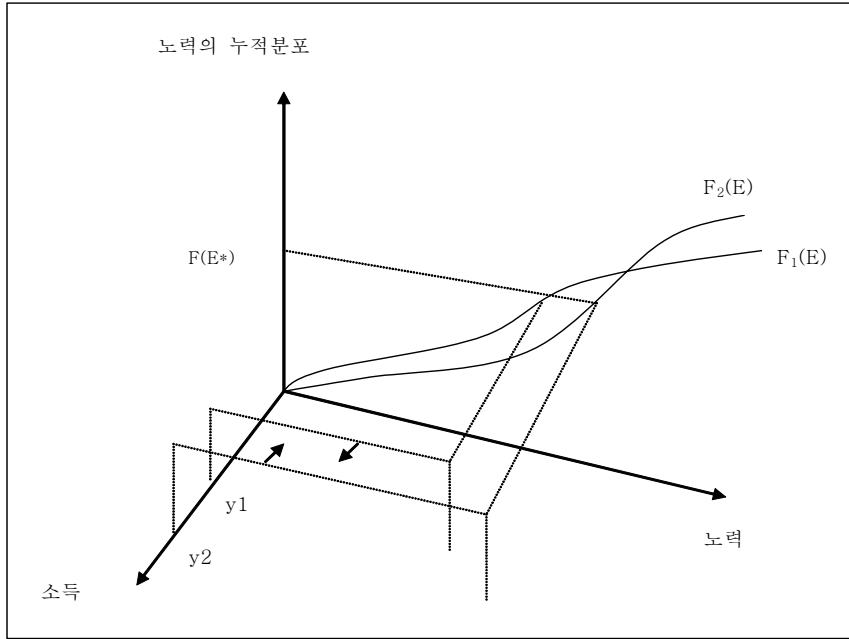
86) 설명을 단순화하기 위해 개인적 여건이 소득에 영향을 미치는 방식은 나라마다 다르지 않다고 가정한다.

가난한 나라인 1국과 부유한 나라인 2국의 개인노력에 대한 누적분포함수가 [그림 6-1]과 같이 주어져 있다고 생각해보자. 각 나라의 노력 분포함수에서 동일한 지점(E^*)에 놓여 있는 한 사람을 예로 들어보자. 기회 균등에 대한 로머의 정의에 따를 경우 각자가 속하는 유형(type)의 노력분포 상에서 동일한 백분위에 놓여 있는 사람들은 동일한 보상을 받아야 한다.⁸⁷⁾ 그런데, 소득평면(y) 위에서 보자면 이 두 사람의 노력은 서로 다른 소득으로 나타난다. 부유한 나라에 사는 사람의 소득은 y_2 , 가난한 나라에 사는 사람의 소득은 y_1 이다.⁸⁸⁾ 만일 높은 국가 평균 소득에 따른 이점을 조정된 후에도 $y_2 > y_1$ 의 관계가 성립한다면(둘 사이의 차이가 줄어들었더라도) 조정되지 못한 다른 여건이 존재한다고 결론내릴 수 있다. 그 여건들은 각 국가에 특수한 불평등이라든가 사회적 이동가능성을 제약하는 제도나 규범일 수 있다. 또는 국가와는 독립적인 개인 특수적 여건일 수 있다. 이 추가적 요인들 역시 '이점(advantage)'으로 작용하며, 따라서 '여건'으로 규정되어야 한다. 결과적으로 개인들에게 이점으로 작용할 수 있는 모든 (타당한) 여건들을 조정하고 나면 상대적 노력의 양이 동일한 사람들은 소득 공간에서 동일하게 보상받아야 한다. 즉 y_1 과 y_2 는 같게 된다([그림 6-1]의 두 화살표 참조). 이 장의 목적은 최초의 차이 $y_1 - y_2$ 가운데 얼마만큼이 우리가 경험을 통해 양화(量化)할 수 있고 상대적으로 희소한 여건들에 의해 설명될 수 있는지를 발견하는 것이다.

87) 다시 말해서, 여건의 차이가 통제된다면 동일한 노력 백분위에 속하는 사람들은 같은 크기의 보상을 받아야(평등하게 대우받아야) 한다는 것이다. 로머(Roemer 1998, 3장)는 상대적 노력(노력의 정도)과 절대적 노력(노력의 수준)을 구분하고 있다. 상대적 노력은 주어진 여건 하에서 기대되는 수준과 비교한 노력의 양이다. 기회의 평등원칙은 각 노력 분포의 백분위에 대해 동일한 결과가 주어져야 한다는 것이다. 이 경우 동일한 절대적 노력에 대해서 보상이 서로 다를 수 있다.

88) 각 유형의 노력분포에서 같은 백분위에 속하는 모든 개인들에게도 이러한 사정은 마찬가지이다. 부유한 나라 2의 소득분포곡선은 가난한 나라인 1국의 소득분포 곡선보다 높은 값의 소득을 갖는 것으로 확장되게 된다.

[그림 6-1] 두 가지 유형의 개인들 간의 기회의 평등



이 장에서 제기하고자 하는 문제는 다음과 같다. 한 개인의 일생의 기회 가운데 어느 정도가 소속 국가에 의해 결정되고 어느 정도가 소속 소득계층에 의해 결정되는가? 이 '상충관계(trade-off)'는 소득계층이 달라짐에 따라 체계적으로 변화하는가? 스스로의 노력에 의해(즉 자기 나라 안에서 소득의 사다리를 올라감으로써) 한 개인이 이 세계적 소득분포에서 차지하는 지위를 얼마나 개선시킬 수 있는가? 이 모든 것들이 세계의 모든 사람들의 기회 균등에 대해 말해주고 있는 것은 무엇인가?

이하에서는 우선 이러한 문제들을 경험적으로 다루는데 필요한 세계적 소득분배 자료에 대해 설명한 후 국가와 계층에 관한 정의에 대해 검토할 것이다(2절). 3절에서는 전 세계적으로 국가간에 그리고 소득계층간에 소

득이 분배되는 일반적 규칙성을 보일 것이다. 4절과 5절은 이 장의 핵심 부분으로써, 위에서 제기된 질문들에 대한 답을 제시하고자 할 것이다. 마지막 절은 결론이다.

제2절 자료와 정의

본 연구에 사용된 데이터는 전 세계적 소득불평등을 분석하기 위해 구축된 <세계소득분배(World Income Distribution, WID)> 데이터베이스이다. 이 데이터베이스는 세계 거의 모든 국가에서 조사된 가계조사로써, 거의 대부분이 미시자료로 구성되어 있다. 본 연구에 사용된 2002년 데이터의 경우 120개국의 가계조사를 포함하고 있으며, 이는 세계 인구의 94%, 달러화로 표시된 전 세계 소득의 98%를 대표한다.⁸⁹⁾ 이 데이터의 지리적 포괄 범위는 아프리카를 제외한 세계의 거의 모든 지역이다(<표 6-1> 참조).

<표 6-1> 사용된 조사 자료의 인구 및 소득 포괄 범위(%)

	아프리카	아시아	라틴아메리카	동유럽과 CIS	WENAO	세계
인구	77	96	96	97	99	94
소득	71	95	95	99	100	98
국가 수	29	23	21	26	21	120

주: WENAO 는 서유럽, 북아메리카와 오세아니아(오스트레일리아와 뉴질랜드).

CIS= Commonwealth of Independent States. 동유럽은 구 공산권 국가를 포함.

자료: World Income Distribution database

<http://econ.worldbank.org/projects/inequality> 참조

거의 대부분의 조사에서(115개 조사) 미시 데이터가 제공되었다. 이 경

89) 이 조사에 포함된 나라들의 소득 비중을 \$PPP로 표시할 수는 없는데, 그 이유는 서베 이 자료를 구할 수 없는 대부분의 나라의 경우 PPP 데이터 역시 구할 수 없기 때문이다(예, 아프가니스탄, 이라크, 수단 등). 그러나 일반적으로 달러 표시 소득은 구할 수 있다.

우 어떤 유형의 분배도 추정할 수 있다(10분위, 20분위, 100분위 등을 가구단위 및 개인단위로 계산 가능). 데이터의 구분점의 수를 제한하고 분석상의 편의를 위해 각 국별로 데이터 구분점을 20분위로 제한하였다(각각의 20분위에는 각국 인구의 5%씩이 포함된다. 각 자료마다 개인들은 가구의 개인당 소득(각 서베이에서 어떤 후생지표가 사용되었는지에 따라 지출액이 사용된 경우도 있다)이 가장 가난한 사람부터 가장 부유한 사람의 순서로 순위가 부여되었다. 모든 국가들이 연간 서베이 자료를 제공하는 것은 아니므로, “기준”년도(본 연구에서는 2002년)를 설정하였다. 즉 가능한 한 많은 나라의 2002년 가계조사 자료를 얻고자 노력하였으며, 2002년 조사 자료가 없는 경우에는 2002년에 가장 가까운 해의 자료를 이용하였다. 그 결과 79개국의 조사 자료가 기준년도나 그 한 해 전후에 조사된 것이었고, 2개의 자료만이 두 해 전후에 조사된 것이었다. 기준년도가 아닌 해에 조사된 자료의 경우, 보고된 소득 값에 각국의 소비자 물가지수를 적용하여 각국 통화로 표시된 2002년의 소득액으로 환산하였다. 그 다음에 이 액수를 세계은행이 제공하는 2002년 \$PPP 추정치를 이용하여 국제(PPP) 달러화로 표시하였다. 그리하여 각 20분위마다 소득으로 얻은(또는 지출에 사용한) PPP 달러표시 금액의 평균값을 계산하였다.⁹⁰⁾

각 나라들이 동일한 크기의 20개 집단(20분위)으로 나누어진다는 점은 다음과 같은 점에서 매우 유용하다. 우선 소득지위의 비교가 가능하다. 예를 들어 중국의 3/20분위를 나이지리아의 7/20분위와 비교할 수 있다. 또한 마찬가지로 방식으로 모든 나라에 걸쳐 소득 계층(income classes)을 정의할 수 있다. 용어의 사용을 고정시키기 위해 이하에서는 각 20분위를 ‘소득계층’이라고 지칭할 것이다. 소득계층은 1부터 20까지 있으며, 20이 가장 고소득 계층이다.

90) 앞서 언급하였듯이 이 연구에서 사용된 조사자료에는 소득자료도 있고 지출(소비) 자료도 있다. 이하에서는 표현을 단순화하기 위해 ‘소득’분배, 세계에서의 ‘소득’지위 등의 표현으로 통일하기로 한다.

소득계층과 거주국은 한 개인이 세계의 소득분배 상에서 어떤 위치를 차지하는지를 규정한다. 이 위치는 세계 소득분배상의 100분위로 표현된다. 예컨대 어떤 사람이 세계에서 72/100분위에 속한다고 말할 수 있는데, 이는 그의 소득이 세계 인구 100명중 72번째 사람보다는 높다는 의미이다. 이러한 상황을 단순하게 표현하여 '지위(position)' 또는 '세계에서의 지위(position in the world)'라고 할 것이다. 세계를 일인당 소득에 따라 100분위로 나누기 때문에 지위는 (가장 낮은) 1부터 (가장 높은) 100까지 존재하게 된다. 각 100분위는 이 연구의 분석 대상이 되는 전 세계 인구, 즉 약 5700만 명의 1/100의 인구를 포함하는 셈이다.⁹¹⁾

이제 다음으로, 세계가 어떻게 각 나라들로 '구분'되는지와 소득계층이 어떻게 나타나는지를 표현하는 문제로 넘어가도록 한다.

제3절 세계의 다양성

[그림 6-2]는 한 국가 안에서의 분포와 세계적 분포 두 측면을 결합한 것이다. 각 나라에서의 소득 20분위가 세계적 분포에서 표현되고 있다. 독일의 경우를 예로 들어 보자. 독일은 부유한 나라이고 소득불평등이 적당한 수준이기 때문에 독일 인구의 대부분은 세계 소득분포의 높은 쪽에 분포하고 있다. 독일에서 가장 가난한 20분위는 세계 소득분포 상에서 보면 73/100분위에 해당된다. 다른 20분위들은 그 이상의 지위에 위치하며, 가장 부유한 20분위는 세계 소득분포에서도 최상층에 속한다. 이와 마찬가지로의 해석이 다른 나라에도 적용된다. 이 곡선을 '지위 곡선(the position curves)'라고 할 수 있다. 가장 부유한 층과 가장 가난한 층이 27개 100분

91) 불행히도 모든 100분위가 동일한 크기인 것은 아니다. 이것은 20분위 구분이 '깔끔하지 못하기(lumpiness)' 때문에 비롯된 것으로, 특히 중국이나 인도의 경우가 그러하다. 그 결과 중국의 한 20분위는 세계 소득분포상의 한 100분위보다 크게 되는 경우가 생기는데, 이때 다음 100분위의 인구 규모는 줄어들게 된다.

위에 걸쳐 나타나는 독일과는 달리 중국은 3/100분위부터 85/100분위까지 더 넓은 범위에 걸쳐 분포한다. 특히, 소득분배가 불평등한 브라질의 경우는 실제로 세계 소득분포상의 거의 전 영역에 걸쳐 분포하게 된다. 반면 인도의 경우는 가장 가난한 20분위가 4/100분위에, 가장 부유한 20분위가 70/100분위에 해당된다. 인도에서 가장 부유한 사람들(약 5천 만명 이상에 해당되기 때문에 실제로는 집단이다)이라고 하더라도 독일의 가장 가난한 사람들(집단)보다 일인당 소득이 낮은 것이다.

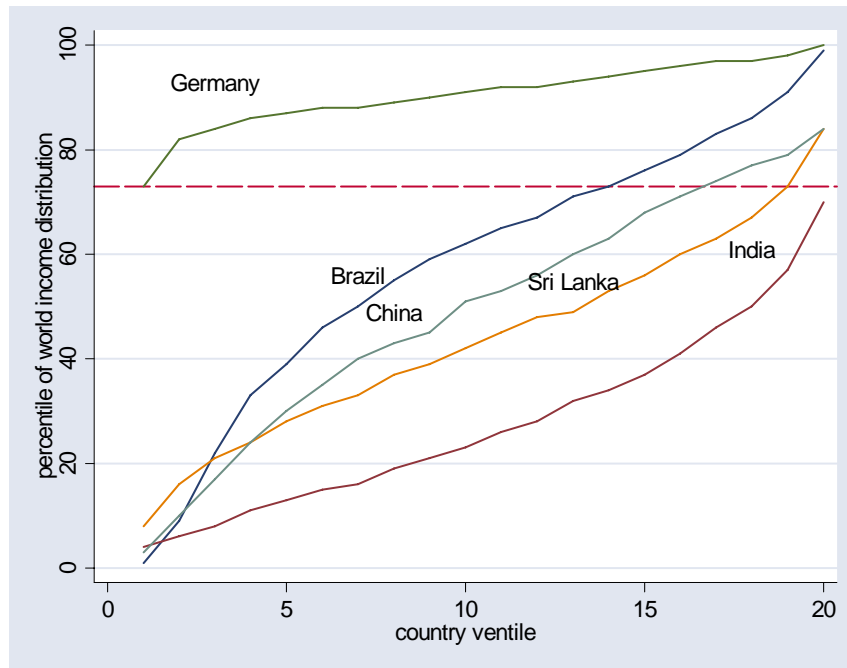
이 곡선은 일반화된 로렌츠곡선의 한 형태로 볼 수 있다. 즉 세로축에 소득수준이 표시되는 대신 세계에서 소득 지위가 표시되고 있다. 이러한 '지위' 접근법의 장점은 측정 오차를 줄일 수 있다는 것이다.⁹²⁾ 그러나 지위가 상방 한계를 갖기 때문에 이 특수한 일반화된 로렌츠곡선은 많은 경우 불룩하기보다는 오목한 모양이다. 그러나 곡선의 해석방식에 있어서는 일반화된 로렌츠곡선과 동일하다.⁹³⁾ [그림 6-2]로부터 스리랑카의 분포는 인도의 분포에 비해 1계 우위에 있다는 것을, 독일의 분포는 브라질을 제외한 모든 나라들에 대해 1계 우위에 있다는 것을 알 수 있다. 브라질, 중국, 인도 사이에서는 어떤 나라도 1계 우위에 있지 못하다. 최하위의 브라질 사람은 인도와 중국의 가장 가난한 사람보다도 가난하기 때문이다. 물론 브라질 중산층은(대략 7/20분위에서 15/20분위에 해당) 중국이나 스리랑카, 인도의 중산층보다 부유하다. 또한, 최하위 20분위 사이의 지위상 격차가 가장 크다는 점을 확인할 수 있다. 독일의 최하위는 세계에서 73/100분위에 해당되는 반면 다른 네 나라에서 최하위 20분위는 세계적 소득분포에서도 최하위에 해당되기 때문이다. 반면 각국 최상위 20분위에

92) 가계조사는 소득이나 지출액을 완벽하게 측정하지 못한다. 그러나 각 개인을 세계적 분포 상에서 '잘못' 위치시킬 가능성은 적다.

93) 지위의 1계 우위는 항상 소득의 1계 우위를 의미한다. 그러나 그 역은 성립하지 않을 수 있다. 한 나라의 소득분포가 소득 면에서는 우위에 있더라도 소득의 차이가 매우 작을 경우 두 나라의 20분위가 같은 100분위에 포함될 수 있기 때문이다.

해당되는 사람들의 격차는 훨씬 작다.

[그림 6-2] 지위 곡선: 국가와 소득계층별로 본 세계적 불평등



자료: World Income Distribution(WYD); 2002년이 기준년도임.

세계의 소득분포는 국가별 평균소득의 격차에서 비롯되는 불평등과 한 나라 안에서의 불평등에서 비롯되는 불평등으로 분해하여 볼 수 있다. <표 6-2>는 2002년 자료를 이용하여 분석한 결과 불평등 지표에 따라 차이는 있지만 66%에서 87%의 세계적 불평등이 국가간 평균소득의 차이에서 비롯된다는 것을 보여준다. 세계적 불평등 연구에서 가장 자주 사용되는 불평등지표인 지니계수의 예를 들자면 세계적 불평등 수준인 65.5점 중에서 55.7점이 국가간 격차에서 비롯된 것이다.

〈표 6-2〉 세계적 소득불평등과 요인별 국가간 차이(기준년도=2002)

	(1)	(2)	(3)
	개인간 세계적 불평등	세계적 불평등에 대한 국가간 차이 요인	(2)/(1) (%)
상대적 평균 편차	0.517	0.450	87
변이계수	1.751	1.278	73
소득(로그값)의 표준편차	1.234	0.982	80
지니계수	0.655	0.557	85
Mehran지수	0.783	0.683	87
Piesch지수	0.591	0.494	84
Kakwani지수	0.357	0.274	77
Theil entropy 지수	0.835	0.579	69
Theil 대수 평균편차	0.846	0.562	66

자료: World Income Distribution(WYD) database. 모든 소득은 2002년 국제 달러가치 기준.

제4절 국가와 소득계층의 상대적 중요성

1. 국가와 계층에 관한 (집계적)정보가 있을 때의 세계적 소득지위 예측

위에서 본 바와 같이 한 사람의 지위는 두 가지 요인, 즉 살고 있는 나라와 속해 있는 소득계층에 의해 결정된다. j 번째 국가에 사는 개인 i 에 대해 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$P_{ij} = b_0 + b_1 m_j + b_2 G_j + b_3 C_{ij} + \epsilon_{ij} \dots\dots\dots \text{식(6-2)}$$

여기서 P_{ij} 는 세계 소득분포상의 소득지위(100분위)이고, m_j 는 국가별 평균소득, G_j 는 국가의 불평등도(즉 지니계수), 그리고 C_{ij} 는 j 국 안에서 개인의 소득계층이며 ϵ_{ij} 는 오차항이다.⁹⁴⁾

회귀식 (6-2)의 추정결과는 <표 6-3>에 제시되어 있다.⁹⁵⁾ 우선 한 개인의 세계에서 소득지위 가운데 얼마만큼이 그가 속한 나라의 평균소득에 의해서 설명되는지 살펴보자(모형 1). 그에 대한 답은 60퍼센트이다. 국가의 평균소득이 10퍼센트 증가하면 개인의 세계 소득 지위는 평균적으로

94) 앞서 지적했듯이 인도와 중국의 경우 한 20분위의 크기가 크기 때문에 모든 100분위가 세계 인구의 정확히 1/100씩을 포함하지 못하게 된다. 이에 대한 대안으로 위의 회귀방정식에서 P_{ij} 를 세계 소득분포 상의 정확한 위치로 간주할 수 있다(예를 들어 64 번째 백분위가 아닌 63.4번째 백분위로). 그러나 결과는 거의 동일하다. 이렇게 계산한 결과는 필자에게 요청시 제공할 수 있다.

95) 이 회귀식에는 가중치가 부여되지 않았다. 즉 (인구와 상관없이) 각 나라는 동일하게 취급되었다는 것을 의미한다. 이러한 방법은 원초적 상태(original position)의 가정, 즉 각 개인이 특정한 나라에 속할 확률은 모두 동일하다는 점에서 정당화될 수 있다. 만일 특정 나라에 속하게 될 확률이 그 나라의 인구규모에 비례하다고 한다면 롤즈식의 추첨은 달라질 것이다.

약 2.3 백분위가 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그런데 어떤 개인이 국가에 소속되게 될 때 국가의 평균소득 뿐만 아니라 불평등수준이란 특성도 개인에게 작용하게 된다. 하지만 이 두 가지 특성 모두를 고려하더라도 사정은 크게 변하지 않는다(모형 2).⁹⁶⁾

국가별 특성과 소득계층을 동시에 고려하면(모형 3) 세계적 소득분포에서 개인의 지위 변화의 90% 이상을 설명할 수 있게 된다. 앞서 설명한 방식과 같이 국가 평균소득의 10% 증가는 개인의 백분위를 2.23계단 상승시킨다. 한편, 소득계층이 한 단계 높아지게 되면 세계에서의 소득지위는 2.8계단 상승한 백분위에 놓이게 된다. 따라서 종합해보면 한 나라에서 한 단계 더 높은 소득계층에 속하게 된다는 것은 평균적으로 평균소득이 12% 더 높은 국가에 사는 것과 마찬가지로이다. 이와 같이 (개인적 노력을 부분적으로 반영한다고 할 수 있는) 소득계층과 도덕적으로 자의적인 소속 국가 사이의 상충관계가 분명히 드러난다. 만일 한 개인이 노력이나 행운에 의해 자기 나라에서 8개의 소득계층을 올라간다면, 그는 두 배 더 부유한 나라에서 태어난 것과 같은 길로 접어든 셈이다.

96) 평균적으로 지니 점수의 상승은 개인의 지위를 약 0.33퍼센트 포인트 낮추는 효과를 갖는다. 물론 이는 집계적 수준에서만 그러하다. 만일 개인을 소득계층 단위로 구분하여 본다면 상류 계층의 사람들에게는 더욱 불평등한(따라서 평균소득을 통제할 수 있는) 나라에 사는 것이 더 유리할 것이다. 낮은 사회적 계층에 속하는 사람들에게는 반대이다. 이 점은 뒤에서 설명될 것이다.

〈표 6-3〉 세계적 소득분포에서 개인의 위치에 대한 설명요인
(종속변수: 세계적 소득분포에서의 백분위)

	부모의 소득계층 포함								
	국가만 고려		국가와 자신의 소득 계층	기본 모형	낙관적	비관적	매우 낙관적	매우 비관적	가상적
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1인당 소득의 평균(로그값)	22.92 (0)	22.32 (0)	22.32 (0)	22.33 (0)	22.33 (0)	22.42 (0)	22.32 (0)	22.32 (0)	---
지니계수(%)		-0.33 (0)	-0.33 (0)	-0.34 (0)	-0.34 (0)	-0.35 (0)	-0.33 (0)	-0.33 (0)	-0.14 (0)
자신의 소득계층(20분위 중)			2.80 (0)						4.77 (0)
부모의 소득계층(20분위 중)				2.39 (0)	2.30 (0)	2.46 (0)	2.09 (0)	2.52 (0)	
상수항	-126.2 (0)	-108.2 (0)	-137.6 (0)	-132.5 (0)	-131.5 (0)	-134.0 (0)	-130.2 (0)	-134.4 (0)	23.08 (0)
관측치	2,300	2,300	2,300	230,000	230,000	230,000	230,000	230,000	2,300
R ²	0.60	0.61	0.91	0.80	0.78	0.82	0.76	0.83	0.96
F 값	4254 (0)	1799 (0)	1202 (0)	31,539 (0)	28,467 (0)	34,155 (0)	24,705 (0)	37,816 (0)	3,353 (0)

자료: 동일 국가내 관측치들간의 상관관계를 조정하기 위해 클러스터 옵션을 사용하여 회귀분석한 결과임. 회귀분석시 가중치는 사용하지 않음. 115개 국가에서 20분위가 존재하므로 모형 1~3과 9에서는 2,300개의 관측치가 사용됨. 확장된 회귀분석에서는 이 관측치에 100을 곱해줌. 괄호 안의 수치는 p값임. 소득계층은 최하위가 1, 최상위가 20임.

세계적 규모의 소득분포에서 개인이 차지하는 위치를 설명하는 데 국가와 소득계층의 중요성을 구분하여 말하자면 63%는 거주하는 국가에 의해

설명되고 31%는 소속 소득계층에 의해 설명된다.⁹⁷⁾ 소득계층은 (1) 태어날 때의 소득계층과 현재의 소득계층이 완전히 독립적이고, (2) 현재의 소득계층이 오직 노력(과 행운)에 의해서만 결정된다고 주장할 수 있을 때에만 완전히 '노력'으로 간주될 수 있다. 좀 더 수학적으로 표현하면, 그러한 상황이란 한 개인의 현재 소득과 그의 부모 소득의 상관관계가 0인 경우라고 할 수 있다. 다른 극단적인 경우는 사회적 이동이 전혀 허용되지 않고 태어날 당시의 소득계층이 현재(즉 가계조사에서 관측된)의 소득계층이 되는 경우이다. 이 경우 소득계층이란 변수는 여건에 '귀속(ascribed)'되어야 할 것이다.

물론 현실에서의 상황은 나라마다 다르고 두 가지 극단적인 경우의 사이에 해당될 것이다. 이상적인 경우로 만일 우리가 자녀의 소득과 부모의 소득 사이의 상관관계에 대한 국가별 데이터를 갖고 있다면 그것을 이용하여 국가별로 세습된 지위의 역할이 어느 정도인지 계수를 측정할 수 있을 것이다. 그러나 불행히도 그러한 데이터가 존재하는 나라는 몇 나라 되지 않고, 그것도 대부분 부유한 나라들이다. 이 자료에 따르면 노르딕 국가와 캐나다에서 세대간 이동성이 상대적으로 높고, 미국과 영국에서 낮으며, 유럽의 대륙국가에서는 (논란의 여지가 있으나) 더욱 낮다(Solon, 1999, pp.1784-89; Checci et al., 1999; Bjorklund and Jantti, 1997). 부유한 나라의 세대간 수입의 탄력성 계수 ρ 는 복구 수준인 0.2와 (몇몇 연구에서만 제시되고 있지만) 0.6 사이이다.⁹⁸⁾ 데이터를 구할 수 있었던 아시아와 중남미의 몇몇 제3세계 국가들의 경우 이 계수의 값은 거의 0.5에서

97) 이러한 결과는 분산을 분석함으로써 도출되며, 회귀변수들이 모형에 도입되는 순서와는 무관하다.

98) 이 계수는 자녀 수입과 부모 수입에 각각 로그를 취한 뒤 자녀의 수입을 부모 수입에 회귀시킴으로써 구해진다. 만일 부모와 자녀 수입의 표준편차가 대략적으로 같다고 가정하면 이 탄력성을 상관계수로 간주할 수 있다. 마지막으로 여기서의 분석에서 소득이 아닌 수입(earning)에 근거하여 세대간 탄력성을 계산하였음을 강조하고자 한다. 수입에 적용되는 것이 더욱 이상적이기 때문이다.

0.7 사이의 값으로 높게 나타났다(Lam and Schoeni, 1993; Grawe, 2001; Ferreira and Veloso, 2006). 이상과 같은 문헌연구에 기초하여 이러한 분석들의 결과를 아래 <표 6-4>에서 '기본적 경우(basic case)'의 시나리오로 제시하였다. 분석 결과들이 이동가능성에 대한 가정에 따라 얼마나 민감하게 달라지는지 보기 위해 몇 가지 시나리오를 더 추가하였다. 사회적 이동가능성이 기본적 경우에 비해 큰 경우와 작은 경우를 각각 낙관적, 비관적 경우로 표기하였으며(<표 6-4> 참조), 두 가지의 극단적인 경우를 상정하였다. 즉 극도로 낙관적인 경우 - 이상적 세계의 청사진이 될만한 - 로 사회적 이동가능성이 높고 세계 모든 나라에 걸쳐 동일한 경우가 이에 해당되고, 다른 하나는 극단적으로 비관적인 경우로 이동가능성이 모든 나라에서 매우 낮은 경우가 여기에 해당된다.

<표 6-4> 부모소득과 자녀소득간의 세대간 탄력성 계수

	기본모형	낙관적 모형 (높은 이동성)	비관적 모형 (낮은 이동성)	매우 낙관적 모형	매우 비관적 모형
노르딕 국가	0.2	0.15	0.3	0.2	0.9
기타 WENAO 국가	0.4	0.3	0.5	0.2	0.9
동유럽/CIS	0.4	0.3	0.5	0.2	0.9
아시아	0.5	0.4	0.6	0.2	0.9
라틴아메리카	0.66	0.5	0.9	0.2	0.9
아프리카	0.66	0.5	0.9	0.2	0.9

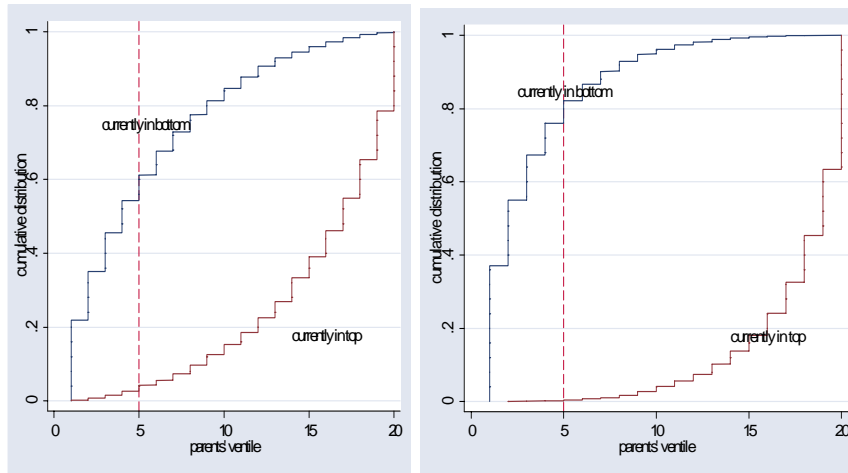
만일 표본에 있는 모든 나라들에 대해 상관관계에 관한 가정을 하고 나면, 다음과 같은 모의 추정을 시도할 수 있다. 어떤 나라 j 의 상관계수를 ρ_j 라고 하자. 이 때 예를 들어 최하위 20분위에 속한 어떤 개인이 있다고 하자. 그의 부모가 어느 소득분위에 속해있었는지는 알 수 없기 때문에

그것을 추정하기 위해 다음과 같은 임의의 데이터 생성과정(random data generation process)을 거친다.

$$y_{ij} = \rho_j y_{ij}^* + e_j \dots\dots\dots \text{식(6-3)}$$

여기서 y_{ij} 는 정규분포로부터 도출된 i 번째 개인의 (로그로 표시한) 소득이고, y_{ij}^* 는 개인 i 의 부모의 소득이며(*는 부모를 의미하는 부호이다) e_j 는 정규분포 $N(0, 1)$ 를 이루는 오차항이다. 부모와 자녀 세대의 소득을 생성한 다음에 부모의 소득과 자녀의 소득을 20분위로 나누고, 자녀들의 20분위에 대해서는 부모의 20분위에 대한 조건부 분포를 계산할 수 있다. [그림 6-3]은 ρ 의 값이 0.5에서 0.9까지 변할 때 최하위 20분위와 최상위 20분위의 조건부 누적분포함수를 보여준다. 이 그림으로부터 ρ 가 높은 경우 현재 최하위(최상위) 20분위에 속한 사람의 부모 역시 최하위(최상위) 20분위에 속해 있었을 확률이 매우 높다. 반대로 ρ 가 작아지면 그러한 확률도 작아진다. 예를 들어 $\rho=0.9$ 인 경우 현재 최하위 20분위에 속하는 사람들은 그들의 부모가 하위 5개 분위에 속해 있었을 확률이 80% 정도이다([그림 6-3]의 오른쪽 그래프에서 세로축이 $x=5$ 인 경우를 보라). 반대로 사회적 이동가능성이 더 높아지면($\rho=0.5$) 그 확률은 60%를 조금 넘게 된다([그림 6-3]의 왼쪽 그래프). 만일 궁극적으로 ρ 가 0이 된다면 부모의 소득분포(좀 더 정확히 말하자면 부모의 20분위 분포)는 자녀의 20분위 분포와 같아진다.

[그림 6-3] 최하위와 최상위 분위에서 부모 소득분위의 누적분포
 $\rho=0.5$ $\rho=0.9$



주: 식(6-3)에 의한 계산결과임. 'current'는 자녀 세대의 소득분위를 의미함.

생성된 부모의 20분위 자료를 이용하여 다음과 같은 분석을 수행할 수 있다. 현재 관측된 (자녀 세대의) 20분위를 100으로 보고, i 번째 20분위에 속하는 각 자녀들에게 부모의 소득 20분위를 할당해 준다. 예를 들어 주어진 ρ 값과 주어진 자녀의 20분위 값 하에서 부모의 소득분포는 다음과 같은 방식으로 나타난다. 30%의 부모는 하위 20분위 출신이고, 40%는 중간, 30%는 상위 20분위 출신이다. 따라서 이 분위에 속하는 자녀의 30, 40, 30%가 각각 하위, 중간, 상위의 부모소득 20분위를 할당받게 된다. 이와 같이 자녀 소득의 특정 20분위에 내에서도 부모의 소득 20분위는 이질적 분포를 이룬다(만일 어떤 20분위에 속해있는 모든 자녀세대들에게 동일한 기대(expected) 부모소득분위를 할당해 준다면 이러한 상황은 발생할 수 없을 것이다). 이와 같이 확장된 모형으로 다음과 같은 회귀분석을 수행한다.

$$P_{ij} = \beta_0 + \beta_1 m_j + \beta_2 G_m + \beta_4 C_{ij}^*(\rho) + \epsilon_{ij} \dots\dots\dots \text{식(7-4)}$$

여기서 C_{ij}^* 는 개인 i 의 부모의 추정 소득계층인데, 당연히 이 값은 ρ 의 함수이다. 동일한 나라에 살면서 동일한 소득분위에 속하는 개인(자녀세대) 사이에서도 부모의 소득분위가 다르다는 사실로 인해, 환경의 효과를 따로 떼어 놓고 더 자세히 분석하는 것이 가능하다. 각 소득분위 간에 부모 소득지위가 상이할 뿐만 아니라 자녀세대의 같은 소득분위 안에서도 부모의 소득지위가 다양할 수 있기 때문이다. 이제, 회귀식에 의해 설명된 모든 부분을 '여건' 요인으로 해석할 수 있다. <표 6-3>의 (4)~(8)열은 위에서 설명한 다섯 가지 시나리오, 즉 기본적 경우, 낙관적 가정, 비관적 과정 및 두 가지 극단적 가정 등에 따른 각각의 결과들을 보여준다.

(3)열과 (4)열을 비교해보면 자신의 소득분위를 부모의 소득분위로 대체할 경우(기본적 시나리오에서) 세계적 소득지위 변화의 '설명된' 부분이 0.91에서 0.80으로 줄어든다. 부모의 소득지위는 통계적으로 유의한 영향을 미치고, 그 값의 절대적 크기는 자신의 소득계층의 영향보다 작다. 평균적으로 1계단 높은 20분위의 부모를 갖는 것은 세계적 소득분포에서 개인의 단계를 2.4%포인트 상승시킨다. 이는 자신의 소득계층이 한 단계 높아지는 것에 비해 0.4%포인트 작은 값이다.

낙관적 시나리오에서는 여건의 중요성이 감소하고(<표 6-3>의 모형(5) 참조), 세계 모든 나라에서 똑같이 사회적 이동가능성이 높다고 가정한 극단적으로 낙관적인 시나리오에서는 R^2 값이 0.76까지 낮아진다. 사회적 이동가능성이 매우 낮다고 가정한 비관적(또는 극단적으로 비관적) 시나리오 하에서는 여건의 영향이 약 82%에서 83%까지 높아진다(<표 6-3>의 모형(6)과 (8) 참조). 사회적 이동가능성이 낮다고 가정할수록 부모의 높은 소득지위는 더 큰 중요성을 갖게 된다.

결론적으로 세계 소득분포상 지위 변화의 60~80%는 개인이 통제할 수 없는 여건의 탓으로 돌릴 수 있다. 하한값인 60%는 국가의 평균소득과 국가의 불평등수준만이 작용할 때의 값이고 상한치인 80%는 부모 소득이라는 여건 요인이 작용하면서 소득지위의 이동가능성에 대한 기본적 가정이나 비관적 가정을 했을 때의 수치이다. 어떤 경우이든 노력이나 (로머의 적절한 표현대로) '우연적 행운(episodic luck)'이 설명하는 바는 상대적으로 작다.

마지막으로 모든 나라의 평균소득이 동일한 가상적인 경우와⁹⁹⁾ 비교함으로써 개인이 속한 위치가 얼마만큼 중요한 역할을 하는지 살펴볼 수 있다. 이 경우에도 롤즈식의 추첨에서 사람들은 각기 다른 나라와 다른 소득계층에 속하게 된다. 그러나 개인이 속한 위치 가운데 국가간 평균소득의 차이는 의미가 없어지고 오직 국가간 소득분배의 차이(지니계수의 차이)만 중요하게 된다. 이 때의 결과는 <표 6-3>의 모형(9)에 제시되어 있다. 모형(3)과 비교하여 볼 때 소득계층의 계수의 크기는 두 배 이상이 된다. 만일 두 효과를 분해하여 설명한다면 소득계층은 세계적 소득지위 변화의 90% 이상을 설명하고, 반면 소속한 나라는 (그 나라의 불평등도를 통해) 5% 이하만을 설명할 뿐이다.¹⁰⁰⁾ 이러한 예를 통해 볼 때, 어떤 나라에 속하는지는 그 나라의 평균소득 효과를 통해서만 의미를 지닐 뿐 (국가별) 불평등도를 통한 효과는 크지 않다고 결론내릴 수 있다.

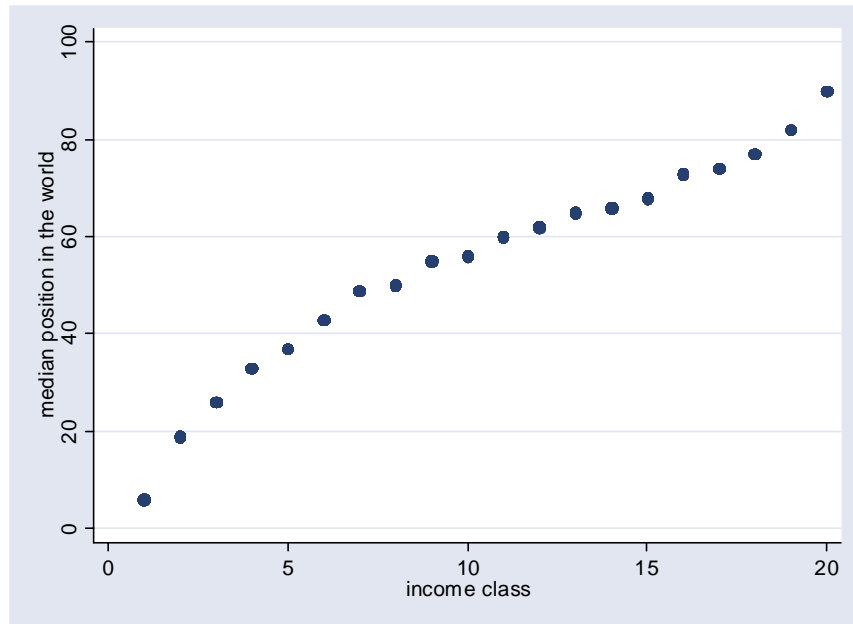
99) 이러한 상황은 로머(Roemer, 2007)가 기회균등의 1단계라고 말한 것이다. 우연히도 모든 나라의 평균소득이 같아진다면, 지니계수값은 37.4가 되지만, 실제의(World Income Distribution 2002년 자료에 근거한) 지니계수값은 64.2이다.

100) 역사적으로 비슷한 분석이 19세기 초반에 대한 분석결과에서도 제시된 바 있다. Bourguignon and Morrisson(2002)의 세계 불평등의 장기적 추세에 대한 연구에 따르면, 계층(국가 내의 불평등)은 세계의 개인간 불평등의 약 90%를 설명한다.

2 소득계층이 주어진 경우 세계 소득지위의 중위값 및 그 변화

노력의 효과에 대해 검토하는 또 다른 방법은 한 개인이 자기 나라 안에서 소득 지위가 한 단계 올라갈 때 세계에서 그의 지위는 평균적으로 얼마나 높아지는지를 보는 것이다. 예를 들어 최하위 소득계층에 있는 사람의 경우 세계적 지위의 중위값은 7/100분위 이다. 만일 이 사람이 5/20분위로 상승하게 된다고 가정해 보자. 이때 그의 지위의 중위값은 39/100분위가 된다. 소득계층이 또 한번 다섯 계단 상승한다면 그는 56/100분위에 위치하게 된다. [그림 6-4]는 20개의 각 소득계층에 대해 구한 값을 보여 준다. 최하위 계층에서는 한계적 이득이 매우 큰 의미를 지니고(예를 들어 최하위층에서 두 번째 최하위층으로 소득계층이 올라간다면 지위의 중위값은 14개 백분위 상승한다), 중간층에서는 점차 줄어들다가 최상층에서는 다시 증가한다. 19분위에서 20분위로 상승하면 지위의 중위값은 10 백분위가 증가한다(82/100분위에서 92/100분위로 증가).

[그림 6-4] 개인 소득계층의 함수로서 세계적 지위의 중위값

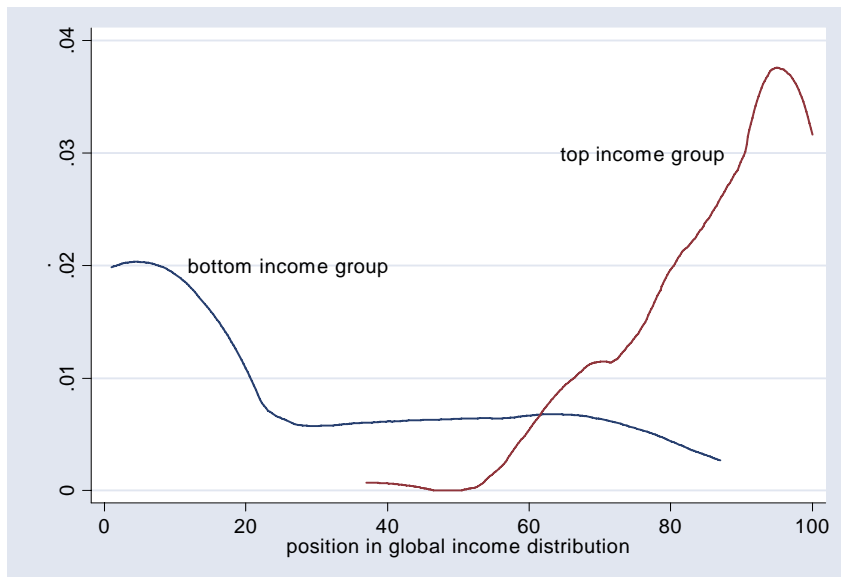


주: 가중치를 사용하지 않음. 각 나라의 소득분위는 하나의 관측치로 간주됨.

지금까지는 일국 내의 소득분위가 주어진 경우 한 개인이 속하는 지위의 중위값만을 살펴보았다. 고려해야 할 또 하나의 중요한 요인은 세계적 소득분포에서 한 사람의 지위의 변동가능성은 그가 속한 소득계층이 무엇이든 똑같지 않다는 것이다. 다시 말해, 다양한 소득계층에 대해 세계적 지위의 분포는 다르다는 것이다. [그림 6-5]는 두 가지 극단, 즉 최상위 20분위와 최하위 20분위에 대해 이러한 사정을 보여준다. 두 분포는 세계 소득 분포의 명백히 다른 부분을 포함하고 있을 뿐만 아니라, 상이한 모양을 하고 있다. 두 분포가 중첩되는 구간은 작지만 중첩구간이 존재한다는 사실은 국가별 평균소득이 얼마나 불평등한지를 보여준다. 어떤 나라

의 최상위 20분위에 속하는 사람이 다른 나라의 최하위 20분위에 속하는 사람보다 가난한 경우도 있기 때문이다. 전체적으로, 어떤 사람이 자기가 속한 나라의 최하위 소득계층에 속한다면 세계적 소득분포에서 최하위 5분위에 속할 확률이 매우 높다(60%의 확률 이상이다). 반대의 극단적인 경우로, 만일 어떤 사람이 부유한 국가에 살고 있다면 그는 세계 100분위 중 84분위에 속할 수도 있다(룩셈부르크 국민의 경우가 그러하다). 다른 한편, 만일 어떤 사람이 자국의 최상위 20분위에 속한다면 그가 결과적으로 속할 수 있는 지위의 범위는 넓기는 하지만 앞서 설명한 경우보다는 좁다. 이러한 경우의 대부분은 세계 소득지위의 90/100분위 이상에 속하게 되지만 최악의 경우(탄자니아에서 사는 사람의 경우) 37/100분위에 속할 수도 있다.

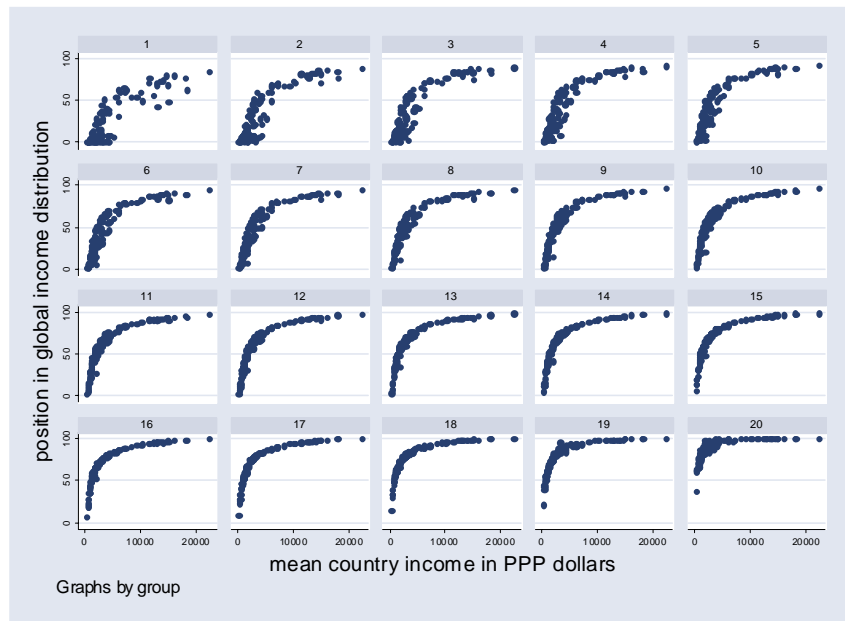
[그림 6-5] 자국내 소득계층의 함수로서 세계적 소득지위의 확률밀도함수



주: 가중치를 사용하지 않음. 각 나라의 소득분위는 하나의 관측치로 간주됨.

[그림 6-6]은 이 문제를 보는 약간 다르고 다소 복잡한 방법을 보여준다. 이 그림에는 각 소득계층별로 국가별 평균소득 변화에 따른 세계적 소득분포상의 위치가 점으로 표시되어 있다. 곡선이 우상향 한다는 점은 소득계층이 주어진 상태에서 국가의 평균소득이 증가할수록 세계적 소득분포 상의 지위가 높아지게 됨을 의미한다. 하위 소득계층에서 상위 계층으로 이동할수록 이러한 관계는 더욱 분명한 양상을 띤다. 이러한 사실이 의미하는 것은 국가로 독특한 요인 때문에 부유한 나라에서보다는 가난한 나라에서 결과의 변동성이 크다는 점이다.

[그림 6-6] 소득계층, 국가 평균소득과 세계적 소득분포 상의 지위

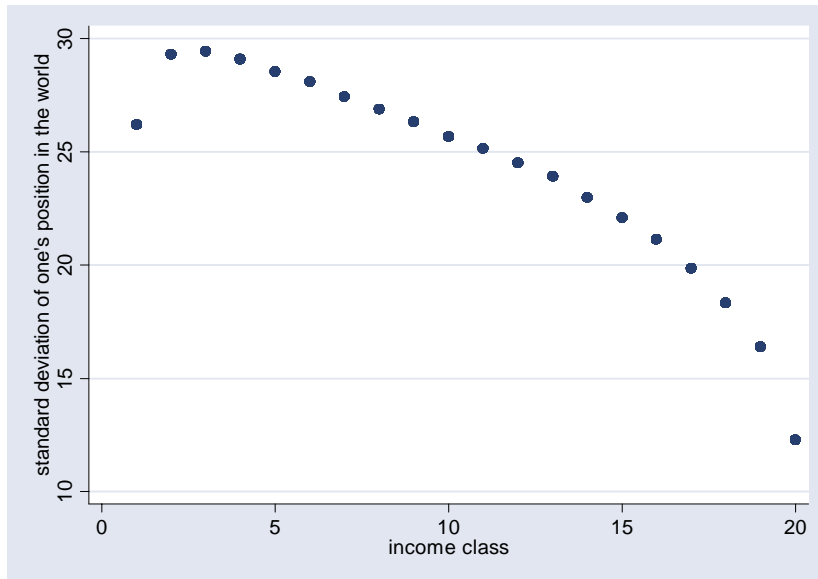


주: 각 그래프는 1~20분위까지의 각 분위에 해당됨. 평균소득을 로그를 취한 값임.

실제로 표준편차로 측정한 세계적 지위의 변동성은 (하나의 예외적 경우를 제외하고는) 소득계층이 높아질수록 감소한다([그림 6-7] 참조). 낮은 소득계층에서(5/20분위 이하에서) 표준편차는 약 30 백분위 정도이다. 반면 최상위 소득계층에서 표준편차는 20 백분위 이하이다. 이러한 규칙성에 대해 중요한 예외로써 최하위 소득계층의 경우 지위의 변동성은 2/20분위나 3/20분위와 기타 몇몇 분위보다 작다.

이상의 논의를 요약하면 다음과 같다. 만일 어떤 사람이 자기 나라의 최상위 소득계층에 속한다면 그가 속하게 될 세계적 소득지위의 중위값은 92/100분위이고 표준편차는 대략 12개 백분위이다. 만일 그가 자기 나라에서 최하위 소득계층에 속한다면 그의 지위 중위값은 7/100분위이고 표준편차는 훨씬 커서 대략 26개 백분위이다. 다시 말해 하위 소득계층에 속하는 사람('국내적으로 가난한' 사람)인 경우 '국내적으로 부유한' 사람에 비해 그가 어떤 나라에 속해 있는지가 더욱 중요하게 된다. 이것은 다음 절에서 다루게 될 문제이기도 하다.

[그림 6-7] 소득계층의 함수로써 세계 소득분포 상 지위의 표준편차



제5절 소득계층에 따른 국적의 중요성 차이

1. 소득계층이 주어진 경우, 국가의 소득만 알고 있다면 세계에서 지위를 얼마나 잘 예측할 수 있을까?

롤즈의 추첨과 같은 방식으로 사람들이 소득계층에 속하게 된다면, 앞서 본 바와 같이 어느 나라에 속하게 되는가 하는 문제는 결코 무관심할 수 있는 문제가 아니다. 만일 어떤 사람이 부유한 나라를 '뽑게'되면 그의 국적은 낮은 소득지위를 보상하고도 남는다. 그러나 국적이 갖는 효과는 모든 20분위에 걸쳐 동일하지는 않다. 그 이유는 어떤 사람이 어떤 나라

에 속하게 될 때 그 나라와 관련된 두 가지 특성, 즉 평균소득과 소득분배를 부여받게 되기 때문이다. <표 6-5>는 모형(2)와 유사한, 그러나 소득지위를 고정시켰을 때의 회귀분석 결과를 보여준다. 즉 각 소득계층에 대해 그가 속한 나라의 특성이 세계적 소득분포상의 지위 결정에 어떤 영향을 미치는지 회귀분석 한 것이다. 이때 국가별 특성이란 그 나라의 평균소득과 (총소득에 대한 해당 분위의 소득점유율로 측정된) 불평등도이다.¹⁰¹⁾ 이 두 가지 특성은 한 개인의 세계적 소득분포 상 지위 변동에 대해 언제나 90% 이상을 설명한다. 예를 들어 최하위 소득계층의 사람들을 보면 R^2 는 약 0.9이고 국가 평균소득의 10% 상승은 세계 소득분포 상에서 백분위가 2.3계단 높아지는 만큼의 가치를 지닌다. 그러나 최상위층에 속하는 사람들에게는 국가 평균소득의 10% 상승은 백분위가 1.2단계 높아지는 효과만을 갖는다. 어떤 나라에 태어나는지는 부유한 사람들에게보다 가난한 사람들에게 더욱 중요하다는 점을 다시 한번 확인할 수 있다.

2. 국가 평균소득과 계층간 소득분포 사이의 상충관계

두 가지 국가별 특성(평균소득과 불평등)은 대체제로 간주될 수도 있다. 한 사람의 소득계층이 주어진다면, 그 사람은 평균소득은 낮더라도 더 평등한 사회에 '배치'되기를 선호할 수 있다. 전자에 의해 잃게 되는 것보다 후자에 의해 얻게 되는 것이 (만일 가난한 사람이라면) 더 클 수 있다. 만일 어떤 사람이 최상위 소득계층에 속하게 된다면 그는 더 평등한 사회에 살게 됨으로써 잃는 것이 더 많을 것이라는 사실도 직관적으로 알 수 있다. 이와 같이 평균소득과 불평등의 상관관계는 소득계층마다 똑같지는 않다. 최하위 소득계층을 볼 경우(<표 6-5>의 모형 1), 소득점유율이 1 증가하는 것은(분배상의 이득) 세계 소득지위의 23%포인트가 증가하는 것과

101) 해당 분위가 받은 소득이 그 나라의 총 소득에서 차지하는 백분율

같은 가치를 지닌다. 최하위 분위에 속하는 사람이 세계 소득지위에서 23 포인트 상승하기 위해서는 두 배 부유한 나라에 살아야 한다(같은 모형 참조). 이것이 최하위 계층에서의 상충관계이다. 이에 대비하여, 최상위 분위의 점유율이 1%포인트 상승하면 세계적 분포에서는 0.6 백분위 상승하는 것이고, 이는 단지 5% 부유한 나라에 사는 것과 마찬가지로이다(<표 6-5>의 모형 20 참조).

〈표 6-5〉 세계 소득분포 상의 지위에 대한 설명요인 - 국가 내 소득계층(20분위)이 주어진 경우

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
국가 평균 소득	23.06 (0)	24.77 (0)	25.22 (0)	25.32 (0)	25.37 (0)	25.4 (0)	25.17 (0)	24.98 (0)	24.66 (0)	24.23 (0)	23.88 (0)	23.39 (0)	22.92 (0)	22.11 (0)	21.31 (0)	20.33 (0)	19.17 (0)	17.86 (0)	15.99 (0)	11.75 (0)
분위 몫(%)	22.89 (0)	20.2 (0)	17.79 (0)	15.59 (0)	13.34 (0)	11.35 (0)	9.49 (0)	8.00 (0)	6.70 (0)	5.64 (0)	4.58 (0)	3.72 (0)	3.07 (0.01)	2.39 (0.05)	2.01 (0.05)	2.43 (0.01)	3.03 (0)	3.08 (0)	1.48 (0)	0.62 (0)
상수	-182.5 (0)	-195.3 (0)	-196.3 (0)	-193.7 (0)	-189.5 (0)	-184.9 (0)	-178 (0)	-172.0 (0)	-164.9 (0)	-157.4 (0)	-150.0 (0)	-141.9 (0)	-134.5 (0)	-123.7 (0)	-114.2 (0)	-107.7 (0)	-102.1 (0)	-92.7 (0)	-63.74 (0)	-18.31 (0)
조정된 R2	0.902	0.951	0.963	0.968	0.971	0.969	0.966	0.966	0.963	0.960	0.958	0.954	0.952	0.948	0.946	0.941	0.939	0.938	0.933	0.906
관측치	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
F 값	385.1 (0)	814 (0)	1052 (0)	1168 (0)	1310 (0)	1351 (0)	1255 (0)	1246 (0)	1103 (0)	983 (0)	879.9 (0)	750.1 (0)	648.2 (0)	581.9 (0)	510.1 (0)	468.4 (0)	413.5 (0)	343.8 (0)	291.2 (0)	173.9 (0)

주: 분위 몫은 국가 총 소득에 대한 각 분위 소득의 점유율을 의미함. 일인당 소득의 평균값은 연간 \$PPP로 계산됨. 괄호 안은 p값

그러나 이 상충관계가 타당한 것이라면, 분유별 점유율의 1%포인트 상승은 최상위 소득계층보다는 가난한 사람들에게 상대적 의미에서 훨씬 큰 가치를 지녀야(훨씬 달성하기 어려운 것이어야) 한다. 가난한 사람들에게는 그러한 증가가 평균적 점유율이 두 배가 되는 것을 의미하지만, 부유한 사람들에게는 1/20의 증가에도 못 미치는 것이다(<표 6-6> 참조). 이러한 차이를 표준화하고 좀 더 현실성 있는 비교를 하기 위해 다음과 같은 개인이 경험하는 상충관계를 상정해보자. 각각의 경우에 대해(즉 그가 속하는 소득계층이 주어지 있는 경우), 그가 속하는 분위의 점유율이 세계 평균보다 1표준편차만큼 상위에 있다고 가정하자. 이는 최하위 소득계층의 경우 총소득의 0.52%를, 최상위 계층의 사람들의 경우 7.35%를 점유하고 있다는 가정인 셈이다(<표 6-6> 참조). 이제 이와 같은 방식으로 정의된 국가 내 소득분배의 상대적 '가치'는 더 높은 평균소득을 지닌 국가에 사는 것의 '가치'와 비교될 수 있다. 그 결과를 보여주는 것이 [그림 6-8]이다. 쉽게 예상할 수 있듯이, 가난한 사람들에게는 한 나라의 소득분배가 갖는 중요성이 매우 크다. 최하층의 점유율이 세계 평균에 비해 1표준편차만큼 높은 나라에 '살게 되는' 것은 50% 더 부유한 나라로 '끌어 올리는' 것과 마찬가지로 '만드는' 것은 40% 더 부유한 나라에 사는 것과 마찬가지로 '만드는' 것은 40% 더 부유한 나라에 사는 것과 마찬가지로 '만드는' 것이 평균이 높은 나라에 살게 되는 것에 비해 극히 작은 가치만을 지닌다.¹⁰²⁾

102) 회귀분석에 분위별 점유율을 이용하지 않고 국가별 지니계수를 이용하더라도 동일한 결론을 얻을 수 있다. 최하위 분위에서 20분위까지의 모든 분위에 걸쳐 국가의 불평등이 더 커질수록 세계 소득분포 상의 지위는 더 낮아짐을 확인할 수 있다. 13분위에서

〈표 6-6〉 국내 각 소득분위의 총소득 대비 점유율(115개 조사자료의 단순평균)

분위	분위 몫(%)의 평균	분위 몫(%)의 표준편차
1	1.00	0.52
2	1.50	0.60
3	1.80	0.63
4	2.06	0.64
5	2.31	0.65
6	2.54	0.65
7	2.78	0.64
8	3.02	0.63
9	3.28	0.62
10	3.55	0.60
11	3.85	0.58
12	4.18	0.56
13	4.55	0.53
14	4.99	0.48
15	5.52	0.45
16	6.18	0.41
17	7.07	0.48
18	8.36	0.75
19	10.72	2.01
20(최상위)	20.74	7.35
계	100	

주: 2002년을 기준으로 한 분포임.
 자료: WYD 데이터베이스. 각 나라는 하나의 관측치로 간주됨.

이상과 같은 결과는 이민에 대해서도 함의를 갖는다. 만일 저소득층의 사람이 부유한 나라로 이민을 가는 경우 새로 이민 간 나라의 저소득층에 속하게 될 것으로 기대하게 되는데, 이때 이민을 받아들이는 나라의 소득

16분위까지의 계층에게는 지니 값이 별로 중요하지 않다. 17분위 이상의 계층에게는 불평등이 클수록 '좋다'(즉 그들의 세계적 소득지위가 높아진다).

분포가 얼마나 평등한지는 이민자들에게 매우 중요하다. 이민에 의해 국가의 평균소득이 매우 크게 높아진다면, 이는 그의 '분배 이득(distributional premium)'을 보상해준다. 그러나 이와 달리, 만일 자기 나라에서 부자였던 사람(예를 들어 고숙련자)이 가난한 나라에서 부자 나라로 이민을 가면서, 이민 간 나라에서도 고소득층에 속하기를 기대하는 경우, 이 때 그는 다른 이민 후보국들보다 평균소득은 다소 낮을지라도 매우 불평등한 나라를 선택하는 것이 유리하다.¹⁰³⁾

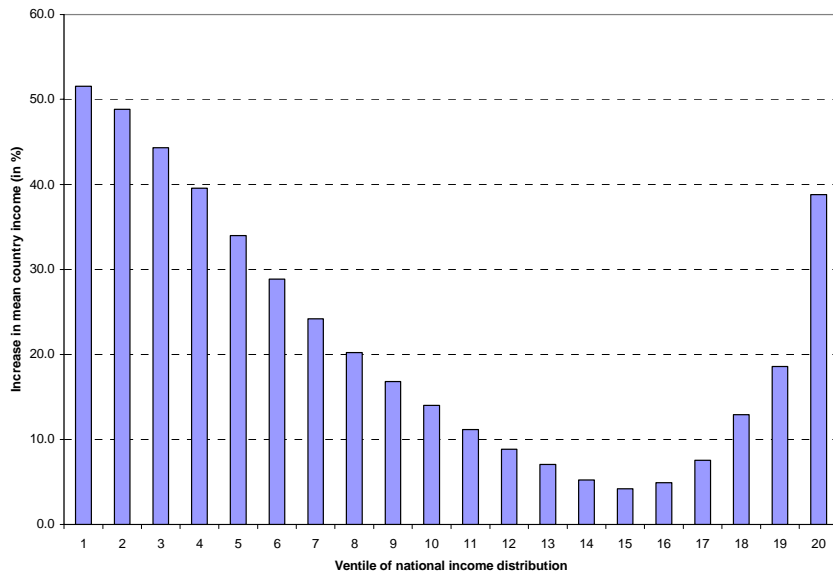
이민을 받아들이는 나라의 평균소득이 주어지고 새로 이민 간 나라의 소득구조에서 어느 위치에 속하게 될지가 주어지고 있다면, 저숙련자는 더욱 평등한 나라에 가려고 할 것이고 고숙련자는 더 불평등한 나라에 가려고 한다고 예상할 수 있다. 이러한 추론은 보르자(Borja 1987, 1988)의 자기선택 가설(self-selection hypothesis)이란 아이디어와 유사한 것이다. 그러나 이 글에서 말하는 상황은 다소 복잡하다. 불평등한 소득분배에 대해 (가난한 사람들에게) 보상해주거나 평등한 소득분배에 대해 (부유한 사람들에게) 보상해주기 위해서는 이 소득분배의 양 극단에 있는 사람들에게 평균소득의 증가 정도가 더 커야 하고, 중산층(예를 들어 [그림 6-8]에서의 11~18분위)을 위해서는 소득증가의 폭이 최소화되어도 좋기 때문이다. 이는 중산층에게는 이민을 받아들이는 나라의 분배상태가 크게 중요하지 않다는 것을 의미한다. 그들에게는 이민을 받아들이는 나라의 평균소득이 훨씬 중요하다.¹⁰⁴⁾ 결론적으로 이러한 결과가 의미하는 바는 중간

103) Bustillo(2007, pp.21-22)는 매우 흥미로운 연구결과를 제시하고 있다. 그의 연구결과에 따르면, 스페인의 소득 10분위를 통해 볼 때 저소득 분위에서 고소득 분위로 갈수록 이민입국자의 비율은 다소 감소한다. 그러나 미국의 경우 이 비율은 U자 곡선 형태를 띤다. 최하위층과 최상위층에서 이민입국자의 비율이 매우 높다.

104) 이러한 결론은 중간층 10분위의 점유율은 전체적인 분배상태가 얼마나 평등한지와 상관없이 일정하다고 강조하는 Palma(2002)의 최근 연구결과와도 유사하다. 다시 말해, 분배의 불평등도는 최상위나 최하위 분위의 분배몫이 얼마나 크거나 작은지에 의해 결정되는 것이지 중간층의 분배몫에 의해 결정되지는 않는다는 것이다.

정도의 기술 수준을 보유한 사람들에게나 높은 기술수준을 갖고 있지만 새로운 나라에서 상위 소득층에 낄 것을 기대하지 않는 사람들에게는 이민 수용국의 평균소득이 다른 어떤 요인보다도 중요하다는 것이다.

[그림 6-8] 국내 소득분포의 각 분위별 분위 몫 증가의 표준편차 값
(국가 평균소득으로 측정)



주: <표 6-5>와 <표 6-6>으로부터 계산.

제6절 소결

이상의 논의로부터 다음과 같은 세 가지 주요 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 한 사람이 속한 나라(이민이 거의 없는 상태를 상정하므로 기본적으로 태어난 나라를 의미)와 소득 계층이란 두 가지 요인만을 고려하더라도, 세계적 소득 지위(세계 100분위 상에서의 위치) 변화의 90% 이상을 설명할 수 있다. 첫 번째 특성(속한 나라)은 이론의 여지없이 '여건'에 해당되며, 도덕적으로 귀책사유가 없는 특징이다. 이 특성은 세계적 소득분포 상에서 개인이 점하는 위치의 약 60%를 설명한다. 두 번째 특징 역시 사회적 이동가능성이 완전하지 않는 한 여건으로서의 특성을 지니고 있다. 부모의 소득계층을 추정함으로써 여건에 해당되는 부분을 추산해 볼 경우 - 세계 각 나라의 사회적 이동가능성에 대한 가정에 따라 달라지지만 - 세계적 소득 지위 변동의 76~83%는 여건의 탓으로 설명된다는 결론을 얻을 수 있다. 이 장의 분석에 포함되지 않은 다른 특성들(성별, 인종, 민족)을 고려한다면 설명력은 더 높아질 수 있을 것이다.

둘째, 집계적 차원에서 뿐만 아니라 각 소득계층별로도 두 가지 특성에만 의존하여 한 사람이 세계적 소득분배 상에서 차지하는 위치를 '예측'하는 일이 가능하다. 따라서 한 사람의 소득 계층이 주어지면 그가 살고 있는 나라가 어디인지만을 알더라도 그가 세계적 소득분포에서 차지하는 위치를 90% 설명하기에 충분하다. 국가 평균소득의 설명력은 집계적 수준에서뿐만 아니라 각 소득계층에 대해서도 매우 강력하다. 특히 저소득 계층에게는 부유한 나라에 사는 것이 중요하다. 이들의 경우 국가의 평균소득이 10% 증가하면 평균적으로 세계적 분포 상의 위치가 2.3 백분위 만큼 상승한다. 이와 같은 '소속 혜택'이 중요하지만 최고 소득집단일수록 그 효과는 작아져 평균적으로 1~1.5 백분위 상승에 그친다. 다시 말해 부유한 나라에 사는 것의 가치는 소득분포의 전 영역에 걸쳐 나타나지만 일

국 내의 가난한 사람들에게 특히 더 강력하다.

셋째, 개인의 소득계층이 주어져 있다면 그가 속한 나라가 부유함(평균 소득에 반영)과 소득분배 사이에는 상충관계가 존재한다. 그리하여 하위 소득계층에 속한 사람들은 자기 나라의 평균소득이 다소 작아지더라도 더 평등한 나라에 속하게 되는 것을 더 좋아하게 된다. 물론 상위 계층에 속하는 사람들에게는 반대가 성립한다. 그들의 입장에서는 평균소득이 높은 나라에 사는 것보다 불평등한 분배구조를 지닌 나라에 사는 것이 더 이로울 수 있다. 이러한 상충관계의 결과, 최하위 계층에 속하는 사람들에게는 세계 평균에 비해 1표준편차만큼 평등한 나라에 사는 것이 50% 부유한 나라에 사는 것과 같은 효과를 지니게 된다. 최상위 계층에 속하는 사람들에게는 1표준편차만큼 불평등한 나라에 사는 것이 40% 더 부유한 나라에 사는 것과 같은 효과를 지닌다. 국내의 소득분배와 평균소득 사이의 이와 같이 강한 상충관계는 대부분 양 극단의 소득계층에게 해당된다. 중간층의 사람들에게는 분배상태가 상대적으로 덜 중요하다. 중산층의 소득 몫은 각 나라마다 크게 다르지 않기 때문이다.

이 문제는 이민에 대해 분명한 함의를 제공한다. 이민을 가는 사람이 자신을 수용하는 나라에서 중간 소득층에 속할 것으로 기대하고 있다면, 그들은 우선적으로 그 나라의 평균소득에 주목하게 된다. 그러나 이민 가는 사람이 새로운 나라에서 최하위 계층에 속하게 될 것으로 예상한다면, 그 나라가 평등한 나라인지는 이민을 결정하는 데 있어서 매우 중요하다. 새로운 나라에서 최상위 계층에 속하게 될 것으로 예상하는 사람에게도 사정은 마찬가지이다.

참고문헌

- Abowd, J. and L. Thomas(1991), "The Effects of International Trade on Collective Bargaining Outcomes: A Comparison of the United States and Canada," in John Abowd and Richard Freeman, eds. *Immigration, Trade, and the Labor Market*, NBER, pp.343-367.
- Aghion, P., C. Eve and G-P. Cecila(1999), "Inequality and Economic Growth: the perspective of the new growth theories", *Journal of Economic Literature*, 37(4).
- Albert, B. and J. Serieux(2007), "World economic growth and income distribution, 1980-2000" in *Flat World, Big Gaps* (2007), edited by K.S. Jomo and Jacques Baudot, Hyderabad, India, London; UK and New York, US; Penang, Malaysia: Orient Longman, Zed Press and Third World Network, pp.1-23.
- Alesina, A., and D. Rodrik(1994), "Distributive Politics and Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2).
- Alesina, A., and R. Perotti(1996), "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review*, 40(6).
- Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan, and V. Vadym(2005), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries: An Empirical Investigation," NBER Working Paper No. pp.11-901
- Allen, S. G.(2001), "Technology and the Wage Structure," *Journal of Labor Economics*, 19(2), pp.440-483.

- Amsden, A.(1989), *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*, (Oxford: Oxford University Press).
- Anderton, B. and B. Paul(1999), "Did Outsourcing to Low Wage Countries Hurt Less Skilled Workers in the U.K.?" in Brenton and Pelkmans eds. *Global Trade and European Workers*. New York: St. Martin's Press; London: Macmillan Press, pp.147-166.
- Arestis, P.(1986), "Wages and prices in the UK: the Post Keynesian view", *Journal of PostKeynesian Economics*, 8(3), pp.339-358.
- Ashenfelter, O.(1978), "Union Relative Wage Effects: New Evidence and a Survey of Their Implications for Wage Inflation." in R. Stone and W. Peterson, eds. *Econometric Contribution to Public Policy*. New York.
- Attanasio, O., P. Goldberg and N. Pavcnik(2004), "Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia," *Journal of Development Economics* 74,
- Autor, D., L. Katz, and A. Kruger(1997), "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?" *Princeton University Industrial Relations Working Paper* No.377.
- Aydiner, N. and Ö. Onaran(2004), "Are low unit labor costs good for employment? The case of Turkey", the *Annual Conference of the Association for Heterodox Economics*, Leeds, July pp.15-17.
- Babb, S.(2001), *Managing Mexico: Economists from Nationalism to Neoliberalism*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Baldwin, R. E.(1990), "Inferring Relative Factor Price Change from Quantitative Data," NBER Working Paper No.7019.

- Barro, R. J.(2000), "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 5(1).
- Basu, P. and A. Guariglia(2007), "FDI, Inequality and Growth", *Journal of Macroeconomics*, forthcoming
- Beck, T., A. D. Kunt and R. Levine(1999), "A New Database on Financial Development and Structure", *World Bank Working Paper*.
- Beck, T., G. Clarke, A. Groff, P. Keefer, and P. P. Walsh(2001), "New Tools in Comparative Political Economy: the Database of Political Institutions", *World Bank Economic Review*, 15(1) pp.165 - 76.
- Behrman, J., N. Birdsall and M. Szekely(2003), "Economic policy and wage differentials in Latin America", Center for Global Development Working Paper No. 29
- Belletini, G. and C. B. Ceroni(2000), "Social Security Expenditure and Economic Growth: An Empirical Assessment," *Research in Economics*, 54.
- Bensidoun, I., S. Jean and A. Sztulman(2005), "International Trade and Income Distribution: Reconsidering the Evidence", *CEPII Working Paper No.2005-17*
- Berg, A. and A. Krueger(2003), "Trade, Growth and Poverty: A Selective Survey," IMF Working Paper. WP/03/30.
- Bernanke, B.(2007), "The Level and Distribution of Economic Well Being,"Remarks before the Greater Omaha Chamber of Commerce. 2007. 2. 6.

- Birdsall, N.(2005), "The World is Not Flat: Inequality and Injustice in our Global Economy," WIDER Annual Lecture 9.
- Bjorklund, A. and M. Jantti(1997), "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States", *American Economic Review*, 87(5), pp.1009-1018.
- Blanden, J., P. Gregg and S. Machin(2005), "International mobility in Europe and North America", Centre for Economic Performance, London, April.
- Blecker, R.(2006), Macroeconomic and Structural Constraints on Mexican Economic Growth, *Latin American Studies Association Congress*, San Juan, Puerto Rico, March pp.15-18.
- Boratav, K. and E. Yeldan(2002), Turkey, 1980-2000: Financial Liberalization, Macroeconomic (In)Stability, And Patterns Of Distribution, *CEPA Working Papers*, January.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, and J. W. Lee(1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?", *Journal of International Economics*, 45(1).
- Borjas, G. J.(1987), "Self-selection and the earnings of immigrants", *American Economic Review*, vol.77, pp.531-553.
- _____ (1999), "The economic analysis of immigration", in O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Chapter 28, pp.1697-1760. Elsevier Science North Holland.
- Borjas, G. J. and V. A. Ramey(1995), "Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality," *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), pp.1075-1110.

- Bourguignon, F. and M. Christian(2002), "The size distribution of income among world citizens, 1820-1990", *American Economic Review*, September, pp.727-744.
- Boyer, R.(2000), Is a Finance led growth regime a viable alternative to Fordism? A preliminary analysis, *Economy and Society* 145(35), pp.111
- Brenner, R.(2002), *The Boom and the Bubble: The U.S. in the World Economy*. London: Verso Press, 2002.
- Budd, J. W. and J. S. Matthew(2000), "Are Profits Shared Across Borders?," mimeo, Dartmouth College.
- Bughin, J. and V. Stefano(1995), "Strategic Direct Investment Under Unionized Oligopoly", *International Journal of Industrial Organization*. Vol. 13, pp.127-145.
- Burke, J. and G. Epstein(2001), Threat effects and the internationalization of production, *Political Economy Research Institute Working Papers*, 15
- Bussman, M., I. de Soysa, and J. R. Oneal(2005), "The Effect of Globalization on National Income Inequality," *Comparative Sociology*, 4(3-4).
- Bustillo, R. Munoz de(2007), "Migration and inequality: What do we know?," Provisional draft, May 2007.
- Card, D.(1996), "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis," *Econometrica*, 64(4), pp.957-979.
- Carkovic, M. and R. Levine(2005), "Does Foreign Direct Investment Accelerates Economic Growth?", in, Moran et al. ed. *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* Institute for International Economics.

- Cebula, R. and U. Nair-Reichert(2000), "Union Rent Seeking and Import Competition in U.S. Manufacturing," *Journal of Labor Research*, 21(3), pp.478-487.
- Chanda, A.(2005), "The Influence of Capital Controls on Long Run Growth: Where and How Much?" *Journal of Development Economics*, 77(2).
- Checchi, D., A. Ichino and A. Rustichini(1999), "More equal but less mobile? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US", *Journal of Public Economics*, 74(3), pp.351-394.
- Chen, S. and M. Ravallion(2007), "Absolute Poverty Measures for the Developing World, 1981-2004" World Bank Policy Research Working Paper No.4211
- Choi, C.(2006), "Does Foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality?" *Applied Economic Letters*, 13(12).
- Choi, M.(2006), "Threat Effects of Capital Mobility on Wage Bargaining." in Prenab Bardhan, Bowles, and Wallerstein eds., *Globalization and Egalitarian Redistribution*, Princeton University Press. 2006.
- _____ (2007), "Measuring Foreign Outsourcing and Labor Market Responses in US Manufacturing." *Korean Journal of Labor Economics*, 30(2), pp.119-145.
- Chossudovsky, M.(1997), *The Globalization of Poverty: Impacts of IMF and World Bank Reforms*, Zed Books
- Cline, W. R.(1997), *Trade and Income Distribution*, Washington, D.C.: Institute for International Economics.

- Cornia, G. A., and S. Kiiski(2001), "Trends in Income Distribution in the Post-World War II Period", WIDER Discussion Paper, 2001/89.
- Cornia, G. A.(2004), Inequality, growth, and poverty: An overview of changes over the last two decades, in: Cornia, G.A. (Ed.), *Inequality, Growth, and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization*, pp.3-25(Oxford: Oxford University Publication).
- Crotty, J. and G. Dymski(2001), Can the global neoliberal regime survive victory in Asia? The political economy of the Asian crisis, in: Arestis, P., Sawyer, M.(Eds.), *Money, Finance and Capitalist Development*, pp.53-100, (Cheltenham and Northampton, Elgar)
- Crotty, J. and K. Lee(2002), A politiceconomic analysis of the failure of neoliberal restructuring in postcrisis Korea, *Cambridge Journal of Economics*, 26(5), pp.66-778.
- Crotty, J. and G. Epstein(1996), In Defense of Capital Controls. *Socialist Register*. pp.118-149.
- Crotty, J., G. Epstein and P. Kelly(1998), "Multinational Corporations in the Neo-Liberal Regime," in Dean Baker, Epstein and Pollin, eds., *Globalization and Progressive Economic Policy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Crotty, J.(2005), The Neo liberal Paradox: The Impact of Destructive Product Market Competition and "Modern" Financial Markets on Nonfinancial Corporation Performance in the Neoliberal Era, in Gerald Epstein, ed.,*Financialization and the World Economy*. Northampton, MA: Edward Elgar Press pp.77-110.

- Das, M. and S. Mohapatra(2003), "Income Inequality: The Aftermath of Stock.Market Liberalization in Emerging Markets," *Journal of Empirical Finance*, 10.
- Deininger, K and. L. Squire(1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality" *World Bank Economic Review*, 10(3)
- _____(1998), "New Ways of Looking at Old Issues," *Journal of Development Economics*, 57(2).
- Deininger, K. and P. Olinto(2000), "Asset Distribution, Inequality, and Growth,"*World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2375.
- Deraniyagala, S. and B. Fine(2001), "New Trade Theory Versus Old Trade Policy: A Continuing Enigma", *Cambridge Journal of Economics*, 25(6).
- Dickens, W. T., and L. F. Katz(1987), "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics," in Kevin Lang and Jonathan Leonard eds., *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, New York.
- DiNardo, J., N. M. Fortin, and T. Lemieux(1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, 64(5), pp.1001-1044.
- Diwan, I.(2001), Debt as sweat: Labor, financial crises, and the globalization of capital, *Mimeo, The World Bank*.
- Dollar, D. and A. Kraay(2001), "Trade, Growth and Poverty", *World Bank Policy Research Working Paper*, No.2615.
- _____(2002), "Growth is good for the poor," *Journal of Economic Growth*, 7(3).

- _____ (2004), Trade, growth and poverty, *Economic Journal*, 114(493), pp.22-49.
- Dumenil, G. and D. Levy(2004), *Capital Resurgent: Roots of the Neo Liberal Revolution*. Cambridge: Harvard University Press.
- _____ (2005), Costs and Benefits of Neo liberalism: A Class Analysis. In Gerald Epstein, ed., *Financialization and the World Economy*. Northampton, MA: Edward Elgar Press. pp.17-45.
- Edwards, S.(1988), Terms of trade, tariffs and labour market adjustment in developing countries, *World Bank Economic Review*, 2, pp.165-185
- Eichengreen, B.(2001), "Capital Account Liberalization: What Do the Cross-Country Studies Tell Us?" *The World Bank Economic Review*, 15(3).
- Engerman, S. L. and K. L. Sokoloff(2002), "Factor Endowments, Inequality and Paths of Development among New World Economics," NBER Working Paper No.9259.
- Epstein, G.(1981), Monetary Policy in the Hidden Election, in Thomas Ferguson and Joel Rogers (editors), *The Hidden Election*. New York: Pantheon Press.
- Epstein, G. and A. Jayadev(2005), The Rise of Rentier Incomes in OECD Countries: Financialization, Central Bank Policy and Labor Solidarity, in Gerald Epstein, ed., *Financialization and the World Economy*. Northampton, MA: Edward Elgar Press pp.46-74.
- Estevadeordal, A. and A. M. Taylor(2007), "Is the Washington Consensus Dead? Growth, Openness, and the Great

- Liberalization, 1970s-2000s," mimeo.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson(1996), "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality," *American Economic Review*, 86(2), pp.240-245.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson(1997), Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras, *Journal of International Economics*, 42, pp.371-393.
- _____(1999), "The Impact of Outsourcing and High-Technology Capital on Wages: Estimates for the U.S., 1979-1990," *Quarterly Journal of Economics*, 114(3).
- Feenstra, R. C. eds.(2000), *The Impact of International Trade On Wages*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Feenstra, R. and G. H. Hanson(2003), "Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages," in Choi, E.K. and J. Harrigan, eds. *Handbook of International Trade*. Blackwell: Malden,
- Feenstra. R. C.(2007), "Globalization and Its Impact on Labor," Global Economy Lecture at Vienna Institute for International Economic Studies.
- Ferguson, N.(2001), *The Cash Nexus: Money and Power in the Modern World, 1700 2000*, London: Allen Lane/Penguin Press
- Ferreira, S. G. and F. A. Veloso(2006), "Intergenerational mobility of wages in Brazil", *Brazilian Review of Econometrics*, 26(2) (November), pp.181-211.
- Figini, P and H. Gorg.(2006), "Does Foreign Investment Affect Wage Inequality? An Empirical Investigation," IZA Discussion Paper Series No.2336.

- Fischer, S.(2003), "Globalization and Its Challenges", Presented at the conference in memory of Rudiger Dornbush.
- Forbes, J. K.(2000), "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth", *American Economic Review*, 90(4).
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff(1981), "The Impact of Collective Bargaining: Illusion or Reality?" in Jack Steiber *et al.* eds.,*U.S. Industrial Relations 1950-1980: A Critical Assessment*, pp.47-97.
- Freeman, R. B. and L. F. Katz(1991), "Industrial Wage and Employment Determination in an Open Economy," in John Abowd and Richard Freeman, eds. *Immigration, Trade, and the Labor Market*, NBER, pp.235-259.
- Freeman, R. B.(1995), "Are Your Wages Set in Beijing?" *Journal of Economic Perspectives*, 9(3), pp.15-32.
- Galbraith, J. K., P. Conceicao and H. Kum(2000), Inequality and growth reconsidered once again: some new evidence from old data, *UTIP Working Paper*, 17.
- Gallagher, K. P. and L. Zarsky(2004), Sustainable Industrial Development? The Performance of Mexico's FDI-led Integration Strategy, *mimeo, Global Development and Environmental Institute, Tufts University*.
- Gaston, N. and D. Trefler(1994), "Protection, Trade, and Wages: Evidence from U.S. Manufacturing," *Industrial and Labor Relations Review*, 47(4), pp.574-593.
- _____ (1995), "Union Wage Sensitivity to Trade and Protection: Theory and Evidence," *Journal of International Economics* 39, pp.1-25.
- Goh, C-C, and B. S. Javorcik(2006), "Trade Protection and Industry

- Wage Structure in Poland", in Harrison, A. ed. *Globalization and Poverty*, University of Chicago Press
- Goldberg, P. and N. Pavcnik(2005), "Trade Protection and Wages: Evidence from the Colombian Trade Reforms", *Journal of International Economics*, 66(1)
- _____ (2007), "Distributional Effects of Globalization in Developing Countries," *Journal of Economic Literature*, 45(1).
- Gollin, D.(2002), "Getting income shares right", *Journal of Political Economy*, 110(2), pp.458-475.
- Gosh, J.(2005), "Exporting Jobs or Watching them Disappear? Relocation, Employment and Accumulation in the World Economy, in: Ghosh and Chandrashakar", *Work and WellBeing in the Age of Finance*, pp.99-119 (New Delhi, Tulika Books).
- Gourdon, J., N. Maystre, and J. de Melo(2006), "Openness, Inequality, and Poverty: Endowments Matter," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.3981.
- Gourinchas, P-O. and O. Jeanne(2007), "Capital Flows to Developing Countries: The Allocation Puzzle," *NBER Working Paper*, No.13062.
- Grawe, N.(2001), "Intergenerational mobility in the US and abroad: Quantile and mean regression measures", Ph.D. Thesis, Department of Economics, University of Chicago.
- Griffin, K.(2003), "Economic globalization and institutions of global governance", *Development and Change*, 34(5), pp.789-807.
- Hanson, G. and A. Harrison(1999), "Trade and Wage Inequality in Mexico," *Industrial and LaborRelations Review*, 52(2).

- Hanson, G. H., Raymond J. Mataloni, Jr., and M. J. Slaughter(2001), "Expansion Strategies of U.S. Multinational Firms," *NBER Working Paper* No. 8433.
- Hanson, G.(2006), "Globalization, Labor Income, and Poverty in Mexico," in Hrrison, A. ed., *Globalization and Poverty*, University of Chicago Press and the National Bureau of Economic Research
- Haque, I.(2004), Globalization, neoliberalism, and labour, *UNCTAD Discussion Papers*, no.173.
- Harrison, A. and G. Hanson(1999), Who gains from trade reform? Some remaining puzzles, *Journal of Development Economics*, 59, pp.125-154.
- Harrison, A. E.(2002), Has globalization eroded labor's share? Some crosscountry evidence, *mimeo, UC Berkeley*.
- Harrison, A., I. Love, and M. S. McMillan(2004), "Global Capital Flows and Financing Constraints," *Journal of Development Economics*, 75(1).
- Harrison, A.(2006), Introduction. in Harrison, A. ed., *Globalization and Poverty*, Chicago: University of Chicago Press and the National Bureau of Economic Research
- Harrison, A. and M. McMillan(2007), "On the Links between Globalization and Poverty," *Journal of Economic Inequality*, 5.
- Hein, E. and C. Ochsen(2003), Regimes of Interest Rates, Income Shares, Savings and Investment: A Kaleckian Model and Empirical Estimations for some Advanced OECD Economies, *Metroeconomica* (November) pp.404-433

- Helleiner, E.(1994), *States and the Resurgence of Global Finance: From Bretton Woods to the 1990's*. Cornell University Press.
- Henwood, D.(1998), *Wall Street: How it Works and For Whom*. London: Verso.
- Hilferding, R.[1910] (1981), *Finance Capital: A Study in the Latest Phase of Capitalist Development*. London: Routledge and Kegan Paul.
- International Labour Office(2004), *A fair globalization: Creating opportunities for all, World Commission on the Social Dimension of Globalization* (Geneva: ILO)
- International Monetary Fund(2007a), *Global Financial Stability Report*.
- International Monetary Fund(2007b), *World Economic Outlook*. Chapter 4.
- Jackson, B. and P. Segal(2004), "Why inequality matters", A Catalyst working paper, Catalyst: London, UK.
- Jayadev, A.(2007), Capital account openness and the labor share of income *Cambridge Journal of Economics*, May, 31(3), pp.423-443
- Jomo. J. S.(2006), "Growth with Equity in East Asia?" DESA Working Paper No.33.
- Kalecki, M.(1990), Political Aspects of Full Employment. in J. Osiantynski, ed., *Collected Works of Michal Kalecki*. Vol. 1. Oxford: Oxford University Press.
- Katz, L. F. and L. H. Summers(1989), "Can Inter-industry Wage Differentials Justify Strategic Trade Policy?," in Feenstra, eds., *Trade Policies for International Competitiveness*, pp.85-116.
- Keynes, J. M.(1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt, Brace, Jovanitch.

- Kopczuk, W., J. Slemrod and S. Yitzhaki(2005), "The limitations of decentralized world redistribution: An optimal taxation approach", *European Economic Review*, vol.29, pp.1051-1079.
- Kose, M. A., E. Prasad, K. Rogoff, and S-J. Wei(2006), "Financial Globalization: A Reappraisal," IMF Working Paper, WP/06/189.
- Kravis, I. B.(1962), *The Structure of Income: Some Quantitative Essays*, Philadelphia, PA, University of Philadelphia Press
- _____ (1968), Income distribution. I Functional share, pp.132 - 45 in Sill, D. L. (ed.), *International Encyclopaedia of Social Sciences*, Vol.7, New York, Macmillan Free Press
- Krippner, G.(2005), "What is Financialization", mimeo, *Department of Sociology, University of Wisconsin*.
- Krueger, A. O.(1983), *Trade and Employment in Developing Countries* (Chicago: Univ. of Chicago Press).
- Krugman, P. and M. Obstfeld(1994), *International Economics* (New York: Harper Collins)
- Kuznets, S.(1966), *Modern Economic Growth. Rate, Structure, and Spread* New Haven, CT Yale University Press
- Lam, D. and R. Schoeni(1993), "Effects of family background on earnings and returns to schooling: Evidence from Brazil", *Journal of Political Economy*, vol. 110, pp.710-740.
- Lane, P. and G. M. Milesi-Ferreti(2006), "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004", IMF Working Paper, WP/06/69.

- Lanot, G. and I. Walker(1998), "The Union/Non-union Wage Differential: An Application of Semi-Parametric Methods," *Journal of Econometrics*, Vol.84, pp.327-349.
- Lawrence, C. and R. Z. Lawrence(1985), "Manufacturing Wage Dispersion: An End Game Interpretation," *Brookings Papers in Economic Activity* Vol.16, pp.47-106
- Leamer, E.(2000), "Efforts and Wages: A New Look at the Interindustry Wage Differentials" in Robert Feenstra ed., *The Impact of International Trade on Wages*, NBER Conference Report series. Chicago and London: University of Chicago Press, 2000; pp.37-80.
- Lee, K-K.(2004), "Economic Growth with Capital Controls: Focusing on the Experience of South Korea in the 1960s," *Social Systems Studies*, 9,
- Lee, K. and A. Jayadev(2005), The effects of capital account liberalization on growth and the labor share of income: Reviewing and extending the crosscountry evidence, in: Epstein, G., (Ed.), *Capital Fli*