

노동시장 이중구조의 실증적 검증

김재호*

이 논문에서는 노동시장에 이중구조가 존재하는지의 실증적 검증을 실시하였다. 먼저 cluster 분석을 사용하여 이중구조의 여부를 분석한 결과 이중구조가 존재한다는 귀무가설을 수락하고 있다. 다음으로 노동조합이 이중구조에 영향을 미치는지를 이해하기 위해 'switching regression model with endogenous switching'의 방법론을 사용하여 분석하였다. 국민전환모형의 추정결과를 이용하여 우도비 검정을 실시한 결과 노조가입자와 비가입자의 둘로 모형을 구분하는 것이 단일모형보다 설명력이 높다. 이러한 결과는 노동시장이 노조가입자와 비가입자의 둘로 구분된다는 이중구조론을 지지한다.

1. 머리말

외환위기 이후 한국의 노동시장에 나타난 주요한 특징의 하나는 노동시장의 양극화가 심화되고 있다는 점이다. 임금분포의 양극화 추세(정진호, 2004)와 더불어 기업규모별 고용형태도 30인 이상의 기업에 근무하는 근로자수가 감소하는 대신 30인 미만 기업 취업자수가 급격히 증대하였다. 또한 대기업과 중소기업의 임금격차도 확대되고 있는 현상을 발견할 수 있다. 이러한 노동시장의 양극화는 경제의 성장잠재력을 위협할 뿐만이 아니라 사회적 불안을 초래하는 상황으로 치닫고 있다. 이처럼 노동시장의 양극화가 심화되는 원인으로 세계화, 중국의 부상과 제조업의 공동화, 인터넷으로 대표되는 정보통신혁명 등의 여러 가지가 제시되고 있다.

노동시장의 양극화에 대한 논란이 정책의 주요한 관심사임에도 불구하고 노동시장의 이중구조가 존재하는가 하는 질문에는 명확한 대답이 없다. 노동시장 이중구조에 대한 수많은 논의가 Doeringer and Piore(1971) 이후 있어 왔지만 근로자간의 임금격차가 인적자본의 차이에서 발생하는 것인지 아니면 비경제적 장벽으로 인한 할당(rationing)의 결과인지가 명확하지 않다. 그 동안 노동시장 이중구조론에서 설명하는 내용들 중 상당수가 인적자본론을 통해서도 설명이 될 수 있고, 더구나 이중구조가 존재하더라도 이를 어떻게 검증할 것인가의 문제는 더욱 논란거리이었다.

물론 노동시장 양극화가 노동시장 이중구조의 결과만은 아닐 수도 있다. 즉 우리나라의 노동시장에서 인적자본론이 적용된다고 하더라도 근로자간 인적자본의 격차가 확대되어 양극화가 심화될 가능성이 존재한다. 문제는 노동시장의 양극화가 인적자본의 차이가 아닌 비경제적 요인에 의해 심화

* 한국노동연구원 선임연구위원, keum@kli.re.kr

되었을 가능성이 있다는 것이다. 이러한 가능성을 판단하기 위한 출발점으로 이 논문에서는 노동시장이 이중구조를 가지고 있는지 실증적 검증을 하도록 한다.

나아가 한국의 경우 노동시장 양극화의 원인 중 하나로 강성 노동조합을 들고 있다. 언론이나 학계의 일부에서는 강성 노동조합으로 인해서 하도급 거래의 불공정성이 나타나고, 기업의 정규직 신규채용을 억제하며, 근로자간 임금격차를 확대시키고 있다는 비판을 하고 있다. 그러나 현실적으로 이러한 주장이 설득력 있게 뒷받침하는가는 아직 명확한 실증적 증거가 부족한 형편이다. 즉 노동시장이 노동조합 가입자로 구성된 1차 노동시장과 비가입자로 구성된 2차 노동시장의 두 부분으로 구성되어 있는가에 대한 검증은 매우 제한적으로 이루어져 왔다. 만일 노동조합의 가입여부에 따라 노동시장이 양분화되어 있다면, 근로자의 임금함수는 노동시장 단일모형보다 노동시장 이중모형에 의해 더욱 잘 설명될 것이다. 여기에서는 이중모형의 적합성을 검증하려고 한다. 근로자의 임금함수를 노동조합 가입자의 임금함수와 비가입자의 임금함수의 둘로 구분하고, 이렇게 구분하였을 경우 단일 임금함수에 비해 높은 설명력을 지닐 것이다.

여기에서는 먼저 노동시장의 이중구조론이 우리나라에서도 적용되는지 실증적 분석을 시도한다. 먼저 제II장에서는 노동시장 이중구조에 대한 논의의 내용을 전반적으로 설명하면서 기존 연구결과들을 소개한다. 이중구조에 관련된 논의는 이론적 측면과 실증적 측면의 양 쪽에서 진행되어 왔으며, 여기에서도 이 두 측면 모두를 간략하게 설명한다. 다음의 제III장에서는 먼저 cluster 분석을 이용하여 노동시장 이중구조의 가설을 검증한다. 다음 단계로는 Dickens and Lang(1985, 1988)의 방법론을 원용하여 노동조합 가입여부를 기준으로 단일노동시장론보다 이중구조론의 설명력이 더욱 높은가를 평가한다. 마지막으로 제IV장에서는 본 고의 핵심적 결과와 연구의 한계를 다시 강조한다.

II. 노동시장 이중구조에 대한 논의와 기존 연구

1. 이중구조에 관련된 논의와 이론

근로자간의 임금격차는 노동시장에서 일반적으로 발견되는 현상으로 그 원인과 규모에 대한 연구가 지속적으로 수행되어 왔다. 근로자간 임금격차의 원인에 대한 이론은 크게 신제도론(neo-institutionalist school)과 인적자본론(human capital theory), 그리고 노동시장 이중구조론(dual labor market theory)의 셋으로 구분할 수 있다.

신제도론적 설명(Dunlop, 1957)은 근로자간 임금격차가 근로자 생산성의 이질성이 아니라 일자리의 이질성 때문에 발생한다는 것이다. 특히 산업에 따라 자본노동비율(capital-labor ratio), 이윤률, 산업집중도 등이 다르고 이러한 차이가 임금지불능력에 영향을 미쳐 근로자간 임금격차를 초래한다. 동일한 인적자본과 특성을 지닌 근로자라고 할지라도 어떤 산업에 종사하는가에 따라 임금수준이 차이가 있고, 이러한 임금수준의 격차는 근로자의 산업간 이동을 제한하는 제도적 요인들에 의해 고착화·지속화된다. 이에 대해 인적자본론(Becker, 1964)은 교육수준이나 취업경험과 같은 근로자

의 인적자본 차이가 임금격차의 근본적 원인인 것으로 보고 있다. 기업 내에서 기술(기능) 수준이 높은 근로자는 생산성이 높기 때문에 임금수준도 높아진다. 인적자본론에 의하면 노동시장은 일시적으로는 공급과 수요가 불일치할 수 있으나 임금조정을 통해 새로운 균형상태에 도달하게 되며, 비자발적 실업은 장기적으로 존재하지 않는다.

Doeringer and Piore(1971)에 의해 최초로 제기된 노동시장 이중구조론(dual labor market theory)은 노동시장이 고임금·고용안정·양호한 근무환경으로 특징이 지워지는 1차 노동시장(primary sector)과 저임금·고용불안·나쁜 근무환경의 2차 노동시장(secondary sector)으로 구성되어 있다는 것이다. 1차 노동시장에의 진입은 시장원리에 의해서가 아니라 할당(ration)되며, 2차 노동시장에서 1차 노동시장으로의 이동은 매우 어렵다. 노동시장 이중구조론에 대해 Standing(1989)은 노동시장이 ‘정체적(static)’ 직업과 ‘발전적(progressive)’ 직업의 둘로 나누어져 있다는 분단론을 주장하였고, ILO(1972)는 노동시장을 ‘공식(formal)’과 ‘비공식(informal)’의 두 부문으로 구분하고 있다. Doeringer and Piore(1971)의 이론은 이중구조가 존재하는 이유에 대해 구체적으로 설명하고 있지 못하며, 이중구조가 존재한다는 실증적 증거를 명확하게 제시하기도 못하였다. 따라서 이후의 연구들은 ‘왜 노동시장이 분단되어(segmented) 있는가?’의 이론적 설명과 ‘노동시장의 이중구조가 존재하는가?’를 실증적으로 검증하는 두 가지에 초점을 맞추었다.

노동시장 이중구조론이 설명해야할 핵심 명제는 ‘1차 노동시장의 고임금 직종에 대해 초과공급이 있을 때, 왜 임금수준이 낮아지지 않는가?’하는 의문이다. 이는 중장기적으로 노동수요와 공급이 일치하는 수준으로 임금이 조정된다는 인적자본론과 배치되는 주장으로, ‘왜 비자발적 실업이 존재하는가?’의 문제와 직결된다. 이에 대한 이론으로 먼저 Yellen(1984), Katz(1986), Weiss(1991) 등에 의해 발전된 효율성 임금가설(efficiency wage hypothesis)과 Dickens(1986), Lindbeck and Snower(1986) 등의 지대추구이론(rent-extraction or rent-sharing theory)을 들 수 있다. 효율성 임금의 가설 중 중요한 하나는 노동생산성이 근로자의 기술(기능)이나 고용형태뿐만 아니라 임금수준에 의해서도 영향을 받는다는 점이다. 고임금은 업무규율(discipline)의 통제를 용이하게 하며(Calvo, 1979), 해고될 경우 근로자가 부담해야할 비용을 높여 근태를 방지하는 효과가 있다.¹⁾ 또한 Salop(1979), Beaudry(1990) 등은 기업이 근로자의 채용과 훈련에 많은 투자를 하였다면 근로자의 이직에 따르는 투자손실을 최소화하기 위해 임금프리미엄을 제공할 것이라고 설명한다. Weitzman(1989), Lang(1991) 등의 경우에는 빈 일자리(vacancy)가 있음으로써 발생하는 비용이 높을 때 기업은 고임금을 구직자에게 제시하여 빈 일자리의 기간을 단축하려는 동기가 있는 것으로 보고 있다. 이외에도 Solow(1979), Akerlof(1984)는 근로자의 노력과 생산성은 그들이 잘 대우받고 있다고 느낄 때 높아지며, 이에 기업은 고임금을 지급하여 근로자의 노력과 생산성을 최대한 높이려고 한다는 이론적 모형을 제시하였다.

지대추구이론에서 시장수준 이상의 임금을 기업이 지불하는 핵심적 기제는 노동조합이다. 기업은 노동조합의 결성이나 노동조합의 파업을 막기 위해 고임금을 지불하며, 노동조합이 없더라도 근로

1) Bulow and Summers(1986)는 근로자의 충성심과 노력을 이끌어내는 수단으로 고임금이 사용되며 이런 경우 1차노동시장과 2차노동시장이 동시에 존재하는 균형모형을 설명하고 있다.

자의 집단행동을 제어하기 위해 높은 임금을 지불한다. 기업의 경영층은 고임금을 지불할 때 근로자의 통제와 경영이 상대적으로 쉬워지는 것을 알고 있고, 이러한 고임금 지급에 대해 주주들이 감시할 수 있는 실질적 수단이 매우 제한적이다. OECD(1994)의 보고서에서는 기술발전에 따라 생산물 시장은 경쟁시장에서 독과점시장으로 이동하고 그 결과 발생하는 독점적 이윤을 기업이 근로자와 공유한다는 점을 통계적으로 보이고 있다. 그리고 불완전 경쟁시장 아래에서 고임금 기업에 취업하기 위해 실업자의 구직활동이 장기화하는 성향이 발견된다고 보고하였다. 이외에도 Rebitzer and Taylor(1991)는 생산물에 대한 수요의 불확실성이 노동시장 이중구조를 초래하는 이론적 모형을 제시하였다. 생산물 수요의 불확실성이 있을 때, 기업은 정규직(primary job)과 비정규직(contingent job) 둘 모두를 사용하는 것이 합리적 선택이며 불확실성이 높아질수록 비정규직의 비중을 높게 가져간다. 이 때, 근로자의 인적자본량이 동일(homogeneous)하고 서로 완전 대체할 수 있더라도 할당(ration) 메커니즘에 의해 특정 근로자는 정규직이 되거나 또는 비정규직으로 채용된다.

2. 이중구조의 실증적 검증

노동시장 이중구조에 대한 실증적 검증은 ‘노동시장을 어떻게 구분할 것인가?’의 실질적 문제를 제기한다. 즉 무엇을 기준으로 노동시장을 둘로 구분(demarcation)할 것인가의 의문이 있다. 또한 노동시장을 둘로 구분하더라도 특정 근로자가 1차와 2차 중 어떤 시장에 속하는가의 문제와 임금결정의 문제가 동시에 해결되어야 하는 어려움이 있다. 분석의 단위나 사용되어야 할 핵심변수, 그리고 이중구조를 검증하기 위해 가장 적합한 방법론이 무엇인가 등에 대해 일치된 의견이 없는 것도 문제를 복잡하게 한다. 이러한 한계들로 인해 이중구조에 대한 검증은 매우 다양한 형태로 이루어졌을 뿐만 아니라 그 결과에 대한 평가도 제각기이다. 이중구조에 대한 초기의 검증에서는 임금수준에 따라 노동시장을 1차와 2차의 둘로 구분하고, 둘로 구분하였을 때의 설명력이 하나의 시장으로 보았을 때의 설명력보다 높은가를 평가하는 방법을 사용하였다(Osterman, 1975).

다음으로는 노동시장을 산업구조와 같은 수요측면이나 또는 근로자의 인적자본량과 같은 공급측면에서 둘로 나누는 방법이다. 산업구조와 같은 노동의 수요측면을 강조하는 연구들(McNabb and Ryan, 1990; Osberg et al., 1987)에서는 규모나, 자본노동비율(capital-labor ratio), 산업집중도, 노동조합 조직여부 등을 기준으로 노동시장을 구분한다. 보다 구체적으로 개별 기업이나 근로자를 대상으로 1차 또는 2차 여부를 판단하는 것이 아니라 산업단위로 구분하는 것이 일반적이다. 산업단위로 노동시장을 구별하는 데서 발생하는 어려움은 경우에 따라 일자리의 대부분이 ‘좋은 일자리(primary job)’로 구성된 기업과 일자리의 대부분이 ‘나쁜 일자리(secondary job)’로 구성된 기업이 동시에 동일 산업에 속하고 있을 위험성이다. 이 경우 산업단위로 1차와 2차 노동시장을 구별하는 것은 모순이 된다.²⁾

2) 더 나아가 분석의 단위가 산업이 아니라 기업일 경우에도 ‘좋은(정규직)’ 일자리와 ‘나쁜(비정규직)’ 일자리가 기업 내에 동시에 존재할 경우 1차 노동시장과 2차 노동시장을 구별하기 어렵다. 현실적으로 기업 내 ‘좋은’ 일자리와 ‘나쁜’ 일자리가 동시에 있는 것이 일반적이다.

이에 대해 노동공급을 중시하는 인적자본론적의 실증연구들은 1차 노동시장과 2차 노동시장의 각각에 대해 임금함수를 추정한 다음, 교육과 취업경험과 같은 인적자본 변수에 대한 추정계수 값을 분석하는 방식을 사용한다. 만약 이중구조가 존재하고 모형이 정확하게 정의되어(specified) 있다면, 1차 노동시장의 임금함수 추정결과에서 인적자본 변수의 추정치는 정(+)의 값을 보이는 반면 2차 노동시장의 추정결과에서는 인적자본 변수의 추정치가 영(0)에 근접하게 된다. 그러나 인적자본론적의 실증연구는 결정적 한계를 지니고 있다. 즉 1차 노동시장에서 취업할 수 있는 능력을 지니고 있지만 비경제적 장애(non-economic barrier)로 인해 1차 노동시장에 진입하지 못하고 비자발적으로 2차 노동시장에서 근무하고 있는 근로자가 존재한다는 점을 실증적으로 입증하기가 매우 곤란하다.

이상의 접근방식은 자의적이던지 아니면 통계적 기법을 사용하던지 상관없이 사전적으로 1차 노동시장과 2차 노동시장을 정의하여야 한다는 어려운 문제를 남긴다. 더불어 노동시장이 1차와 2차로 구성된 것이 아니라 다중구조일 가능성도 제기되면서, 몇 개의 부문(sector)이 가장 정확하게 노동시장의 상황을 반영하는지의 문제도 논란이 되었다. 실제로 노동시장을 2개의 부문으로 구분하는 것이 부정확할 수도 있다.

이러한 문제를 해결하기 위한 통계적 방법의 하나로 cluster analysis가 제시되었다(Anderson et al., 1987; Boston, 1990, etc). Cluster analysis는 표본을 유사한 성격의 몇 개 소그룹으로 분류하는 순수 통계기법이다. 구체적으로 서로 유사한(homogeneous) 그룹끼리 일자리나 직업(Flatau and Lewis, 1993), 또는 근로자들(Sloans et al., 1993)을 서로 묶음으로써 노동시장의 구조를 식별한다. cluster analysis에 대체되는 방법으로 요인분석(factor analysis)도 사용된다.(McNabb and Ryan, 1990, etc) 요인분석에서는 관찰치들이 그들의 표준화된 요인점수(factor score)에 따라 1차 노동시장과 2차 노동시장에 각기 배정된다. 이와 더불어 Dickens and Lang(1985)에 의해 개발된 'a switching regressions model with unknown regimes'도 노동시장을 사전적으로 1차와 2차로 구분하는 문제를 해결하기 위한 방법이다. 이 모형에서는 개개의 근로자가 1차와 2차 어디에 속할지가 내생적으로 결정되어진다.

III. 노동시장 이중구조의 검증

1. 사용된 데이터의 특성

여기에서는 한국노동패널연구(KLIPS)의 제5차년도 개인용 데이터를 이용하여 노동조합의 가입에 따라 노동시장이 1차와 2차의 둘로 구분되어지는지를 분석하도록 한다. 사용된 데이터의 기본적인 특성은 <표 1>에 정리되고 있다. <표 1>에서 노조가입자의 시간당 임금의 log값은 평균 1.9345인 반면, 비가입자의 시간당 임금의 log값은 평균 1.6342로 나타나 예상과 같이 노조가입자의 임금수준이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 이외에도 노조가입자는 비가입자에 비해 남성의 비중이 높고, 현재 배우자가 있을 확률이 높으나, 평균연령은 노조가입자가 비가입자에 비해 다소 낮다.

<표 1> 사용된 데이터의 평균값과 분산

변 수	전체	노조가입자	비가입자
종속변수			
시간당 임금의 log값	1.6680	1.9345	1.6342
설명변수			
인구학적 변수			
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.6013	0.7429	0.5834
연령(세)	38.1796	36.4810	38.3952
배우자 유무(1: 있음)	0.6718	0.7786	0.6583
인적자본 변수			
교육기간(년)	12.1446	13.1010	12.0240
생애 취업경험(년)	12.1986	13.1139	12.0825
현 직장 근무기간(년)	5.1317	8.7676	4.6714
생애 직장횟수/연령	0.0808	0.0629	0.0831
일자리 특성			
정규직 여부(1: yes)	0.7839	0.9762	0.7594
주당 근무시간	51.1632	53.6322	50.8517
직종(단순노무직 기준)			
관리직 및 (준)전문가	0.2494	0.2136	0.2539
사무직	0.1581	0.2500	0.1466
판매 및 서비스직	0.1606	0.0485	0.1746
기능직 및 기계조작·조립직	0.3022	0.4442	0.2844
산업(제조업 기준)			
건설업	0.1122	0.0336	0.1222
도소매 및 음식숙박업	0.1860	0.0815	0.1993
전기가스, 운수통신, 금융보험	0.1152	0.3333	0.0874
부동산, 사업서비스, 공공행정	0.1349	0.0504	0.1456
교육서비스 외	0.1863	0.1319	0.1932
직장만족도			
보통이다	0.6368	0.5694	0.6453
만족스럽다	0.2239	0.3254	0.2111
표본 수	3,730	420	3,310

인적자본에 대해서는 교육기간이나 생애 취업기간, 그리고 현 직장의 근속기간 모두 노조가입자가 비가입자에 비해 높아 노조가입자와 비가입자 사이에 상당한 인적자본의 격차가 있을 가능성을 보여준다. 또한 직장이동의 정도를 나타내는 (생애 직장횟수/연령)도 노조가입자는 0.0629이나 비가입자는 0.0831으로 비가입자가 상대적으로 고용불안을 겪었을 것으로 여겨진다. 직장에 대한 만족도도 노조가입자가 높을 뿐만이 아니라 정규직 여부에서도 비가입자는 75.9%가 정규직으로 스스로를 평가하는데 비해 노조가입자는 거의 대부분(97.6%)이 자신의 일자리가 정규직인 것으로 응답하였다.³⁾

3) 한국노동패널조사에서는 통계청과는 달리 응답자가 ‘자신의 일자리가 정규직인지 아니면 비정규직인지’를

한국노동패널 데이터의 기초적 분석결과, 노조가입자의 경우 임금수준이 높고, 고용이 안정적이며, 근무환경도 상대적으로 좋은 것으로 평가가 된다. 이는 제Ⅱ장에서 논의된 1차 노동시장의 특징과 사뭇 유사하며, 노조가입자의 경우 1차 노동시장에 속할 가능성이 높은 것으로 기대된다.

2. Cluster 분석

Cluster 분석의 결과 그룹 1에는 2,000개의 표본이 그룹 2에는 935개의 표본이 속하고 있으며 그룹 1에 속한 표본들은 그룹 2에 속한 표본들에 비해 취업하고 있는 기업의 규모가 크고, 주당 근로시간이 짧으며, ‘일자리 횡수/연령’이 낮아 상대적으로 고용이 안정적이다. 또한 직장만족도도 그룹 1의 표본들이 그룹 2의 표본보다 높으며, 노동조합에 가입한 경우도 상대적으로 많은 것으로 나타났다.

데이터를 그룹 1과 그룹 2로 구분하고 각각의 그룹에 대해 시간당 임금의 log값을 종속변수로 하여 추정한 결과는 <표 2>의 두 번째와 세 번째 열에 나타나 있다. 순환론을 피하기 위해 노동조합 가입여부를 제외하고는 cluster 분석에 사용된 설명변수와는 다른 설명변수들을 사용하였다. 임금함수의 추정에 사용된 설명변수는 ‘성별’, ‘연령’, ‘배우자 유무’, ‘교육기간’, ‘생애 취업경험’, ‘현 직장의 근무기간’, ‘생애 직장 횡수’, ‘정규직 여부’, ‘노동조합 가입여부’, ‘직종’ 등이다.

<표 2> Cluster 분석과 임금함수의 추정

설명변수	그룹 1	그룹 2	전체 표본
상수항	-0.1799(0.219)	-0.5355(0.004)	-0.2597(0.037)
인구학적 변수			
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.2754(0.000)	0.3317(0.000)	0.2259(0.000)
연령(세)	0.0392(0.000)	0.0466(0.000)	0.0402(0.000)
연령의 제곱	-0.0005(0.000)	-0.0006(0.000)	-0.0005(0.000)
배우자 여부(미혼 기준)			
배우자 있음(1: yes)	0.0716(0.024)	0.1180(0.002)	0.0943(0.000)
사별, 이혼, 별거(1: yes)	0.0793(0.171)	0.0675(0.270)	0.0593(0.200)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.0487(0.000)	0.0278(0.000)	0.0456(0.000)
생애 취업경험(년)	0.0283(0.000)	0.0203(0.000)	0.0241(0.000)
생애 취업경험의 제곱	-0.0005(0.000)	-0.0004(0.001)	-0.0004(0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.0163(0.000)	0.0096(0.003)	0.0173(0.000)
생애 직장횡수	-0.0185(0.009)	-0.0202(0.006)	-0.0230(0.000)
일자리 특성			
정규직 여부(1: yes)	0.0379(0.164)	0.0336(0.327)	-0.0135(0.554)
노동조합 가입여부(1: yes)	0.1022(0.001)	-0.0299(0.451)	0.0679(0.012)
직종(단순노무직 기준)			
관리직 및 (준)전문가	0.3281(0.000)	0.5054(0.000)	0.4749(0.000)
사무직	0.1864(0.000)	0.4157(0.000)	0.3261(0.000)
판매 및 서비스직	0.0865(0.047)	0.3264(0.000)	0.1411(0.000)
기능직 및 기계조작·조립직	0.0171(0.654)	0.2731(0.000)	0.1195(0.000)
표본 수	1,946	910	2,856
F-값	110.97	47.28	144.80
Adjusted R2 값	0.4750	0.4489	0.4463

스스로 평가하도록 하였다.

설명변수	그룹 1	그룹 2	전체 표본
상수항	-0.1799(0.219)	-0.5355(0.004)	-0.2597(0.037)
인구학적 변수			
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.2754(0.000)	0.3317(0.000)	0.2259(0.000)
연령(세)	0.0392(0.000)	0.0466(0.000)	0.0402(0.000)
연령의 제곱	-0.0005(0.000)	-0.0006(0.000)	-0.0005(0.000)
배우자 여부(미혼 기준)			
배우자 있음(1: yes)	0.0716(0.024)	0.1180(0.002)	0.0943(0.000)
사별, 이혼, 별거(1: yes)	0.0793(0.171)	0.0675(0.270)	0.0593(0.200)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.0487(0.000)	0.0278(0.000)	0.0456(0.000)
생애 취업경험(년)	0.0283(0.000)	0.0203(0.000)	0.0241(0.000)
생애 취업경험의 제곱	-0.0005(0.000)	-0.0004(0.001)	-0.0004(0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.0163(0.000)	0.0096(0.003)	0.0173(0.000)
생애 직장횟수	-0.0185(0.009)	-0.0202(0.006)	-0.0230(0.000)
일자리 특성			
정규직 여부(1: yes)	0.0379(0.164)	0.0336(0.327)	-0.0135(0.554)
노동조합 가입여부(1: yes)	0.1022(0.001)	-0.0299(0.451)	0.0679(0.012)
직종(단순노무직 기준)			
관리직 및 (준)전문가	0.3281(0.000)	0.5054(0.000)	0.4749(0.000)
사무직	0.1864(0.000)	0.4157(0.000)	0.3261(0.000)
판매 및 서비스직	0.0865(0.047)	0.3264(0.000)	0.1411(0.000)
기능직 및 기계조작·조립직	0.0171(0.654)	0.2731(0.000)	0.1195(0.000)
표본 수	1,946	910	2,856
F-값	110,97	47.28	144.80
Adjusted R2 값	0.4750	0.4489	0.4463

주: 괄호 안은 P>|z|의 값을 나타낸다.

<표 2>에 나타난 결과와 같이 그룹 1과 그룹 2 사이에 임금에 미치는 인적자본의 영향력은 크게 차이가 나고 있다. 그룹 1의 경우 교육기간의 임금 영향력은 0.0487이나 그룹 2는 0.0278이며, 생애 취업경험과 현 직장 근무기간의 임금 영향력도 마찬가지로 상당한 격차를 보이고 있다. 또한 생애 직장횟수에 대한 추정계수는 그룹 1이 -0.0185이나 그룹 2는 -0.0299로 나타나 그룹 2에 속한 임금 근로자의 경우 직장이동에 따른 임금손실이 상대적으로 크다. 이는 직장경험이 다른 직장에서도 적용 가능한 인적자본의 축적에 실패하고 있다는 점으로 보여준다. 그리고 그룹 1에서는 노동조합 가입이 임금에 긍정적 영향을 미치지만 그룹 2에서는 노동조합 가입이 임금에 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 노동시장이 인적자본론에 의해 설명되지 않은 요인에 때문에 1차 노동시장과 2차 노동시장의 둘로 구성되어 있다는 노동시장 이중구조론을 지지한다.

3. 국면전환모형(switching regression model with endogenous switching)

여기에서는 Dickens and Lang(1985)의 방법론을 적용하기로 한다. Dickens and Lang(1985)은 * switching regression with unknown regimes* 를 사용하여 노동시장에서 두 개의 임금함수가 하나의 임금함수보다 더 높은 설명력을 지니고 있다는 것을 보임으로써, 노동시장 이중구조의 존재여부

를 검증하였다.⁴⁾ 구체적으로 노동시장이 1차(primary)와 2차(secondary)의 두 부문으로 구성되어 있다고 할 때, 각 부문의 임금함수식은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned}\ln W_{\pi} &= X_i \beta_p + \varepsilon_{\pi} \\ \ln W_{si} &= X_i \beta_s + \varepsilon_{si}\end{aligned}$$

또, 한 개인이 어떤 부문에 속해 있는가는 사전적으로 알 수 없으며 각 부문에 속할 확률만을 교체방정식 (11)을 통해 파악할 수 있다고 가정한다.

$$y_i^* = Z_i \gamma + \varepsilon_{wi} \tag{11}$$

여기에서 W_i 는 개인의 관찰된 임금이며, X_i 와 Z_i 는 설명변수의 벡터, β_p, β_s, Γ 는 추정될 모수의 벡터를 의미한다. $\varepsilon_p, \varepsilon_s, \varepsilon_w$ 는 오차항으로 정규분포를 하며, 관찰불능(latent) 변수인 y_i^* 는 개인 i 가 1차 노동시장에 속할 확률을 나타낸다. 즉, 만약 $y_i^* > 0$ 이라면 근로자는 1차 노동시장에 속하고, 반대로 $y_i^* \leq 0$ 이면 2차 노동시장에 속한다. 이 경우 모수를 추정하기 위해서는 최우추정법을 사용하여야 하며, 이 때의 우도함수는 다음과 같다.

그리고 모든 오차항이 정규분포를 하며, 교체방정식 오차항의 분산이 '1'이라고 가정하면 모수추정을 위한 우도함수는 아래와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned}\ln L = & \sum_{i=1}^n \ln \left\{ \left[1 - \Phi \left(\frac{-Z_i \gamma - \frac{\sigma_{pw}}{\sigma_p^2} (\ln W_i - X_i \beta_p)}{\left(1 - \frac{\sigma_{pw}^2}{\sigma_p^2}\right)^{1/2}} \right) \right] \cdot \right. \\ & \left. \left(\frac{\phi \left(\frac{\ln W_i - X_i \beta_p}{\sigma_p} \right)}{\sigma_p} \right) + \Phi \left(\frac{-Z_i \gamma - \frac{\sigma_{sw}}{\sigma_s^2} (\ln W_i - X_i \beta_s)}{\left(1 - \frac{\sigma_{sw}^2}{\sigma_s^2}\right)^{1/2}} \right) \cdot \right. \\ & \left. \left(\frac{\phi \left(\frac{\ln W_i - X_i \beta_s}{\sigma_s} \right)}{\sigma_s} \right) \right\}\end{aligned}$$

이러한 Dickens and Lang(1985)의 검정방법은 사전적으로 1차와 2차 노동시장을 규정하고 이의 적합성을 검증하는 것이 아니라 사후적으로 이중노동시장의 존재유무 및 그 특성을 파악한다는 장점을 지니고 있다.⁵⁾

4) 한국에서는 이주호(1992)가 1989년 직종별 임금실태조사 원자료를 이용하여 Dickens and Lang(1985)의 검정을 수행하였다. 그 결과 한국에도 이중노동시장이 존재하는 것으로 나타났다.

5) Dickens and Lang(1985)은 요인분석(factor analysis)이나 1차와 2차 노동시장을 사전적으로 결정한 후 임금함수를 비교하는 종전 방법의 문제점을 지적하고 있다. 특히 사전적으로 시장을 구분하는 방법은 근로자의 의사결정이 관찰되지 않는 특성과 독립적이지 못하고 따라서 'sample selection bias'가 발생할 위험성이 높다는 점을 비판한다.

이러한 검정방법에 대해 본 고에서는 노동시장을 사전적으로 노동조합 가입자와 비가입자의 둘로 구분하고 있다. 이에 따라 식(11)의 교체방정식에서 는 더 이상 관찰이 불가능한 변수가 아니라 노조에 가입하였을 때에는 ‘1’의 값을 가입하지 않았을 때에는 ‘0’의 값을 지니는 것으로 가정한다. 새로운 가정의 도입에 따라 Dickens and Lang의 모형은 ‘switching regression model with endogenous switching’으로 전환된다.⁶⁾

<표 3> 교체방정식의 추정결과 - Probit ML

변 수	회귀계수	추정결과 z-값	P> z
절편항	-0.90406	-2.66	0.008
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.42026	4.47	0.000
연령(세)	-0.05394	-6.63	0.000
교육기간(년)	-0.03716	-2.33	0.020
생애 취업경험(년)	0.10036	5.83	0.000
생애 취업경험의 제곱	-0.00159	-3.64	0.000
배우자 유무(1: 있음)	0.20148	1.84	0.066
생애 직장횟수/연령	-5.27449	-5.62	0.000
산업(제조업 기준)			
건설업	-0.51761	-2.86	0.004
도소매 및 음식숙박업	-0.29310	-2.28	0.023
전기가스, 운수통신, 금융보험	0.34313	3.48	0.001
부동산, 사업서비스, 공공행정	-0.35995	-2.15	0.031
교육서비스 외	-0.17537	-1.32	0.186
기업규모	0.22127	15.81	0.000
표본 수		2,919	
LR Chi-square 값		748.29	
Log-likelihood 값		-692.359	
Pseudo R2		0.3508	

<표 4>의 두 번째 열은 단일 노동시장 구조의 가정 아래 모든 근로자의 임금함수를 통상최소자승법(OLS)으로 추정한 결과를 보인다. 세 번째와 네 번째 열은 이중구조의 가정 아래 근로자들의 직종선택 및 임금결정식을 2단계 추정(two-stage estimation)을 한 결과이다. 자기선택편의를 교정하는 항인 sigma의 추정치는 노조가입자의 경우 0.1045, 비가입자의 경우 0.2787로 양쪽 모두 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 노조가입여부가 자기선택적 과정을 거친다는 점을 보인다.

노동시장 이중구조의 검증은 단일시장 모형과 이중구조 모형의 우도비검정(likelihood ratio test)을 통해 판단할 수 있다. 검증결과 두 모형의 log-우도값 차이는 153.75로 이중구조 모형이 노동시장을 더 잘 설명한다는 가설을 수락한다. 따라서 우리나라의 노동시장은 노동조합 가입자와 비가입자

6) 이 모형의 대표적 예로 Lee(1978)의 노조 - 비노조 임금모형과 Trost(1977)의 ‘housing-demand’ 모형을 들 수 있다.

의 둘로 구분된다고 할 수 있다.

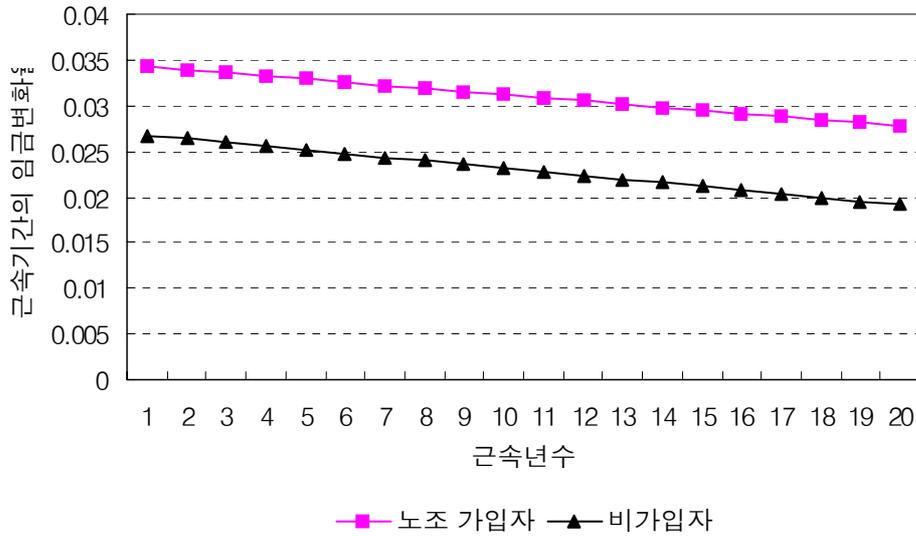
<표 4> 노동시장 이중구조와 노동조합: 임금함수의 추정

변수	전 체	국면전환 모형	
		노조가입자	비가입자
상수항	0.46143(0.000)	1.32425(0.004)	0.28461(0.012)
인구학적 변수			
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.36333(0.000)	0.16630(0.003)	0.35700(0.000)
연령(세)	0.04401(0.000)	0.01645(0.461)	0.04502(0.000)
연령의 제곱	-0.00055(0.000)	-0.00026(0.339)	-0.00053(0.000)
배우자 유무(1: 있음)	0.05071(0.003)	0.14190(0.019)	0.05080(0.009)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.02992(0.000)	0.05301(0.000)	0.03177(0.000)
생애 취업경험(년)	0.02131(0.000)	0.02508(0.060)	0.01774(0.000)
생애 취업경험의 제곱	-0.00045(0.000)	-0.00035(0.256)	-0.00040(0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.01466(0.000)	0.01199(0.024)	0.01228(0.000)
생애 직장횟수/연령	-0.46925(0.002)	-0.71235(0.302)	-0.08079(0.631)
일자리 특성			
정규직 여부(1: yes)	0.11142(0.000)	0.02984(0.839)	0.09633(0.000)
주당 근무시간	-0.01673(0.000)	-0.02101(0.000)	-0.01540(0.000)
직종(단순노무직 기준)			
관리직 및 (준)전문가	0.39943(0.000)	0.33086(0.009)	0.37527(0.000)
사무직	0.26637(0.000)	0.23227(0.061)	0.24934(0.000)
판매 및 서비스직	0.21016(0.000)	0.40031(0.005)	0.18875(0.000)
기능직 및 기계조작?조립직	0.12457(0.000)	0.17975(0.120)	0.11965(0.000)
직장만족도			
보통이다	0.12405(0.000)	0.10378(0.134)	0.13507(0.000)
만족스럽다	0.26360(0.000)	0.22102(0.004)	0.24387(0.000)
sigma	-	0.10450(0.004)	0.27867(0.000)
표본 수	2,846	335	2,511
F-값	310.72	30.50	214.09
Adjusted R2	0.6080	0.6138	0.6045

주: 괄호 안은 P>|z|의 값을 나타낸다.

이러한 우도비 검정의 결과는 인적자본의 축적이 임금에 미치는 영향을 분석하여도 간접적으로 파악할 수 있다. 즉 교육기간의 1년 증가로 인한 임금상승의 효과는 노조가입자의 경우 5.3%이나 비가입자는 3.2%로 커다란 격차가 나고 있다. 또한, 근무기간이 1년 증가함에 따른 임금상승의 효과도 노조가입자가 비가입자보다 훨씬 크다. 이러한 점은 아래의 [그림 1]에서 볼 수 있는데, 근무기간이 증가함에 따라 노조가입자와 비가입자 모두 임금상승률이 떨어지나, 모든 근무기간에 대해 노조가입자의 임금상승률이 비가입자의 임금상승률보다 높은 것을 알 수 있다.

[그림 1] 근속기간의 임금상승효과



IV. 결론

여기에서는 우리나라에서 노동시장 이중구조론이 실증적으로 증명될 수 있는지 우선 cluster 분석을 통하여 검증하였다. cluster 분석으로 데이터를 2개의 그룹으로 구분하고 이 두 그룹간에 어떤 차이가 있는가를 살펴본 결과 그룹 1에 속한 임금근로자들의 시간당 임금의 log값이 1.7316인 것에 비해 그룹 2에 속한 임금근로자들의 시간당 임금의 log값은 1.3299로 약 0.4017의 차이가 있다. 이러한 분석결과는 노동시장의 이중구조가 존재할 가능성을 제기한다. 또한 각각의 그룹에 대해 임금함수를 추정한 결과도 그룹 1과 그룹 2 사이에 임금에 미치는 인적자본의 영향력은 크게 차이가 나고 있다. 즉 교육기간, 생애 취업경험, 현 직장 근무기간의 임금 영향력은 그룹 1이 그룹 2에 비해 상당히 강하다. 이러한 추정결과는 노동시장이 인적자본론에 의해 설명되지 않은 요인에 때문에 1차 노동시장과 2차 노동시장의 둘로 구성되어 있다는 노동시장 이중구조론을 지지한다.

나아가 노동조합 가입 여부에 따라 노동시장이 구분되어지는지를 국면전환모형의 추정결과를 이용하여 우도비 검정을 실시한 결과 노조가입자와 비가입자의 둘로 모형을 구분하는 것이 단일모형보다 설명력이 높아 노동조합이 이중구조의 한 원인이라는 이중구조론을 지지한다.

참고문헌

- 금재호. 「노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로」, 미발표논문 (2002)
- 이주호. 「한국의 이중노동시장에 관한 실증분석」, 『노동경제논집』, 제15권, (1992) pp. 37~75.
- 정진호. 「근로자간 임금격차와 생산성」, 『한국노동경제학회 2004 정책토론회 자료집』, (2004) pp. 1~29
- Akerlof, G. A. “Gift exchange and efficiency wage theory: four views” , *American Economic Review*, 74, (1984) pp. 79~83.
- Anderson, K. H., Butler, J. S. and Sloan, F. A. “Labor market segmentation: a cluster analysis of job grouping and barriers to entry” , *Southern Economic Journal*, 53, (1987) pp. 571~590.
- Beaudry, Paul. *Entry wages signalling future wages: a foundation to turnover models of unemployment*, mimeo, (1990).
- Becker, G. *Human Capital: National Bureau of Economic Research*, New York (1964).
- _____. *The Economics of Discrimination*, Chicago: The University of Chicago Press (1971).
- Boston, T. D. “Segmented labor markets: new evidence from a study of four race-gender groups” , *Industrial and Labor Relations Review*, 44, (1990) pp. 99~115.
- Bulow, J. I. and Summers, L. H. “A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment” , *Journal of Labor Economics*, 4, (1986) pp. 376~414.
- Calvo, Guillermo “Quasi-Walrasian theories of unemployment” , *American Economics Review*, 69, (1979) pp. 102~107.
- Cotton, Jeremiah, “On the Decomposition of Wage Differentials” , *Review of Economics and Statistics*, 70, (1988) pp. 236~243.
- Dickens, W. T. *Wages, employment and the treat of collective action by workers*, NBER working paper (1986).
- Dickens, W. T. and Lang, K. “A test of dual labor market theory” , *American Economic Review*, 75, (1985) pp. 792~805.
- _____. “Labor market segmentation and the union wage premium” , *The Review of Economics and Statistics*, 70, (1988) pp. 527~530.
- Doeringer, P. B. and Piore, M. J. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*: D.C. Heath,

- Lexington, MA (1971).
- Dunlop, J. T. The task of contemporary wage theory, in *New Concepts of Wage Determination*, Taylor, G. and Pierson, F. (eds.): McGraw Hill, New York (1975).
- Flatau, P. R. and Lewis, P. E. T. "Segmented labor markets in Australia" , *Applied Economics*, 25, (1993) pp. 285~294.
- ILO, *Employment, Incomes and Inequality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya*, Geneva, (1972).
- Katz, L. F. "Efficiency wage theories: a partial evaluation" , *NBER Macroeconomics Annual: Cambridge, MA*, (1986) pp. 236~276.
- Lang, K. "Persistent wage dispersion and involuntary unemployment" , *Quarterly Journal of Economics*, 106, (1991).
- Lee, L. F., "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables" , *International Economic Review*, 19 (1978) pp. 415~433.
- Lindbeck, A. and Snower, D. J. "Wage setting, unemployment and insider-outsider relations" , *American Economic Review*, 76, (1986) pp. 235~239.
- McNabb, R. and Ryan, P. *Segmented labor markets*, in *Current Issues in Labor Economics*, Sapsford, D. and Tzannatos, Z. (eds.): Macmillan, New York, (1990) pp. 151~176.
- Neuman, S. and Ziderman, A. "Testing the dual labor market hypothesis: evidence from the Israel labor mobility survey" , *Journal of Human Resources*, 21, (1986) pp. 230~237.
- OECD. *The OECD Job Study: Evidence and Explanations*, Geneva (1994).
- Osberg, L., Apostle, R. and Clairmont, D. "Segmented labor markets and the estimation of wage functions" , *Applied Economics*, 19, (1987) pp. 1603~1624.
- Osterman, P. "An empirical study of labor market segmentation" , *Industrial and Labor Relations Review*, 28, (1975) pp. 508~523.
- Rebitzer, J. B. and Taylor, L. J. "A Model of Dual Labor Markets When Product Demand is Uncertain" , *The Quarterly Journal of Economics*, 106, (1991) pp. 1373~1383.
- Salop, S. C. "A model of the natural rate of unemployment" , *American Economic Review*, 69, (1979) pp. 117~125.
- Sloane, P. J. Murphy, P. D., Theodossiou, I. and White, M. "Labor market segmentation: a local labor market analysis using alternative approaches" , *Applied Economics*, 25, (1993) pp. 569~581.
- Solow, R. "Another possible source of wage stickiness" , *Journal of Macroeconomics*, 1, (1979) pp. 79~82.
- Standing, Guy, *Global feminization through flexible labor*, World Employment Programme Research, Working Paper No. 31: ILO, Geneva. (1989).

- Trost, R. P., *Demand for Housing: A Model Based on Inter-related Choices between Owning and Renting*, Unpublished Ph. D. Dissertation, University of Florida, (1977)
- Weiss, Andrew. *Models of Unemployment, Layoffs and Wage Dispersion*, Princeton University Press, Princeton (1990).
- Weitzman, Martin. "A theory of wage dispersion and job market segmentation" , *Quarterly Journal of Economics*, 104, (1989) pp. 121~138.
- Yellen, J. L. "Efficiency wage models of unemployment" , *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 74, (1984) pp. 200~205.