

勞 動 經 濟 論 集
 第25卷(2), 2002. 6, pp. 109~128
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

실업근로자의 성별 의중임금함수 추정

류 재 술* · 류 기 철**

실업근로자의 노동시장으로의 재진입 또는 재취업과 관련한 실업근로자의 의중임금에 대한 연구는 대단히 중요한 의미를 가진다고 볼 수 있다. 왜냐하면 한 가계 내 핵심 노동력인 남자의 의중임금 결정메커니즘과 가계보조적 성향이 강한 여자의 의중임금 결정메커니즘 간에는 차이가 있을 것이기 때문이다.

이러한 맥락에서 약 1,200명의 실업자를 대상으로 조사한 미시적 자료를 이용하여 성별 의중임금함수(reservation wage function)를 추정함으로써 성별 의중임금함수의 상이성에 따라 남녀간 의중임금 결정메커니즘이 서로 다름을 밝히고자 한다.

그 결과 성별 의중임금 결정요인의 중요 설명변수들을 살펴보면 남자의 경우에는 전 직장의 임금소득, 연령, 학력, 실업기간 등이 중요 설명변수였으나 여자의 경우에는 전 직장의 임금소득, 학력, 연령, 자격증 유무 등이 중요 설명변수가 되는 것으로 나타났다. 여자보다 남자의 경우 저학력에 비하여 고학력일수록 의중임금이 높은 것으로 나타났다. 그리고 여자보다 남자의 경우 실업기간이 길어질수록 의중임금이 더 큰 폭으로 하락하고 타가구원의 소득이 있는 경우에 의중임금이 더 낮은 것으로 나타났다.

그러나 본 연구는 조사 지역의 범위와 관련한 자료의 한계를 인정한다 하더라도 우리나라 의중임금과 관련한 연구에 많은 시사점을 줄 것으로 기대한다.

— 주제어: 의중임금함수, 졸업장 효과, 공박판매

투고일: 2002년 4월 15일, 심사일: 4월 15일, 심사완료일: 6월 11일

* 경산대학교 경상학부 교수(cosmos@kyungsan.ac.kr)

** 충북대학교 경제학과 교수(kcryoo@trut.chungbuk.ac.kr)

*** 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자께 감사드립니다.

I. 서론

우리나라는 1980년대 말까지 실업이 상대적으로 높은 상태에 있었다. 이 기간 동안의 실업은 경기침체에 따른 제조업 등에서의 가동률 하락, 국내 생산비용의 상승에 따른 생산시설의 해외이전, 산업구조조정(노동집약적 산업으로부터 자본·기술집약적 산업으로의)과 생산기술의 자동화·소프트화에 따른 노동력, 특히 단순기능인력에 대한 수요의 감소에 주로 기인했다고 볼 수 있다.

그런데 특히 1997년 12월 IMF관리체제 이후 최근 들어 실업이 다시 크게 증가하고 있는 것을 볼 수 있다. 이러한 최근의 실업 증가는 졸업 시근기의 신규 학졸자들의 실업 증가와 함께 IMF관리체제 이후 기업의 휴·폐업 및 도산으로 인하여 비자발적 실업자가 양산되면서 현재 빠른 속도로 진행되고 있는 고용구조의 조정에 따른 정리해고, 명예 퇴직, 조기퇴직 등에 따른 실업자가 급증했기 때문으로 볼 수 있다.

그러나 이러한 실업근로자의 노동시장으로의 재진입 또는 재취업¹⁾과 관련한 실업근로자의 의증임금에 대한 연구는 대단히 중요한 의미를 가진다고 볼 수 있다. 왜냐하면 한 가계 내 핵심 노동력인 남자의 의증임금 결정메커니즘과 가계보조적 성향이 강한 여자의 의증임금 결정메커니즘 간에는 차이가 있을 것이기 때문이다.

의증임금에 대한 국내외 연구 결과로는 Kiefer and Neumann(1979), Hui, Blau(1991), Cox and Oaxaca(1992), Berg(1995)와 함께 어수봉(1994), 금재호(1997) 등을 들 수 있다. 그런데 본 논문에서는 Kiefer and Neumann의 의증임금방정식을 사용한 어수봉과 금재호의 선행연구에 대해 검토해 보고자 한다. 이것은 본 연구의 결과를 국내 선행연구의 연구 결과와 비교해 보아도 아주 흥미 있는 일일 수 있기 때문이다.

이러한 맥락에서 본 논문에서는 의증임금함수 추정과정에서 의증임금함수(reservation wage function)를 성별로 분리 추정함으로써 성별 의증임금함수의 상이성에 따라 남녀 간 의증임금 결정메커니즘이 서로 다름을 밝히고자 한다.

이를 위하여 본 연구에서는 약 1,200명의 실업자를 대상으로 설문조사한 미시적 자료

1) 류기철·류재술(1999), p.105~125.

(micro data)를 이용하여 실증적으로 분석하고자 한다.

II. 실업근로자의 의중임금과 선행연구 검토

1. 실업근로자의 의중임금

실업자는 국제노동기구(ILO)의 기준에 따라 조사가 실시된 일주일 동안 경제활동을 할 수 있는 능력과 의사를 가지면서도 조사 주간 중 수입이 있는 일에 전혀 종사하지 못한 자로서 구직활동을 하고 있는 자²⁾로 정의되고 있다.³⁾

이러한 실업자를 성별로 살펴보면 1997년까지만 해도 남자의 경우 실업자수는 약 30만~35만 명 정도의 규모였고, 실업률은 약 2.3~2.9% 정도의 수준이었다. 여자의 경우 실업자수는 약 13만~17만 명 정도의 규모였고, 실업률은 약 1.6~2.3% 정도의 수준이었다.

그러나 IMF관리체제 이후 1998년에 들어오면 남자의 실업자수는 98만 6,000명으로 1997년의 35만 2,000명보다 약 180%(63만 4,000명)나 폭증하고, 여자의 실업자수는 47만 7,000명으로 1997년의 20만 4,000명보다 약 134%(27만 3,000명)나 급증한 것으로 나타난다. 한편 실업률은 남자의 경우 1997년에는 2.8%였으나 1998년에는 무려 4.9%나 상승하여 7.7%를 기록하고 있고, 여자의 경우 1997년에는 2.3%였으나 1998년에는 3.3%나 상승하여 5.6%를 기록하고 있다. 2000년 현재 남자의 실업자수는 약 60만 명(실업률은 4.6%)이고 여자의 실업자수는 약 29만 명(실업률은 3.3%)으로 집계되었다.

이것은 1997년도 말에 대외신인도의 급격한 하락과 금융외환위기로 인하여 금융산업이 경영악화를 겪는 가운데 자기자본비율을 충족시키는 데 급급하느라 금융시스템이 제

2) 일기불순, 일시적인 병, 자영업 준비, 직장대기 등 불가피한 사유로 구직활동을 실제로 하지 못한 자들도 실업자에 포함하고 있다.

3) 대부분의 국가들은 국제노동기구 기준에 따라 노동력표본조사(Labor force sample survey)나 가구표본조사(household sample survey)를 통하여 실업률을 추계하고 있다. 그러나 같은 국제노동기구 기준을 채택하더라도 경제활동인구의 기준연령, 구직활동 기간 등 구체적인 사항에서 국가마다 조금씩 차이가 나고 있어 실업률의 국가간 직접비교에는 주의할 필요가 있다. 이에 대한 자세한 내용은 최강식·박진희(1997)를 참조.

기능을 발휘하지 못함으로써 실물경제부문의 위기상황과 함께 IMF 자금지원에 따른 긴축 재정금융정책의 영향과 휴·폐업 및 도산하는 기업이 급증함⁴⁾과 동시에 기업의 신규 채용이 크게 줄어들면서 노동시장이 크게 위축되어 비자발적 실업자가 급증했기 때문이다.

이러한 실업자에게는 취업기회 못지 않게 의중임금(reservation wage)이 대단히 중요한 의미를 가지게 된다. 이 때 의중임금이란 실업상태의 개별 근로자가 자신에게 주어진 직장을 수용할 것인지 또는 거절할 것인지를 주관적으로 평가하는 내면적인 임금을 의미한다.⁵⁾ 즉 실업상태의 개별 근로자가 직업탐색을 함에 있어 의중임금보다 낮은 임금을 제의하는 직장을 거절하고 의중임금과 같거나 높은 임금을 제의하는 직장을 수용할 것이란 것이다.

이 때 실업자의 의중임금은 실업노동자의 노동력 특성, 즉 연령, 학력, 자격증 유무, 실직후 교육훈련과 실업기간이나 타가구원의 소득 유무에 따라 영향을 받게 될 것이다.

또한 남자 실업자의 경우에는 한 가계 내에서 핵심 노동력이 되는 데 반하여 여자 실업자의 경우에는 한 가계 내에서 가계보조적 노동력의 성향이 강하기 때문에 남자의 의중임금함수와 여자의 의중임금함수는 서로 상이하게 될 것이다.

2. 의중임금함수 추정에 대한 국내 선행연구 검토

본 절에서는 실업근로자의 의중임금함수를 추정하기에 앞서 국내의 의중임금함수 추정과 관련한 연구를 먼저 검토해 보고자 한다. 이러한 의중임금함수 추정에 대한 국내의 선행연구에 대한 검토는 본 논문의 성별 의중임금함수 추정모형과 그 추정 결과에 대하여 많은 시사점을 얻을 수 있기 때문이다.

의중임금함수 추정과 관련한 대표적 국내 연구 결과로는 어수봉(1994)과 금재호(1997)의 연구 결과를 들 수 있다.

먼저 어수봉(1994)의 연구는 탐색이론에 대한 실증적 검증을 시도하고 의중임금 자료

4) 최근 1년간 월별 부도업체수와 IMF관리체제 이후 월별 누적 부도업체수는 다음과 같다.

| 기 간 | 97/7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 98/1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 업체수 | 1,384 | 1,215 | 1,235 | 1,435 | 1,469 | 3,197 | 3,323 | 3,377 | 2,749 | 2,462 | 2,070 | 1,825 | 1,799 | 1,337 |
| 누적 업체수 | - | - | - | - | - | 3,197 | 6,520 | 9,897 | 12,646 | 15,108 | 17,178 | 19,003 | 20,802 | 22,139 |

자료 : 한국은행 내부자료

5) George J. Borjas (1996), p. 30~33.

의 질을 평가하는 과정에서 Kiefer and Neumann(1979)의 의증임금 방정식을 이용하여⁶⁾ 의증임금함수를 추정하였다.⁷⁾ 이 연구에 의하면 탐색비용과 의증임금은 부의 상관관계에 있고 의증임금과 탈출확률 사이에도 부의 상관관계에 있기 때문에 노동시장에서 직장에 대한 정보를 얻거나 직업소개기관으로부터 취업알선서비스를 받는 비용이 많이 소요된다면 이러한 탐색비용의 증가는 구직자의 의증임금을 낮추게 되어 구직자가 직장제의를 수락할 확률을 커지게 할 것이라 기대한다. 또한 의증임금은 시간에 대한 기회비용으로서 이 기회비용이 높을수록 의증임금이 높아지며 수락할 수 있는 직장선택의 폭이 좁아져 실업기간이 길 것이라고 기대했다. 즉 실업기간은 의증임금을 상승시키는 효과를 가지고 있을 것으로 기대했다.⁸⁾

또한 성, 연령, 혼인상태, 교육년수 등 임금결정에 중요한 영향을 미치는 변수 역시 의증임금에도 정의 효과를 미칠 것으로 기대했다.

그 결과 의증임금 방정식에 사용된 설명변수는 종전의 임금소득, 가구원수, 연령, 성별더미, 혼인상태더미, 교육년수, 실업기간 등이다. 의증임금함수의 추정 결과 종전의 임금소득이 높았던 사람은 그렇지 않았던 사람에 비하여 시간에 대한 기회비용이 높기 때문에 의증임금도 높은 것으로 나타났다. 또한 연령·성 등 주요 변수에 대하여는 탐색이론과 부합되는 결과를 보여주고 있으나 가구원수나 혼인상태, 교육년수 및 실업기간 등은 의증임금과 통계적으로 의미있는 인과관계를 밝히지 못하고 있다.

다음으로 금재호(1997)의 연구⁹⁾도 Kiefer and Neumann(1979)의 의증임금 방정식을 사용하고 있는데, 설명변수로는 전 직장의 소득, 연령, 성별더미, 혼인상태더미, 교육수준, 실업기간, 배우자의 취업 여부, 희망하는 직장의 형태 등을 사용하고 있어¹⁰⁾ 어수봉의 의증임금함수와는 약간의 차이를 보이고 있다.

추정 결과에서 결혼 여부 및 구직기간만이 통계적으로 유의하지 않을 뿐 대부분의 설명변수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 특히 배우자가 직업을 가지고 있을 때 의증임금이 감소하는 추정결과를 보여주고 있다. 이것은 배우자가 직장을 지니는

6) 어수봉(1994), pp.76~84.

7) 의증임금함수 추정에서 종전의 임금소득에 대한 정보의 누락으로 인하여 사용된 포본수는 254명이었다. 따라서 대단히 중요한 설명변수이기는 하나 표본의 확대를 위하여 이 변수를 제외한 결과 표본수는 609명으로 크게 증가하였다(어수봉(1994: 84)).

8) 어수봉(1994), p.81.

9) 금재호(1997), pp. 42~46.

10) 의증임금함수 추정에 이용된 포본수는 745명이었다.

것이 안정적인 생계수단을 제공함으로써 실업자의 의증임금을 높이는 기능을 하는 것이 아니라 맞벌이가구의 인구경제학적 배경으로 인하여 취업 가능성이 있거나 희망하는 직장의 소득수준이 낮은 것에 원인이 있는 것으로 보고 있다.

그런데 이들 두 연구의 공통적인 뚜렷한 특징은 실업기간이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다는 사실이다. 이에 대해 금재호는 우리나라의 경우 장기실업자의 비중 및 비자발적 실업자의 비중이 외국에 비해 적은 데 기인하는 것으로 보고 있다. 특히 실업자의 대부분이 자발적인 이유로 직장을 그만두었기 때문에 이는 실직기간이 늘어나더라도 의증임금이 감소하는 경향을 억제하는 기능을 하고 있기 때문으로 해석하고 있다.¹¹⁾

Ⅲ. 실업근로자의 성별 의증임금함수 추정

1. 실태조사의 기본 통계

근로자의 실업실태에 관한 설문조사는 약 1,200명의 실업자를 대상으로 약 1주일간 실시되었다. 조사방법은 연구자가 개발한 설문지를 충분히 훈련받은 조사원이 가지고 실업자와 질의 응답을 통하여 조사원이 기록하는 면접조사를 원칙으로 하였다.¹²⁾

<표 1>의 실태조사 결과를 성별로 보면 남자는 841명(72.3%), 여자는 322명(27.7%)이 조사되어 총 조사대상자수는 1,163명으로 집계되었다.

이들을 연령별로 보면 20~24세는 200명(17.2%), 25~29세는 368명(31.6%), 30~59세는 572명(49.3%)이었다. 학력별로 보면 중졸 이하는 114명(9.8%), 고졸은 487명(41.9%), 전문대졸은 276명(23.7%), 대졸 이상은 286명(24.6%)이었다. 세대주와의 관계에서는 세대주가 537명(46.1%), 배우자가 115명(9.9%), 자녀가 473명(40.7%), 기타가 38명(3.3%)이

11) 금재호(1997), pp. 44~45.

12) 근로자의 실업실태에 관한 설문조사는 1998년 8월 10일부터 1998년 8월 15일까지 대구 지역에서는 대구지방노동사무소, 남부고용안정센터, 서부고용안정센터, 대구인력은행 등에서 조사되었고, 청주 지역에서는 청주지방노동사무소에서 조사되었다. 그런데 연구의 보조인력과 비용 문제 등으로 인하여 조사자료가 두 개의 지역에 한정되어 있다는 한계점은 인정하지 않을 수 없다.

<표 1> 실업실태조사 개요

| 분 류 | | 실업자수(구성비) |
|------------|----------|---------------|
| 총 수 | | 1,163 (100.0) |
| 성 별 | 남 자 | 841 (72.3) |
| | 여 자 | 322 (27.7) |
| 연 령 별 | 15~19세 | 19 (1.6) |
| | 20~24세 | 200 (17.2) |
| | 25~29세 | 368 (31.6) |
| | 30~59세 | 572 (49.3) |
| | 60세 이상 | 4 (0.3) |
| 학 력 별 | 중졸 이하 | 114 (9.8) |
| | 고 졸 | 487 (41.9) |
| | 전문대졸 | 276 (23.7) |
| | 대졸 이상 | 286 (24.6) |
| 세대주와의 관계 | 세 대 주 | 537 (46.1) |
| | 배 우 자 | 115 (9.9) |
| | 자 녀 | 473 (40.7) |
| | 기 타 | 38 (3.3) |
| 혼인상태별 | 미 혼 | 542 (46.6) |
| | 기 혼 | 621 (53.4) |
| 실업유형별 | 신규실업자 | 155 (13.3) |
| | 전직실업자 | 1,008 (86.7) |
| 교육훈련 이수 여부 | 교육훈련 받음 | 181 (15.6) |
| | 교육훈련 안받음 | 982 (84.4) |
| 자격증 소지 여부 | 자격증 있음 | 216 (18.6) |
| | 자격증 없음 | 947 (81.4) |

었다. 혼인상태별로는 미혼이 542명(46.6%), 기혼이 621명(53.4%)이었다. 전직 유무별로 보면 신규실업자는 155명(13.3%), 전직실업자는 1008명(86.7%) 등이었다.

이들 실업자 가운데 전직실업자의 의증임금¹³⁾을 성별·연령별·학력별로 나타낸 것이 <표 2>의 전직실업자의 의증임금이다.¹⁴⁾

13) 이러한 의증임금을 구하기 위하여 본 연구에서는 근로자의 실업실태에 관한 설문조사표에서 '귀하는 새 직장에서의 월평균임금이 최소한 얼마 수준이면 그 일을 할 수 있겠습니까?' 라는 방법으로 조사하였다.

14) 특히 의증임금합수 추정에서 신규실업자의 경우 전 직장 임금소득에 관한 정보를 얻을 수 없기 때문에 의증임금합수 추정에서는 전직실업자 1,008명 중 자료로 이용가능한 911명을 분석대상으로 하였다.

〈표 2〉 전직실업자의 의중임금

단위 (만원, 명)

| 구 분 | | 평 균 | 표 준 편 차 | 표 본 수 |
|-----|--------|--------|---------|-------|
| 총 수 | | 109.74 | 42.17 | 911 |
| 성 별 | 남 자 | 120.58 | 42.76 | 651 |
| | 여 자 | 82.60 | 24.98 | 260 |
| 연령별 | 15~19세 | 71.25 | 13.73 | 8 |
| | 20~24세 | 80.47 | 18.15 | 145 |
| | 25~29세 | 99.41 | 26.81 | 278 |
| | 30~59세 | 125.58 | 47.76 | 475 |
| | 60세 이상 | 80.00 | 17.32 | 3 |
| 학력별 | 중졸 이하 | 95.92 | 41.37 | 81 |
| | 고 졸 | 100.89 | 41.66 | 386 |
| | 전문대졸 | 101.71 | 32.10 | 224 |
| | 대졸 이상 | 125.41 | 48.55 | 211 |

먼저 성별 평균 의중임금에서 남자의 평균 의중임금은 약 120만 원으로 여자의 평균 의중임금 약 82만 원보다 높은 것으로 나타났다. 남녀간 평균 의중임금격차 측면에서 보면 여자는 남자 의중임금의 약 68% 정도를 요구하고 있는 것으로 나타났다. 연령별 평균 의중임금에서는 연령이 증가할수록, 즉 중장년층으로 갈수록 의중임금이 높아지지만 60세 이상의 노년층에서는 의중임금이 크게 감소하는 현상을 볼 수 있다. 이것은 일반적인 연령-임금 단면(age-earning profile)에서 연령이 증가하면 임금이 지속적으로 상승 하지만 일정 연령이 지나면 임금의 상승폭이 둔화되다가 오히려 임금이 감소하는 현상¹⁵⁾과도 정확히 일치한다. 즉 노동시장에서 제시되는 임금을 충분히 고려하여 아주 합리적이면서도 실제적인 의중임금을 결정한 결과로 볼 수 있다.

학력별 평균 의중임금에서는 중졸 이하는 약 95만 원을 요구하는 데 반하여 고졸과 전문대졸은 거의 비슷한 약 100만 원 정도를 요구하고 대졸 이상은 그보다 훨씬 높은 약 125만 원 정도를 요구하고 있는 것으로 나타나 있다. 이것도 한국 노동시장의 단층구조하에서는 고졸 남자와 전문대졸자는 동일 단층에 속하기 때문에¹⁶⁾ 그들의 의중임금이 서로 비슷하게 나타날 수밖에 없을 것이다. 뿐만 아니라 한국 노동시장의 단층구조하에

15) 류재술(1998). pp. 297~300.

16) 단층 구분을 위한 판별함수추정(이효수(1984: 264~268)과 단층간 임금격차분해(이효수·류재술(1990a) 참조), 단층별 승격확률함수의 추정(이효수·류재술(1990b) 참조)과 단층별 임금체제와 승급기회의 분석(류재술(1992) 참조)과 단층별 스플라인함수형 임금함수 추정(류재술(1994) 참조)에 의하여 실증적으로 검증되고 있다.

서는 단층간 임금격차가 현격하면서도 안정적으로 지속되고 있기 때문에¹⁷⁾ 대졸 이상의 의중임금이 다른 학력의 요구임금보다 훨씬 높은 것으로 나타난 것이다.

2. 성별 의중임금함수의 상이성

의중임금은 노동력 특성(연령, 학력, 교육훈련 유무 등), 전 직장 소득, 실업기간 등에 의해 결정된다는 가정하에 성별 의중임금함수를 다음과 같이 추정 할 수 있다.

$$\text{Ln RW}_m = a_m + b_m X_m + e \quad (\text{남자}) \quad (1)$$

$$\text{Ln RW}_f = a_f + b_f X_f + e \quad (\text{여자}) \quad (2)$$

그리고 의중임금함수에 포함되어 있는 각 변수는 다음과 같이 정의한다.

- Ln RW : 의중임금에 대수치를 취한 값
- AGE : 연령
- AGESQ : 연령의 자승
- EDU : 학력을 나타내는 더미변수, EDU를 벡터(EDU₃, EDU₂, EDU₁)로 생각하여 고졸을 (EDU₃=0, EDU₂=0, EDU₁=0)으로 하고, 대졸 이상을 EDU₃=1, EDU₂=0, EDU₁=0으로 하고, 전문대졸을 EDU₃=0, EDU₂=1, EDU₁=0으로 하고, 중졸 이하를 EDU₃=0, EDU₂=0, EDU₁=1로 한다.¹⁸⁾
- EINC : 전 직장의 임금소득
- LIS : 자격증 유무를 나타내는 더미변수.¹⁹⁾ 자격증 없음 0, 자격증 있음 1
- TRA : 실직후 교육훈련 유무를 나타내는 더미변수. 실직후 교육훈련을 받지 않은 경우 0, 실직후 교육훈련을 받은 경우 1

17) 한국 노동시장의 단층구조하에서의 단층간 임금구조 변동 및 임금구조의 안정성에 관한 분석은 류재술(1997), pp. 107~127를 참조하라.

18) 어수봉(1994)과 금재호(1997)의 연구에서는 독립변수로 교육년수를 설정하고 있지만 본 연구에서는 학력의 졸업장 효과를 중요시하여 학력을 더미처리한 것이 특징이다.

19) 자격증의 경우에는 그 종류가 워낙 다양하고 많기 때문에 실제 임금결정에 영향을 주는 자격증과 영향을 거의 미치지 않는 자격증으로 구분하기가 매우 곤란한 점을 고려하여 본 조사에서는 '귀하는 별도의 수당이 지급되는 자격증 또는 면허증을 소지하고 있었습니까?' 라고 조사하였다.

UMINT : 실업기간(개월).

OINCD : 타가구원의 근로소득 유무를 나타내는 더미변수. 타가구원의 근로소득이 없는 경우 0, 타가구원의 근로소득이 있는 경우 1

위 모델을 이용하여 식 (1)의 회귀방정식은 남자의 의중임금함수 추정에, 식 (2)의 회귀방정식은 여자의 의중임금함수추정에 각각 적용시킨다. 그것은 성별 의중임금함수에서 두 의중임금함수는 절편과 기울기가 서로 다를 뿐만 아니라 오차항의 구조(error structure)도 서로 다를 것이라고 가정하는 것이 한층 더 타당하기 때문이다.²⁰⁾

즉 성별 의중임금함수 추정에 대한 논의는 남녀간 임금결정메커니즘의 상이성과 남녀간 의중임금 격차의 발생원인을 구명하는 데 있기 때문이다. 즉 위의 모델을 이용하여 성별 의중임금함수를 추정할 때는 성별 의중임금 결정요인과 그 요인별 임금효과를 비교 검토함으로써 남녀간에 의중임금 결정메커니즘이 서로 다르다는 사실을 밝힐 수 있다.

〈표 3〉 성별 의중임금함수 추정결과 : 남자

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|------------------|----------------------|----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| EINC | 0.002187* (8.090) | 0.001902* (7.124) | 0.001566* (6.013) | 0.001443* (5.683) | 0.001416* (5.651) | 0.001435* (5.755) |
| AGE | | 0.008884* (5.676) | 0.08572* (7.469) | 0.08663* (7.768) | 0.08178* (7.386) | 0.08288* (7.521) |
| AGESQ | | | -0.001007* (-6.753) | -0.0009845* (-6.793) | -0.0009226* (-6.413) | -0.0009422* (-6.576) |
| EDU ₁ | | | | -0.261* (-5.474) | -0.230* (-4.819) | -0.218* (-4.575) |
| EDU ₃ | | | | | 0.105* (3.828) | 0.09887* (3.599) |
| UMINT | | | | | | -0.005621* (-2.540) |
| Constant | 13.740* (453.860) | 13.468* (239.554) | 12.126* (58.909) | 12.101* (60.485) | 12.161* (61.436) | 12.175* (61.824) |
| R ² | 0.343 | 0.415 | 0.493 | 0.535 | 0.554 | 0.564 |

주: 1) ()는 t-통계치를 나타냄.

2) 추정계수의 검정에서 *는 1%의 유의수준에서 유의함을 나타냄.

자료: 근로자의 실업실태에 관한 설문조사 자료임.

20) R. S. Pindyck and D. L. Rubinfeld(1981), pp. 111~114.

이를 위하여 먼저 위 모델의 성별 의증임금함수를 OLS방식에 의해 단계적 회귀분석(stepwise regression)을 하였다. 그 과정에서 설명력을 1%이상 증가시키면서 5%의 유의수준에서 유의한 설명변수들을 모두 포함하여 얻은 결과가 <표 3>와 <표 4>에 나타나 있다.

<표 4> 성별 의증임금함수 추정결과 : 여자

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|
| EINC | 0.003747* (5.404) | 0.003352* (4.721) | 0.003628* (5.151) | 0.003376* (4.757) | 0.003158* (4.433) |
| EDU ₁ | | -0.128** (-2.203) | -0.288* (-3.608) | -0.278* (-3.500) | -0.223* (-2.670) |
| AGE | | | 0.008679* (2.870) | 0.008620* (2.872) | 0.03935* (2.572) |
| LIS | | | | 0.106** (2.038) | 0.109** (2.103) |
| AGESQ | | | | | -0.0004616** (-2.047) |
| Constant | 13.327* (275.327) | 13.366* (261.621) | 12.114* (129.778) | 12.011* (130.796) | 12.155* (51.134) |
| R ² | 0.353 | 0.381 | 0.422 | 0.441 | 0.460 |

주: 1) ()는 t-통계치를 나타냄.

2) 추정계수의 검정에서 *는 1%, **는 5%의 유의수준에서 유의함을 나타냄.

자료: 근로자의 실업상태에 관한 설문조사 자료임.

그 결과 성별 의증임금 결정요인의 중요 설명변수들을 살펴보면 남자의 경우에는 전직장의 임금소득, 연령, 학력, 실업기간 등이 중요 설명변수였으나 여자의 경우에는 전직장의 임금소득, 학력, 연령, 자격증 유무 등이 중요 설명변수가 되는 것으로 나타났다. 이들 설명변수에 대한 통계적 유의성도 1% 또는 5%의 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다.

특히 단계적 회귀분석 과정에서 남자의 경우에는 실업기간이 의증임금함수 안에 포함되는 데 반하여 여자의 경우에는 자격증 유무가 의증임금함수 안에 포함된다. 따라서 이러한 결과는 성별로 의증임금 결정요인의 중요성이 서로 다르다는 것을 의미한다.

한 가계 내에서 남자는 일반적으로 핵심 노동력인 경우가 대부분이다. 가계 내 가장으로서 가계소득의 주원천을 책임지고 있기 때문에 이들 가장인 남자의 실업은 대단히 중요한 의미를 가질 수밖에 없다. 따라서 가계 내 핵심 노동력인 남자의 장기간 실업은

곧바로 가계소득의 상실과 함께 가장의 무기력을 의미하기 때문에 남자의 경우에는 실업기간이 의중임금 결정의 중요 요인이 되지 않을 수 없다.

그러나 한 가계 내에서 여자는 가계보조적인 노동력인 경우가 일반적일 뿐만 아니라 노동시장 내에서도 여자는 하위 단층에 속한다. 하위 단층에 속하는 이들 여자는 관리직으로의 승격이 제한되어 있는 고용관리 관행 속에서 관리능력보다는 동일직무에서 반복작업을 통하여 향상되는 작업능력을 주로 요구하게 된다. 따라서 가계 내 부차적 노동력인 여자의 경우에는 작업능력과 관련한 자격증 유무가 의중임금 결정의 중요 요인이 되는 것이다.

3. 성별 의중임금함수 추정 결과

다음으로 성별 의중임금 결정메커니즘의 상이성과 관련하여 모든 설명변수들을 포함한 의중임금함수에서 이들 변수들이 의중임금에 미치는 효과를 비교검토하기 위하여 위 모델의 성별 의중임금함수를 OLS방식에 의하여 회귀분석한 결과가 <표 5>와 같다.

위 모델의 성별 의중임금함수를 추정했을 때 성별 의중임금함수의 상이성을 검정하기 위하여 Chow-test를 할 필요가 있다.²¹⁾ 이 때 귀무가설은 $H_0 : a_m = a_f, b_m = b_f$ 이다. 이러한 귀무가설을 검정하기 위한 F값은

$$F_{K, N+M-2K} = \frac{(ESS_R - ESS_{UR}) / K}{ESS_{UR} / (N+M-2K)}$$

이 된다.

이 때 성별 의중임금함수의 상이성을 검정하기 위하여 F값을 구한 결과 그 값이 23.34로 1% 유의수준에서의 F값 2.18보다 큰 것으로 나타났다. 이와 같이 비교적 양호한 결과를 얻을 수 있었던 것은 의중임금의 결정요인들이 충분히 고려되어 추정모형이 적절하게 설정되었기 때문일 것이다. 따라서 성별로 추정된 의중임금함수는 통계적으로 서로 유의한 차이를 나타냄으로써 남자와 여자의 의중임금 결정메커니즘이 서로 다르다는 것을 알 수 있다.

21) G. C. Chow (1960), pp.591~605; R. S. Pindyck and D. L. Rubinfeld (1981), pp.123~126.

〈표 5〉 성별 의증임금합수 추정 결과

| | 남 자 | 여 자 |
|------------------|-------------------------|--------------------------|
| AGE | 0.07559* (6.295) | 0.03893* (2.507) |
| AGESQ | -0.0008456* (-5.459) | -0.0004339** (-1.897) |
| EDU ₃ | 0.118* (4.022) | 0.07812*** (1.615) |
| EDU ₂ | 0.04893*** (1.560) | 0.03864 (0.937) |
| EDU ₁ | -0.208* (-4.291) | -0.214* (-2.580) |
| EINC | 0.001450* (5.802) | 0.002953* (4.077) |
| LIS | 0.02434 (0.881) | 0.106** (2.047) |
| TRA | 0.004670 (0.153) | 0.05906 (1.098) |
| UMINT | -0.005126** (-2.296) | -0.002674 (-1.037) |
| OINCD | -0.04841*** (-1.827) | 0.05673 (1.384) |
| Constant | 12.593* (50.378) | 12.296* (55.629) |
| R ² | 0.571 | 0.493 |

주: 1) ()는 t-통계치를 나타냄.

2) 추정계수의 검정에서 *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 유의함을 나타냄.

자료: 근로자의 실업실태에 관한 설문조사 자료임.

그 결과 성별 의증임금합수 추정 결과의 회귀계수를 검토해 보면 다음과 같은 몇 가지 중요한 사실들을 알 수 있다.

첫째, 여자보다 남자의 경우 연령효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이것은 한국 노동시장의 단층구조하에서 대부분 상위 단층과 중상위 단층에 속하는 남자에 대해서는 관리능력이 요구되는데, 이러한 관리능력은 동일 기업에 계속 근속하거나 동일 직종에서의 경력을 쌓지 않고 다른 기업이나 다른 직종에 종사하더라도 향상될 수 있다. 이 경우에도 연령은 계속 높아지기 때문에 남자의 경우 연령효과가 상대적으로 더 크게 나타난다. 그러나 대부분 하위 단층에 속하는 여자의 경우 관리능력보다도 작업능력이 요구된다.

이러한 작업능력은 연령에 관계없이 동일한 직무에서의 반복작업을 통하여 향상되기 때문에 여자의 경우 연령효과가 상대적으로 작게 나타난다. 그러나 남녀 모두 AGESQ의 추정계수가 부의 부호로 나타나 의증임금은 체감하는 것으로 나타났다.

둘째, 여자보다 남자의 경우 저학력에 비하여 고학력일수록 의증임금이 높은 것으로 나타났다. 즉 고졸자에 비하여 대졸자는 남자의 경우 약 12%, 여자의 경우 약 8% 정도 높은 의증임금을 가지고 있고, 고졸자에 비하여 중졸 이하자는 남녀 모두 약 21% 정도 낮은 의증임금을 가지고 있는 것으로 나타났다. 이것은 학력의 생산성 효과와 졸업장 효과(diploma effect)와 함께²²⁾ 한국 노동시장의 단층구조에 따라 상위 단층에 속하는 대졸 남자가 중상위 단층에 속하는 대졸 여자보다 높은 의증임금을 갖고 있기 때문이다.

셋째, 남녀 모두 전 직장의 임금소득이 높을수록 의증임금이 상승하는 것으로 나타났다. 이것은 임금보상에 대한 기대심리가 작용한 결과라고 볼 수 있다.

넷째, 여자보다 남자의 경우 실업기간이 길어질수록 의증임금이 더 큰 폭으로 하락하는 것으로 나타났다. 이것은 저장 및 보존이 불가능한 노동력 상품의 특수성에 따라 노동력은 궁박판매가 불가피한 가운데²³⁾ 여자와는 달리 가계 내 핵심 노동력인 남자의 경우 실업기간이 길어지면 길어질수록 자연히 의증임금을 더 낮출 수밖에 없기 때문이다.²⁴⁾

22) 인적자본이론에서는 학력의 생산성 효과를 중요시하지만 제도학파에서는 학력의 졸업장 효과를 대단히 중요시한다.

23) 이에 대해서는 이효수(1984: 27~29)와 류재술(1998: 24~25)를 참조.

24) 본 연구 결과와는 달리 실업기간과 의증임금 사이에 정의 관계가 성립한다는 연구 결과가 있다. 먼저 어수봉(1994)의 연구에서는 의증임금이 높을수록 실업으로부터의 탈출확률이 낮아지고 탐색기간이 길어져 실업기간이 길어지기 때문이라고 보고 있다. 그런데 금재호(1997)의 연구에서는 실업자의 대부분이 자발적인 이유로 직장을 그만두었기 때문에 이는 실직기간이 늘어나더라도 의증임금이 감소하는 경향을 억제하는 기능을 하고 있기 때문으로 해석하고 있다. 이러한 해석은 고용 구조조정 이전의 자발적 실업자의 경우에는 가능한 것으로 보여진다. 그러나 본 연구에서는 IMF 직후 고용 구조조정으로 발생한 비자발적 실업자가 대부분이기 때문에 실업기간이 길어짐에 따라 노동력의 궁박판매로 인하여 실업기간과 의증임금 사이에는 부의 관계가 성립하는 것이 훨씬 더 타당한 것으로 보여진다. 우선 이론적으로 보면 탐색은 비용을 수반한다는 점이다. 어느 시점에 가면 탐색행위를 계속하는데 필요한 현금을 더 이상 가지고 있지 않기 때문에, 즉 유동성의 제약(liquidity constraint) 때문에 실업자는 보다 낮은 수준의 임금에서 정착해야만 하므로 의증임금도 하락하게 된다는 것이다. 이러한 논리하에서는 의증임금과 실업기간 간에는 음의 관계가 충분히 성립할 수 있을 것이다(Borjas(1996: 450~451)를 참조). 또한 2SLS 모델을 이용한 국외연구에서 보면 의증임금과 실업기간 간에 음의 관계가 있다는 연구 결과가 있다(Hui(1991: 1341~1350)를 참조). 물론 본 논문은 2SLS 모델을 이용하고 있지는 않지만(추후 2SLS 모델을 이용하여 연구 분석해 볼 가치가 있다고 보여짐) 이러한 국외연구 결과는 우

다섯째, 여자보다 남자의 경우 타가구원의 소득이 없는 경우보다 타가구원의 소득이 있는 경우에 의중임금이 더 낮은 것으로 나타났다. 즉 남자의 경우 타가구원의 소득이 없는 경우보다 타가구원의 소득이 있는 경우에 약 5% 정도 의중임금이 더 낮은 것으로 나타났다. 이것은 가게 내 핵심 노동력인 남자의 경우 타가구원의 소득이 있을 때에는 임금수준 자체보다는 취업기회를 상대적으로 더 중요시하여 자기 자신의 의중임금을 다소 낮추는 할인효과가 여자보다 강하기 때문이다.

여섯째, 남자보다 여자의 경우 자격증이 없는 경우보다 자격증이 있는 경우에 의중임금이 더 높은 것으로 나타났다. 즉 여자의 경우 자격증이 없는 경우보다 자격증이 있는 경우에 약 11% 정도 의중임금이 더 높은 것으로 나타났다. 이것은 대부분 상위 단층과 중상위 단층에 속하는 남자에 대해서는 관리능력이 요구되는 데 비하여 대부분 하위 단층에 속하는 여자의 경우 주로 생산직에서 기술 수준과 밀접한 관련을 가지고 있는 기업 내 특수기능의 차이에 따라 의중임금에 차이가 나기 때문으로 보인다.

일곱째, 남녀 모두 실직후 교육훈련 유무 더미변수의 계수부호는 기대한 대로 나타났으나 유의한 설명변수가 되지 못한다. 이러한 결과는 실직후 교육훈련의 기대효과와 관련해서 시사하는 바가 크다.

IV. 결 론

지금까지 실업근로자의 성별 의중임금함수를 추정함으로써 성별 의중임금함수의 상이성에 따라 남녀간 의중임금 결정메커니즘이 서로 다름을 밝힐 수 있었다. 그 결과 다음과 같은 몇 가지 중요한 사실들을 발견할 수 있었다.

첫째, 성별 의중임금 결정요인의 중요 설명변수들을 살펴보면 남자의 경우에는 전 직장의 임금소득, 연령, 학력, 실업기간 등이 중요 설명변수였으나 여자의 경우에는 전 직장의 임금소득, 학력, 연령, 자격증 유무 등이 중요 설명변수가 되는 것으로 나타났다. 특히 가게 내 핵심 노동력인 남자의 경우에는 장기간의 실업은 곧바로 가게소득의 상실과 함께 가장의 무기력을 의미하기 때문에 실업기간이 의중임금 결정의 중요 요인이 되

리에게 충분한 시사점을 안겨준다고 볼 수 있을 것이다.

지 않을 수 없다. 그러나 가게 내 부차적 노동력인 여자의 경우에는 관리능력보다는 동일직무에서 반복작업을 통하여 향상되는 작업능력이 주로 요구되기 때문에 작업능력과 관련한 자격증 유무가 의중임금 결정의 중요 요인이 되는 것이다.

둘째, 여자보다 남자의 경우 저학력에 비하여 고학력일수록 의중임금이 높은 것으로 나타났다. 이것은 학력의 생산성 효과와 졸업장 효과(diploma effect)와 함께 한국 노동시장의 단층구조에 따라 상위 단층에 속하는 대졸 남자가 중상위 단층에 속하는 대졸 여자보다 높은 의중임금을 가지고 있기 때문이다.

셋째, 여자보다 남자의 경우 실업기간이 길어질수록 의중임금이 더 큰 폭으로 하락하고 타가구원의 소득이 있는 경우에 의중임금이 더 낮은 것으로 나타났다. 이것은 저장 및 보존이 불가능한 노동력 상품의 특수성에 따라 노동력은 궁박판매가 불가피한 가운데 여자와는 달리 가게 내 핵심 노동력인 남자의 경우 실업기간이 길어지면 길어질수록 임금수준 자체보다는 취업기회를 상대적으로 더 중요시하여 자기 자신의 의중임금을 다소 낮추는 할인효과가 여자보다 강하기 때문이다.

그리고 지금까지 논의한 연구 결과는 조사지역의 범위와 관련한 자료의 한계를 인정한다 하더라도 우리나라 의중임금과 관련한 연구에 많은 시사점을 줄 것으로 기대한다. 우선 자료의 희귀성으로 인하여 실업자의 의중임금에 대한 연구가 극히 미진한 상태에서 연구가 이루어졌다는 사실이다. 그러면서도 기존의 선행연구와는 달리 남자 실업자의 경우에는 한 가게 내에서 핵심 노동력이 되는 데 반하여 여자 실업자의 경우에는 한 가게 내에서 가게보조적 노동력의 성향이 강하다는 사실에 주목하여 의중임금함수를 성별로 분리하여 추정함으로써 성별 의중임금 결정메커니즘의 상이성을 검증하고자 노력하였다. 그러면서도 일반적인 인적자본이론에 입각한 교육년수를 설명변수로 이용하지 않고 한국 노동시장의 단층구조하에서 이러한 노동시장의 구조적 특징에 따른 졸업장 효과를 반영하기 위하여 학력을 더미처리한 것 등을 들 수 있다. 특히 의중임금의 경우에는 가게내적 요인과 함께 노동시장적 요인이 동시에 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

참 고 문 헌

- 『도시근로자의 실업실태와 정책과제』. 한국노동연구원, 1997.
- 「대졸 실업자 발생원인과 대책」. 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 17권 2호, 1995.
- 『노동경제학』. 박영사, 1997.
- 류재술. 「정부의 실업대책과 실직자의 재취업」. 한국국제경제학회, 『국제경제연구』 5권 2호, 1999.
- 「단층노동시장의 단층별 임금체제와 승급기회의 분석」. 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 15권, 1992.
- 「단층별 스플라인함수형 임금함수추정」. 한국경제학회, 『경제학연구』 41집 3호, 1994.
- 『한국의 노동시장구조와 임금구조』. 서울: 형설출판사, 1998.
- 『노동경제학』. 서울: 경문사, 1984.
- 『한국의 실업구조와 신인력정책』. 한국노동연구원, 1994.
- 『노동시장구조론-한국노동시장의 이론과 실증』. 서울: 법문사, 1984.
- 류재술. 「단층별 임금함수추정과 단층간 임금격차분해」. 한국경제학회, 『경제학연구』 38집 1호 (1990) (a).
- 「단층별 승격확률의 추정」. 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 13권 (1990) (b).
- 김완표 『실직근로자의 직업탐색 및 이동에 대한 연구』. 부산대학교 노동문제연구소, 1996.
- 박진희. 『실업통계의 국제비교』. 한국노동연구원, 1997.
- 황수경. 『1997년 노동력수급전망』. 한국노동연구원, 1997.
- Erard J van den. "Explicit Expressions of the Reservation Wage Path and the Unemployment Duration Density in Nonstationary Job Search Models." *Labour Economics* 2 (2) (1995).
- David M. "Search for Nonwage Job Characteristics: a Test of the Reservation

- Wage Hypothesis." *Journal of Labor Economics* 9 (2) (1991).
- Blinder, A. S. "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* 8 (1973).
- Borjas, George J. *Labor Economics*. The McGraw-Hill Companies Inc., 1996.
- Buss, T. F. and F. S. Redburn. *Hidden Unemployment : Discouraged Workers and Public Policy*. Praeger, 1988.
- Cain, G. G. "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination : A Survey." In O. Ashenfelter and R. Layard(eds.), *Handbook of Labor Economics* 1, North-Holland, 1986.
- Chow, G. C. "Test in Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica* 28 (1960).
- Cox, J. C. and R. L. Oaxaca. "Direct Test of the Reservation Wage Property". *The Economic Journal* 102 (1992).
- Elliott, R. F. *Labor Economics : A Comparative Text*. McGraw-Hill Book Company, 1991.
- Gorter, Dirk and Cees Gorter. "The Relation Between Unemployment Benefits, The Reservation Wage and Search Duration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (2) (1993).
- Gunderson, M. "Male - Female Wage Differentials and Policy Responses." *Journal of Economic Literature* 27 (May 1989).
- Hui, W. T. "The Reservation Wage Analysis of Unemployed Youths in Australia." *Applied Economics* 23 (8) (1991).
- Kiefer, N. and Neumann. "An Empirical Job-search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis." *Journal of Political Economy* 87 (1979).
- McConnell, Campbell R. and Stanley L. Brue. *Contemporary Labor Economics*. McGraw-Hill Book Company, 1989.
- Oaxaca, R. "Male - Female Differentials in Urban Labor Market." *International Economic Review* 14 (1973).
- Parcel, T. L. and C. W. Mueller. *Ascription and Labor Markets : Race and Sex*

Differences in Earnings. Academic Press, 1983.

Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld. *Econometric Models and Economic Forecasts*. McGraw-Hill, 1981.

Reynolds, L. G., S. H. Masters and C. H. Moser. *Labor Economics and Labor Relations*. Prentice-Hall Inc., 1986.

Weisskoff, F. B. "Women's Place in the Labor Market." *American Economic Review* 62 (2) (May 1972).

abstract

Estimation of Reservation Wage Functions by Sex

Jae Sool Rhyu and Kee Cheol Ryoo

Korean economy has contains many economic problems during past 2-3 years. One of these problems is unemployment rate rise rapidly. So Korean government has proposed many programs to deal specifically with male and female unemployment. But important things are not only administration's programs but also unemployed persons' reservation wage.

Accordingly the purpose of this thesis is to analyze why reservation wages differ between male and female. The data we are going to use is the unemployment survey by researcher in 1998.

By the result of the estimation of reservation wage functions, we are found two fact. The first is the principle of determinants reservation wage are different between male and female. In esimation of male reservation wage function, early wage and age, education level, unemployment period are very important determinants. But in esimation of female reservation wage function, early wage and education level, age, licence are very important determinants. The second is the reservation wage-setting mechanisms are different between male and female.

Therefore we conclude that because Korean labor market is stratified labor market, reservation wage-setting mechanisms are much different by sex.