

희망임금의 성질 규명을 위한 소고 : 남녀 간의 차이를 중심으로

황 영 재*

본 연구는 한국노동패널 4차-18차 자료를 이용하여 해당 자료에서 실업자에 대해 측정하고 있는 ‘희망임금’ 항목이 유보임금 혹은 잠재적 시장임금을 나타내는 변수로 해석될 수 있는지를 분석한다. 남성의 경우, 희망임금은 실제 수락임금 및 임금과 유사한 분포를 가지며, 수락임금 및 실업자들에 대해 추정된 잠재적 시장임금과 양의 상관관계를 가지는 것으로 확인되었다. 또한 희망임금 함수가 유보임금함수보다는 임금함수와 유사하게 나타나 희망임금이 비교적 정확히 예측된 잠재적 시장임금인 것으로 해석할 수 있었다. 그러나 여성의 경우, 희망임금이 수락임금 및 잠재적 시장임금과 유사한 분포를 보이며 양의 상관관계를 가지고 있었지만, 희망임금 함수의 형태는 임금함수 및 유보임금함수와 불일치하는 것으로 확인되었다. 희망임금을 주관적으로 예측된 시장임금으로 해석할 때, 이는 여성들이 자신의 시장임금을 정확히 예측하지 못하고 있음을 뜻한다. 여성의 희망임금 함수가 여성의 임금함수보다 오히려 남성의 임금 및 희망임금 함수와 유사하다는 점에 주목해 볼 때, 이러한 부정확한 예측이 발생하는 것은 여성이 자신의 임금을 예측할 때 여성의 임금함수가 아닌 남성의 임금함수를 고려하고 있기 때문일 가능성이 존재한다. 이를 설명하기 위해 저자는 두 가지 가설을 고려해 보았다. 첫째로, 상대적으로 노동시장에 남성 구성원이 많기 때문에 여성 또한 임금에 대한 정보를 접할 때 남성의 임금정보를 더 많이 얻게 되고, 자신의 임금 예측에도 이를 반영할 수 있다. 둘째로, 만일 희망임금이 단순히 임금 예측치가 아니라 자신이 정말 바라는 금액을 보고한 것이라면, 여성들이 교육, 나이(경력) 측면에서 남성만큼 보상받아야 한다고 인식하고 의도적으로 남성의 임금함수에 입각해 자신의 희망임금을 보고한 것일 수 있다. 현재로서는 첫 번째 설명이 보다 적절한 것으로 보이며, 보다 정확한 성질 규명을 위해서는 새로운 형태의 유보임금 자료를 측정할 필요성이 있을 것으로 생각된다.

1. 들어가는 글

우리나라에서 실업 문제는 항상 중요한 화두가 되어 왔다. 그 중에서도 최근 들어서 많은 사람들이 주목하고 있는 주제는 청년 실업이다. 청년 실업률은 2015년 기준으로 8% 이상의 수치를 보이고 있으며, 2016년 2월 기준으로 12.5%라는 극도로 높은 수치를 기록하기도 했는데, 이는 1998년 IMF 당시의 실업률(12.2%)에 맞먹는 수치이다. 당시와 구분되는 점은 IMF 당시에는 전반적으로 국내 경기가 좋지 않아 전체적인 실업률이 높은 상태였지만(7%), 최근에는 전체 실업률은 3%대로 안정되어 있는 상태에서 청년 실업률만이 그 세 배에 달하는 높은 수치를 보이고 있다는 점이다.

* 서울대학교 경제학부 대학원 석사과정, 금융경제연구실

청년 실업률의 추이에서 보이는 기형적인 패턴은 우리나라 노동시장에서 과거와는 다른 형태로 취업 및 고용이 일어나고 있음을 보여준다. 유보임금 혹은 임금 기대치와 관련된 자료는 이러한 현상을 설명하는 데 큰 도움을 줄 수 있다. 만일 청년층의 유보임금이 그들이 받을 수 있는 현실적인 임금에 비해 상대적으로 높게 형성되어 있다면 이 현상은 결국 청년층이 실제 임금분포에 대해 정확히 알지 못하는 데서 오는 정보 부족 문제로 설명된다. 실제로 조우현(1995)은 1993년 『한국가구패널조사』를 바탕으로 청년실업 문제를 이와 같은 맥락에서 분석하였다.

그러나 유보임금과 관련된 가설들을 실제로 검증하는 데에는 많은 현실적인 한계가 있다. 이는 대부분 사용 가능하고 신빙성 있는 데이터가 많지 않다는 사실에서 기인한다. 우리나라의 경우, 현재 제공되고 있는 데이터 중에서 유보임금을 측정하고 있는 데이터는 거의 없다. 소규모 데이터, 혹은 사적인 설문조사를 통해 대학생, 졸업생 및 근로자를 대상으로 유보임금을 조사하고 있는 경우는 있으나, 지역 혹은 국가규모로 이루어진 조사에서 유보임금이 조사되는 경우는 드물고, 있다고 해도 해당 데이터가 유보임금 혹은 임금 기대치를 정확히 측정하고 있는지에 대해서 많은 의문이 제기되곤 한다.

이와 관련해서 『한국노동패널(KLIPS)』은 국가 규모의 패널 자료임에도 불구하고 유보임금과 관련된 정보를 측정하고자 시도하고 있는 귀중한 자료이다. 구체적으로 『한국노동패널』에서는 ‘희망임금’이라는 항목에서 이 자료를 측정한다. 측정에 이용되는 질문은 ‘희망하는 일자리(직장, 사업, 일거리)에서의 수입은 적어도 얼마가 되어야 합니까?’이며, 응답자는 원하는 최소의 임금을 월평균 단위로 대답하게 된다.

그렇지만 해당 희망임금 자료가 유보임금의 실제 값, 혹은 그 경향성을 잘 대변하고 있는지에 대해서는 여전히 회의적이다. 예를 들어, 안성서(2013)은 이전 기에 희망임금이 기록된 실업자들이 그 다음 기에 취업한 경우에 대해, 그들이 응답한 희망임금을 취업 이후에 실제로 받고 있는 임금과 비교한 결과를 제시하고 있다. 그 결과를 보면 실업자들의 경우 자신이 보고했던 희망임금보다 낮은 액수를 받고 취업한 경우가 더 많은데, 이는 측정에서 발생하는 오차를 감안하더라도 희망임금이 유보임금이라면 일어날 수 없는 결과이다. 우리는 이로부터 희망임금이 실제 유보임금보다 지나치게 높은 값을 보이고 있을 것이라 추측할 수 있고, 실제로도 희망임금의 값은 유보임금보다는 오히려 실제 임금과 유사한 수준에 분포하고 있다.

결국 희망임금 자료가 정확히 무엇을 의미하는지에 대해서는 아직 알려진 바가 없으며, 이는 희망임금을 연구에 이용하는 데 있어서 많은 장애를 가져온다. 문항의 의미를 생각해 본다면 희망임금은 실업자들이 희망하는 일자리에서 바라는 수입과 어느 정도 관련을 맺고 있을 것으로 기대된다. 그러나 학술적인 의미에서 희망임금을 본래 의도했던 대로 유보임금이나 그 프록시(Proxy) 변수로서 해석할 수 있는지, 아니면 다른 개념과 대응시키는 것이 더 적합한지는 분명하지 않다. 극단적인 경우, 희망임금 항목에 대해 사람들이 성실하게 응답하지 않아서 이를 어떤 개념으로도 해석할 수 없을 여지마저 존재한다.

이와 관련하여 본 연구는 『한국노동패널(KLIPS)』에서 측정하고 있는 희망임금 자료의 특성을 규명하는 것을 목표로 한다. 특히 본 연구는 희망임금 문항의 질문을 고려해볼 때, 희망임금 자료

가 유보임금 혹은 사람들이 자기가 취업했을 때 받을 것으로 기대하는 평균적인 임금(이하 잠재적 시장임금)과 관련이 있을 것이라고 기대한다. 이러한 가설 하에서, 연구자는 해당 자료가 유보임금, 잠재적 시장임금 혹은 그 프록시 변수로서 이용될 수 있을지에 대한 분석 결과를 제시하려고 한다.

II. 선행 연구

유보임금 혹은 이와 관련된 자료의 신빙성에 대한 의문은 『한국노동패널』의 희망임금 자료에 대해서만 제기되는 것이 아니다. 예를 들어, Kingdon and Knight(2001)은 1993년 *SALDRU(the Southern Africa Labour-Development Research Unit)* 자료를 바탕으로 사람들이 유보임금을 직접 질문 받는 경우에 실제 유보임금이 아니라 자신이 시장에서 좋은 직장에 취직했을 때 받을 것으로 예측되는 합당한 임금 혹은 그들이 임금 협상을 처음 시작하려는 수준의 임금을 응답한다고 지적하고 있다. 여기에서 한 발 더 나아가, Zoch(2014)는 남아프리카 공화국의 *CAPS(the Cape Area Panel Study)* 자료를 이용하여 유보임금을 직접 묻는 문항에 대한 응답이 정확하지 않을 수 있음을 보였다. 해당 논고에서는 개인들이 유보임금을 직접적으로 질문 받았을 때는 유보임금이라고 해석하기 어려운 높은 수치를 응답하는 반면, 특정한 임금을 지불하는 직장에 취업할 의사가 있는지를 질문해서 간접적으로 유보임금을 측정했을 때는 전자보다 낮은 임금을 지불하는 직장에도 취업하겠다고 응답했다는 데 주목하고 있다. 이에 입각해 Zoch(2014)는 간접적으로 측정된 유보임금이 높아질수록 임금 제안을 거부할 확률이 높아짐을 보이고, 이러한 간접적인 측정방식이 유보임금을 측정하는 데 보다 효과적이라는 결론을 내리고 있다.

한편 Natrass(2002)에서는 2000-2001 *KMP(the Khayelitsha Mitchell's Plain)* 자료를 바탕으로 사람들이 유보임금에 대해서 서로 다른 두 가지 방식으로 질문 받았을 때 그 응답이 상이했음을 지적한다. 여기서 저자는 사람들이 ‘돈을 최소한 얼마 이상 받아야 취업하겠습니까?(What is the absolute lowest monthly take-home wage that you would accept for any work(if you were unemployed at the time?))’라는 질문을 받았을 때와 ‘돈을 최소한 얼마 이상으로 받지 않으면 일하지 않겠습니까?(What is the absolute minimum take-home monthly wage below which you would not be prepared to work in any job(taking into account your desired hours of work?))’라는 질문을 받았을 때 상이한 응답을 하는 경향이 있음을 보이고, 그 이유가 사람들이 정확한 유보임금을 가지고 있지 않거나 조사를 위한 질문의 세부적인 형태에 영향을 받기 때문이라고 추측하고 있다. 그러나 표본 수가 많지 않은 관계로 그 이상의 분석은 이루어지고 있지 않다.

『한국노동패널』의 희망임금 자료가 어떤 성질을 가지고 있는지 보여주는 논고로는 안성서(2013)와 남국현(2013)이 있다. 안성서(2013)는 『한국노동패널』의 희망임금 자료를 이용하여 희망임금이 유보임금일 것이라는 전제 하에 유보임금에 영향을 주는 요인을 규명하였다. 그러한 전제가 올바른지에 대해서는 다시 살펴보아야 할 필요가 있지만, 적어도 해당 논고의 후반부에서 실업자들이 응답한 희망임금을 취업 이후에 실제로 받게 된 임금과 비교하고, 희망임금보다 낮은 액수

를 받고 취업한 저임금 취업자들이 상당수 존재한다는 점을 밝혔다는데에서 본 소고와 맥락을 같이하는 부분이 있다. 다만 안성서(2013)는 이러한 현상이 발생한 이유가 희망임금이 측정된 시점과 실제 취업한 시점 간에 유보임금이 하락했기 때문이라고 설명하고 있는데, 저임금 취업자의 비중이 과반 이상으로 많은 것을 고려해 보면 이러한 설명은 다소 설득력이 부족하다.

남국현(2013)은 보다 직접적으로 희망임금이 유보임금의 성격을 가지고 있는지를 분석하고 있다. 저자는 희망임금의 성격을 연령대별로 나누어서 살펴보고, 청년층 노동자의 희망임금이 장년층 노동자에 비해 보다 잠재적 시장임금과 경향성이 유사하다는 점을 보였다. 이를 바탕으로 남국현(2013)은 청년층 노동자가 응답한 희망임금이 유보임금의 성격을 잘 반영하고 있을 것이라고 가정하고 희망임금과 잠재적 시장임금의 차이가 취업확률과 연관이 있는지를 로짓 모형(Logit Model)을 통해 살펴보았다. 그 결과 일부 남성 청년층 노동자에 대해 희망임금이 잠재적 희망임금보다 높을수록 취업확률이 하락함을 보였고, 이들 계층에 대해서는 희망임금이 유보임금의 프록시 변수로 사용 가능하다고 분석하였다.

위 논고들은 공통적으로 유보임금 혹은 그와 관련된 자료를 측정된 데이터가 정확하지 않을 수 있을 가능성을 보여주고 있다. 이에 본 소고에서는 위 논고들과는 구별되는 맥락에서 『한국노동패널』 희망임금 자료의 성격을 규명하고자 한다. 구체적으로는 희망임금 자료가 학술적으로 중요한 개념인 유보임금 및 잠재적 시장임금과 얼마나 관련성이 있는지, 그리고 해당 개념들을 얼마나 잘 대변할 수 있는지 살펴보는 것을 목표로 한다.

III. 실증자료

1. 『한국노동패널』

본 연구에서는 『한국노동패널(KLIPS)』의 희망임금 및 기타 개인/가구특성 항목들을 풀링(Pooling)해서 이용할 것이다. 현재 KLIPS는 1차에서 18차까지의 자료가 제공되고 있지만, 여기서는 4차부터 18차까지의 자료만을 이용하여 분석을 수행하고자 한다. KLIPS 1차에서 3차까지의 자료가 조사된 기간은 1998년부터 2000년으로, 한국이 금융위기를 맞아 IMF(International Monetary Fund)에 구제금융을 요청했던 직후이다. 따라서 해당 기간의 노동시장 상태는 그 뒤와 상당한 차이를 보일 것으로 예상된다. 본 연구에서 임금 및 희망임금 함수를 추정할 때 각 연도별로 실제의 임금 및 희망임금 함수의 형태가 지나치게 다르다면 연도 간 데이터를 풀링한 분석 결과가 정확할 수 없으므로 해당 기의 데이터는 배제하는 것이 좋다고 판단하였다.¹⁾ 또한 본 연구의 일부 분석에

1) 모든 분석에서는 연도 변수를 포함하여 각 연도 간 변동을 통제하고 있다. 그러나 이는 양적인 차이를 통제하는 데는 효과적이어도 모형 자체가 질적인 차이가 있다면 이를 완벽히 통제해 주지 못한다. 임금함수 및 희망임금 함수를 추정할 때 KLIPS 1차부터 3차년도 자료의 연도 더미는 그 크기 및 유의성이 상당히 큰 것으로 나타나서 임금함수 자체가 질적으로 다를 여지가 있

서는 다음 기의 취업상태 및 임금을 필요로 하기 때문에, 18차의 자료는 17차의 개인들을 대상으로 다음 기의 정보를 확인하는 데에만 사용되었다.

본래 임금함수 및 희망임금 함수를 추정할 때는 모든 연도의 값을 풀링해서 하나의 함수로 추정하는 것보다 각 년도에 대해 따로 함수를 추정하는 것이 더 효과적일 수 있다. 그렇지만 실제로 분석단계에서 연도별로 임금함수 및 실업자들의 잠재적 시장임금을 추정해 본 결과 각 연도 간에 추정치의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 반면 희망임금의 경우 각 연도별 표본 수가 200명 전후로 크지 않아서 연도별 자료를 따로 이용할 경우 일부 설명변수들의 효과가 잘 나타나지 않았고, 따라서 희망임금 함수를 효과적으로 추정하기 위해 자료를 풀링할 필요가 있었다. 또한 본 소고에서는 다른 연구들과 차별화되는 분석으로서 희망임금 함수와 임금함수 및 현재 취업여부에 대한 프로빗 모형에서 암시되는 유보임금 함수를 비교하는 작업을 수행하고 있는데¹⁾, 임금함수의 추정치가 연도별로 크게 차이나지 않는 이상 이러한 비교를 각 연도별로 따로 수행하는 것은 오히려 핵심적인 내용의 전달을 방해할 수 있다고 생각되었다. 이에 본 소고의 맥락에서는 주어진 자료를 풀링해 분석하는 것이 분석에 보다 효과적이라 판단했다.

가. 표본의 선정

『한국노동패널』 4-18차의 자료들은 다음과 같은 기준으로 정리되었다. 먼저 임금 및 희망임금 자료를 최대한 신빙성 있는 표본에 한정하기 위해 생산가능인구(15-60세)에 해당되는 응답자들로 표본을 한정했다. 또한 모든 임금, 희망임금, 기타 가구소득 항목은 CPI(소비자물가지수)로 나누어 실질금액으로 변환하였고, 해당 항목의 값이 0인 경우는 표본에서 제외하였다. 교육변수의 경우에는 『한국노동패널』의 원본자료를 정규교육연한을 기준으로 연속변수로 환산하였다. 이러한 작업을 통해 얻어진 표본은 모두 57254개로, 취업자 54499명과 실업자 2755명의 자료로 구성되어 있다.

나. 자료 요약

본 소고에서는 남성과 여성의 노동에 관한 의사결정방식이 다를 수 있음을 감안하여 남성과 여성 자료를 개별적으로 분석할 것이다. 따라서 해당 자료를 성별에 따라 나누어 보면, 남성은 취업자 32708명과 실업자 1548명으로 구성되어 있고, 여성은 취업자 21791명과 실업자 1207명으로 구성되어 있다. 아래에는 각 성별별로 주요 변수 및 자료의 특징이 요약되어 있다. 월평균임금은 실제로 취업자들이 받고 있는 임금을 기록한 것으로서 취업자들에 대해서만 측정되어 있고, 희망임금은 실업자를 대상으로만 응답되었다. 소득과 관련된 변수들은 모두 로그값으로 변환하였다. 여기서 실질금액으로 변환할 때 이용한 CPI(소비자물가지수)가 100 전후의 값인 관계로, 월평균임금과 희망임금에 로그를 취한 값이 평균적으로 10 정도의 수치를 보이고 있다.

다고 판단했고, 따라서 해당 연도의 자료들은 배제하였다.

1) 구체적인 분석 방법은 4장 1절에서 소개되고 있다.

<표 1> 『한국노동패널』 4-18차 자료(남성)

| 변수명 | 표본수 | 평균값 | 최소값 | 최대값 |
|----------------|-------|-----------|------|-------|
| 나이 | 34256 | 39.93 | 16 | 60 |
| 성별 | 34256 | 남성(1로 고정) | | |
| 교육 | 34256 | 13.28 | 0 | 25 |
| 결혼여부 | 34256 | 0.72 | 0 | 1 |
| 자녀수(18세 이하) | 34256 | 0.83 | 0 | 5 |
| 월평균임금(로그) | 32708 | 9.97 | 6.32 | 13.27 |
| 희망임금(로그) | 1548 | 10.01 | 7.87 | 13.41 |
| 기타가구소득(로그) | 34256 | 12.76 | 6.46 | 16.19 |
| 다음 기 월평균임금(로그) | 30760 | 10.03 | 6.81 | 13.62 |
| 현재 취업여부 | 34256 | 0.95 | 0 | 1 |
| 다음 기 취업여부 | 34256 | 0.93 | 0 | 1 |

* 자료: 한국노동패널 4-18차 조사

* 표본: 각 기수의 취업자 32708, 실업자 1548명

* 기타가구소득은 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득의 총계

<표 2> 『한국노동패널』 4-18차 자료(여성)

| 변수명 | 표본수 | 평균값 | 최소값 | 최대값 |
|----------------|-------|------------|------|-------|
| 나이 | 22998 | 38.40 | 15 | 60 |
| 성별 | 22998 | 여성(0으로 고정) | | |
| 교육 | 22998 | 12.48 | 0 | 21 |
| 결혼여부 | 22998 | 0.64 | 0 | 1 |
| 자녀수(18세 이하) | 22998 | 0.67 | 0 | 5 |
| 월평균임금(로그) | 21791 | 9.40 | 5.90 | 12.36 |
| 희망임금(로그) | 1207 | 9.50 | 7.34 | 13.03 |
| 기타가구소득(로그) | 22998 | 12.76 | 5.92 | 16.08 |
| 다음 기 월평균임금(로그) | 18951 | 9.48 | 5.90 | 13.21 |
| 현재 취업여부 | 22998 | 0.95 | 0 | 1 |
| 다음 기 취업여부 | 22998 | 0.85 | 0 | 1 |

* 자료: 한국노동패널 4-18차 조사

* 표본: 각 기수의 취업자 21791, 실업자 1207명

* 기타가구소득은 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득의 총계

2. 희망임금과 실제 월평균임금 간의 비교

본격적인 분석에 앞서 먼저 희망임금 및 월평균임금의 값이 기타 설명변수(교육, 나이, 가구소득, 결혼여부 및 자녀 수)에 따라서 어떠한 경향성을 보이는지를 아래의 표를 통해 간략히 요약하였다.¹⁾

1) 각 설명변수들은 연구자 임의로 일정 구간으로 분할하되 최대한 보편적인 기준을 따르려 했다.

<표 3> 각 설명변수별 희망임금(로그) 평균값

| 남성 | | | 여성 | | |
|------|------------|-------|------|------------|------|
| 교육 | 초등(64) | 9.72 | 교육 | 초등(96) | 9.28 |
| | 중등(115) | 9.86 | | 중등(114) | 9.28 |
| | 고등(627) | 9.95 | | 고등(525) | 9.40 |
| | 대학이상(742) | 10.12 | | 대학이상(472) | 9.72 |
| 나이 | 30이하(617) | 9.93 | 나이 | 30이하(502) | 9.62 |
| | 31-45(584) | 10.13 | | 31-45(437) | 9.45 |
| | 46이상(347) | 9.99 | | 46이상(258) | 9.37 |
| 가구소득 | 저소득(1045) | 9.97 | 가구소득 | 저소득(766) | 9.46 |
| | 고소득(503) | 10.12 | | 고소득(441) | 9.58 |
| 결혼여부 | 미혼(921) | 9.94 | 결혼여부 | 미혼(573) | 9.64 |
| | 기혼(627) | 10.13 | | 기혼(634) | 9.38 |
| 미성년 | 없음(1143) | 9.95 | 미성년 | 없음(798) | 9.58 |
| 자녀 | 있음(405) | 10.20 | 자녀 | 있음(409) | 9.35 |

* 괄호 안은 해당되는 표본 수

* 가구소득은 각 성별에서 취업자까지 합친 전체 평균값을 기준으로 저소득 및 고소득으로 분류

<표 4> 각 설명변수별 월평균임금(로그) 평균값

| 남성 | | | 여성 | | |
|------|--------------|-------|------|-------------|------|
| 교육 | 초등(1383) | 9.48 | 교육 | 초등(2016) | 9.04 |
| | 중등(2703) | 9.66 | | 중등(2489) | 9.14 |
| | 고등(11823) | 9.89 | | 고등(7844) | 9.30 |
| | 대학이상(16799) | 10.12 | | 대학이상(9442) | 9.64 |
| 나이 | 30이하(5681) | 9.66 | 나이 | 30이하(6123) | 9.44 |
| | 31-45(17154) | 10.07 | | 31-45(9265) | 9.48 |
| | 46이상(9873) | 9.97 | | 46이상(6403) | 9.27 |
| 가구소득 | 저소득(15025) | 9.69 | 가구소득 | 저소득(9578) | 9.19 |
| | 고소득(17683) | 10.21 | | 고소득(12213) | 9.57 |
| 결혼여부 | 미혼(8548) | 9.68 | 결혼여부 | 미혼(7757) | 9.40 |
| | 기혼(24160) | 10.08 | | 기혼(14034) | 9.41 |
| 미성년 | 없음(16073) | 9.81 | 미성년 | 없음(12916) | 9.38 |
| 자녀 | 있음(16635) | 10.13 | 자녀 | 있음(8875) | 9.45 |

* 괄호 안은 해당되는 표본 수

* 가구소득은 각 성별에서 취업자까지 합친 전체 평균값을 기준으로 저소득 및 고소득으로 분류

희망임금을 유보임금 혹은 잠재적 시장임금으로 이해할 경우, <표 3>에서 희망임금의 경향성을 볼 때 우리는 몇 가지 특이한 점을 발견하게 된다. 먼저 교육변수에 관해서 희망임금의 값이 교육 수준이 높을수록 상승하는 경향을 보이는 것은 유보임금 혹은 잠재적 시장임금의 일반적인 특성과 부합하며, 가구소득이 높을수록 희망임금이 높아지는 것 또한 가구소득이 높은 사람은 실업상태에서 보다 좋은 직장을 탐색할 수 있는 여유가 생기기 때문인 것으로 이해된다. 그러나 나이에 따른 희망임금의 변화를 보면 남성의 경우에는 증가하다가 감소하는 전형적인 패턴을 보이는 반면 여성의 경우 지속적으로 감소하는 경향을 보인다. 또한 여성의 경우 가정을 꾸리고 자녀가 생기면 가

사에 대한 부담을 느껴 일반적으로 유보임금이 높아지는 것으로 알려져 있는데, 희망임금의 값은 오히려 결혼을 하거나 자녀가 있는 경우에 더 낮게 보고되고 있다.

이러한 모순은 <표 4>에 나온 실제 월평균임금의 경향성과 비교해볼 때 더 두드러진다. 먼저 우리는 희망임금의 값이 월평균임금과 거의 유사함을 볼 수 있는데, 일반적으로 유보임금은 평균 임금보다 낮을 것으로 기대되므로 이는 희망임금이 적어도 정확한 유보임금은 아닐 것이라는 추측을 가능하게 한다. 또한 시장에서 관측되는 월평균임금은 각 응답자에 대해 자신의 유보임금보다 임금이 높은 경우에만 관측된 것이므로, 희망임금이 유보임금 혹은 잠재적 시장임금이라면 일반적으로 희망임금이 높으면 월평균임금도 높고, 희망임금이 낮으면 월평균임금 역시 낮을 것으로 예측할 수 있다. 그렇지만 여성의 경우 월평균임금은 나이에 따라서 증가하다 감소하는 데 반해 희망임금은 지속적으로 감소하고 있다. 또한 결혼을 했거나 자녀가 있는 여성은 월평균임금이 더 높은 것으로 관측되는데 희망임금은 이와 반대의 경향성을 보인다.

이러한 결과로부터 우리는 희망임금이 유보임금이라고 보기에 다소 높은 값을 보이고 있으며, 특히 여성의 경우에는 유보임금이나 잠재적 시장임금이라고 보기 어려운 측면이 있다는 것을 확인했다. 이를 바탕으로 저자는 추가적인 분석을 통해 남성의 경우에는 희망임금이 잠재적 시장임금으로 해석될 가능성이 있지만, 여성의 경우 이러한 해석에 어려움이 있음을 밝히고자 한다.

IV. 분석 결과

1. 분석 방법

본 소고에서는 남성과 여성 자료 각각에 대해서 다음과 같은 분석을 수행하였다. 먼저, 희망임금 자료가 유보임금 혹은 잠재적 시장임금과 관련이 있는지를 보이기 위해서 희망임금 자료의 특성에 대한 몇 가지 비교 및 분석결과를 요약할 것이다. 여기에는 희망임금과 실업자들이 취업한 뒤 실제로 받게 된 임금(수락임금)과의 비교, 희망임금과 전체 시장임금 및 실업자들에 대해 추정된 잠재적 시장임금의 분포 비교 등이 포함된다. 이를 통해 각 성별별로 희망임금이 유보임금 혹은 잠재적 시장임금과 관련성이 있는지를 일차적으로 확인하려 한다.

희망임금의 기본적인 특성을 확인한 뒤에는 희망임금이 설명변수들, 특히 교육과 나이변수에 대해 보여주는 경향성 혹은 계수(Coefficients)가 실제 유보임금 혹은 잠재적 시장임금의 경향성과 동일한지를 확인할 것이다. 이는 간단한 직관에서 기인한 것이다. 예를 들어, 만일 나이가 들수록 취업할 확률이 올라간다면, 이는 나이가 들수록 임금이 올라가는 정도가 유보임금이 올라가는 정도보다 높다는 것을 의미한다.¹⁾ 따라서 만일 희망임금이 유보임금을 잘 반영하고 있다면 임금함수에서 추정된 나이변수의 계수가 희망임금 함수에서 추정된 나이변수의 계수보다 커야 한다. 한편 만

1) 이는 임금이 유보임금보다 높을 때 취직한다는 가장 기본적인 취업모형을 상정한 것이다. 구직자는 $\ln(W) \geq \ln(R)$ 일 경우 취업하며, 여기서 W 는 임금, R 은 유보임금을 의미한다.

일 희망임금이 잠재적 시장임금을 잘 반영하고 있다면 이 경우에는 임금함수에서 추정된 나이변수의 계수와 희망임금 함수에서 추정된 나이변수의 계수가 비슷하게 나타날 것이다.¹⁾ 이처럼 우리는 임금함수에서 설명변수가 보여주는 계수와 희망임금 함수에서 설명변수가 보여주는 계수를 비교함으로써 희망임금이 유보임금 및 잠재적 시장임금을 얼마나 잘 대변하고 있는지 확인할 수 있다. 특히 본 연구에서는 유보임금과 잠재적 시장임금 양쪽에 있어서 가장 중요한 설명변수인 나이와 교육변수의 경향성을 중점적으로 살펴보고자 한다.

이를 보다 통계적인 방식으로 표현하면, 이는 곧 취업여부에 대한 프로빗 모형으로부터 유보임금 함수를 간접적으로 확인하여 임금 및 희망임금 함수와 비교하겠다는 의미이다. 임금함수에서 설명변수들의 계수를 β 라고 하고, 유보임금 함수에서 설명변수들의 계수를 γ 라고 하자. 그러면 현재 취업여부에 대한 프로빗 모형(Probit Model)으로부터 우리는 다음의 결과를 얻는다.

<모형 1> 현재 취업여부에 대한 프로빗 모형

$$P(\ln(W) \geq \ln(R)) = P(X\beta + \epsilon_1 \geq Z\gamma + \epsilon_2) = P(\epsilon_2 - \epsilon_1 \leq X\beta - Z\gamma) = P(\epsilon \leq X(\beta - \gamma) - Z(\gamma_2))$$

(X : 임금함수 변수 Z : 유보임금 함수 변수 Z : 유보임금 함수에만 포함되는 변수)

따라서 우리는 나이와 교육변수에 대해서 $(\beta - \gamma)/\sigma$ 를 얻는다. 한편 우리는 취업자에 대한 임금 자료로부터 임금함수를 따로 추정하여 β 를 얻을 수 있고, 역시 실업자에 대한 희망임금 자료로부터 희망임금 함수의 계수들인 δ 를 얻을 수 있다($\ln(H) = Z\delta + \epsilon_3$, H 는 희망임금). 이로부터 우리는 $\beta - \delta$ 를 계산할 수 있게 된다. 만일 희망임금이 유보임금의 경향성을 잘 대변한다면, $(\beta - \gamma)/\sigma$ 와 $\beta - \delta$ 는 같은 경향성을 보일 것이다. 반면 희망임금이 잠재적 시장임금의 경향성을 잘 대변한다면, $\beta - \delta$ 는 그 자체로 0에 가까운 값을 가질 것이다. 또한 희망임금이 유보임금과 잠재적 시장임금 어느 쪽도 제대로 대변해주지 못한다면 $(\beta - \gamma)/\sigma$ 와 $\beta - \delta$ 의 경향성이 크게 다르게 나타날 것이다.

임금함수는 나이와 교육변수만을 이용한 가장 기본적인 형태로 추정하였다. 이는 본 연구의 목적이 특정한 변수가 임금에 미치는 영향을 보는 것이 아니라 임금함수와 희망임금 함수를 비교하는 것이기 때문이다.²⁾ 또한 임금함수의 추정에 있어서는 현재 직장이 있는 사람들만 임금이 측정되는 선택효과(Selection Effect)를 통제하기 위해 Heckman 선별모형(Heckman Selection Model)을 사용할 것이다. 한편 유보임금에는 나이와 교육변수 외에도 결혼여부, 자녀수, 가구소득이 영향을 미친다고 가정하고, Heckman 선별모형의 선별방정식(Selection Equation) 및 희망임금 함수의 변수로

1) 엄밀히 말하면, 여기서 희망임금이 잠재적 시장임금이라 함은 실업자들이 자신이 받을 수 있을 것이라 예상한 평균적인 임금을 말하는 것이다. 따라서 임금함수와 희망임금 함수의 계수가 비슷하게 나타나기 위해서는 실업자들이 자신의 평균적인 임금을 정확히 예측한다는 가정이 필요하다. 뒤의 분석에서는 이 점까지 고려해 분석 결과를 해석할 것이다.

2) 다른 변수들의 경우 연구 목적에 따라서 임금함수에 포함되기도 하고 그렇지 않기도 하다. 따라서 해당 변수에 대해 임금함수와 희망임금 함수의 경향성을 비교한다고 해도 그것이 희망임금 자료의 정체가 무엇인가에 대해 암시하는 바가 크지 않고 해석에 있어서도 논란의 여지가 있다. 이에 본 연구의 목적상 다른 변수는 임금함수에 포함하지 않기로 결정했다.

이들을 포함시키기로 한다. 자연적으로 임금이 유보임금보다 높을 때 취업한다고 가정하는 취업여부에 대한 프로빗 모형에는 유보임금에 포함되는 변수가 모두 포함되게 된다.

<모형 2> 임금함수 및 유보임금 함수의 추정(X, Z 는 <모형 1>과 동일)

$$\ln(R) = Z\gamma + \epsilon_2, \text{ and } \ln(W) = X\beta + \epsilon_1 \text{ is observed only if } y^* = \ln(W) - \ln(R) \geq 0$$

$$P(y^* \geq 0) = P(\ln(W) \geq \ln(R)) = P(\epsilon \leq X(\beta - \gamma_1) - Z'\gamma_2)$$

$$\rightarrow E(\ln(W)) = X\beta + \theta\lambda, \lambda: \text{Inverse Mills Ratio}$$

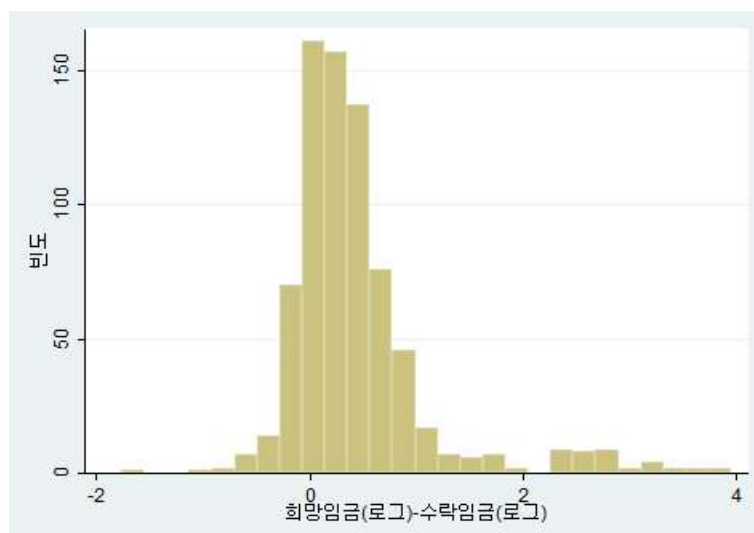
(X : 나이, 교육 Z : 나이, 교육, 결혼여부, 자녀수, 가구소득 Z' : 결혼여부, 자녀수, 가구소득)

2. 남성 자료의 분석

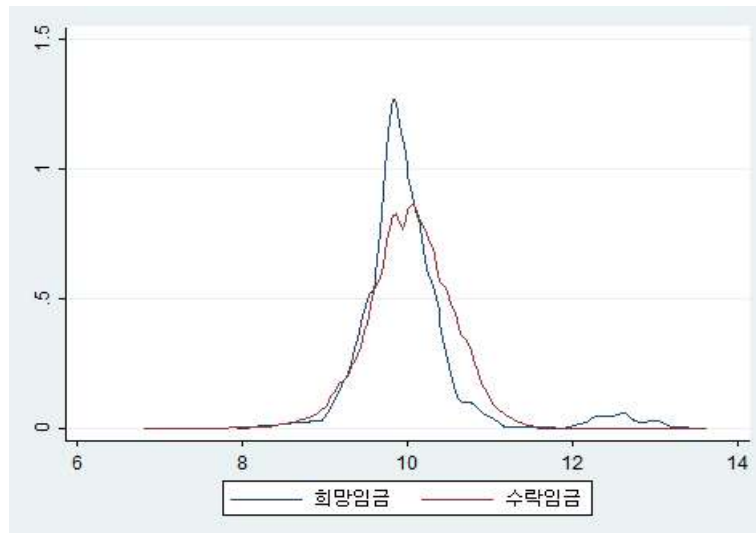
가. 희망임금의 기본적인 특성

먼저 희망임금 자료가 유보임금 자료인지를 확인하기 위해, 다음 기에 실제로 취업한 이번 기 실업자들에 대해서 그들의 이번 기 희망임금과 다음 기 월평균임금(이하 수락임금)을 비교해 보았다. [그림 1]에는 희망임금에서 수락임금을 뺀 값이 히스토그램으로 나타나 있다. 희망임금이 유보임금의 성격을 지니고 있다면, 실업자들이 취업한 뒤에 실제로 받는 임금은 그들이 보고했던 희망임금보다 높아야 한다. 그러나 실제로는 희망임금이 월평균임금보다 높은 경우가 그렇지 않은 경우보다 압도적으로 많았다. 남성 실업자들 중 다음 기에 취업해서 월평균임금을 보고한 표본은 749명이며, 그 중에 632명이 실제로 받게 된 임금보다 희망임금을 더 높게 응답했던 것으로 나타났다. 따라서 희망임금을 곧 유보임금으로서 해석하는 것은 사실상 불가능한 것을 알 수 있다.

[그림 1] 희망임금과 수락임금 간 차이



[그림 2] 희망임금과 수락임금의 분포



그렇지만 희망임금과 수락임금이 무관한 것으로 생각되지는 않는다. [그림 2]를 보면 희망임금과 수락임금의 분포가 상당히 유사한 것을 확인할 수 있다. 이는 희망임금이 유보임금은 아니더라도 수락임금의 분포를 어느 정도 반영하고 있다는 사실을 보여준다. 이로부터 우리는 희망임금이 유보임금의 프록시 변수, 혹은 잠재적 시장임금과 관련되어 있는 변수일 것이라고 추측할 수 있다.

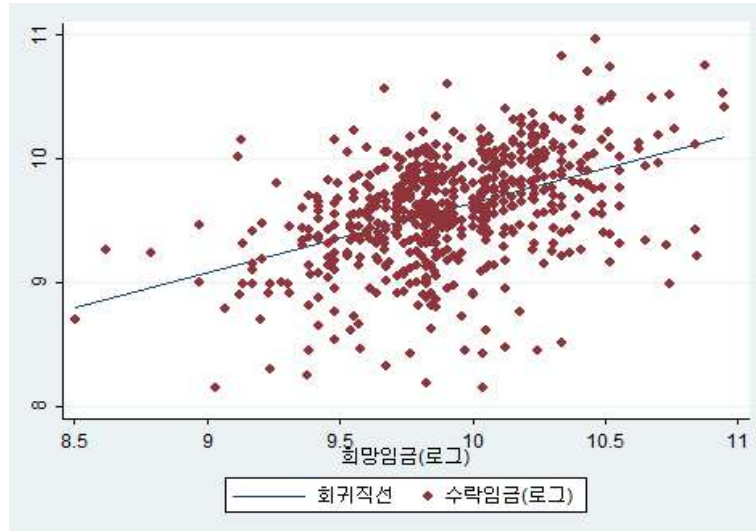
<표 5> 희망임금과 수락임금 OLS

| 종속변수: 수락임금(로그) (N=707) | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 |
|---------------------------|---------------------|--------------------------|--------------------------|
| 희망임금(로그) | 0.562*** (0.042) | 0.424*** (0.047) | 0.360*** (0.047) |
| 교육 | | 0.020*** (0.006) | 0.015** (0.006) |
| 나이 | | 0.058*** (0.011) | 0.056*** (0.012) |
| 나이(제곱) | | -0.00073*** (0.00014) | -0.00073*** (0.00015) |
| 결혼여부 | | | 0.081** (0.043) |
| 자녀수 (18세 이하) | | | 0.025 (0.023) |
| 가구소득(로그) | | | 0.110*** (0.018) |
| 연도더미 | | 포함 | 포함 |
| 상수항 | 4.019*** (0.415) | 4.051*** (0.425) | 3.406*** (0.464) |
| R-squared | 0.2040 | 0.2579 | 0.3113 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* 극단값을 배제하기 위해 749명 중 희망임금과 수락임금이 8-12 사이인 707개의 표본만 이용함

[그림 3] 희망임금과 수락임금 산포도(모형 1)



이러한 추론은 <표 5>로부터 다시 한 번 뒷받침된다. 해당 표에는 희망임금만으로 수락임금을 설명하려 한 결과가 모형 1로, 다른 설명변수들을 통제했을 때의 결과가 모형 2와 3으로 각각 나타나 있다. 이를 보면 희망임금과 수락임금의 관계가 매우 유의하게 확인되며 그 계수의 크기도 충분히 크게 나타난다. 또한 [그림 3]에서부터 희망임금과 수락임금 간의 회귀직선 주변으로 자료가 잘 밀집해 분포하는 것을 확인할 수 있다. 따라서 적어도 다른 설명변수들의 영향력과 별개로 희망임금이 수락임금의 상당부분을 설명하는 중요한 변수임을 확인할 수 있다.

희망임금이 유보임금이 아니라면 가장 유력한 후보로서 고려될 수 있는 것은 잠재적 시장임금이므로, 이번에는 실업자들이 응답한 희망임금이 자신이 받을 수 있을만한 잠재적 시장임금 및 실제 취업자들의 시장임금 분포와 얼마나 유사한지를 확인해 보았다. 이를 위해 먼저 <표 6>와 같이 Heckman 선별모형을 이용해 취업자들을 대상으로 임금함수를 추정하고, 이를 바탕으로 실업자들의 설명변수들을 이용해 그들의 잠재적 시장임금을 추정하였다. 그 뒤 [그림 4]을 통해 희망임금, 취업자들의 실제 임금, 그리고 추정된 잠재적 시장임금의 분포를 비교하였다.

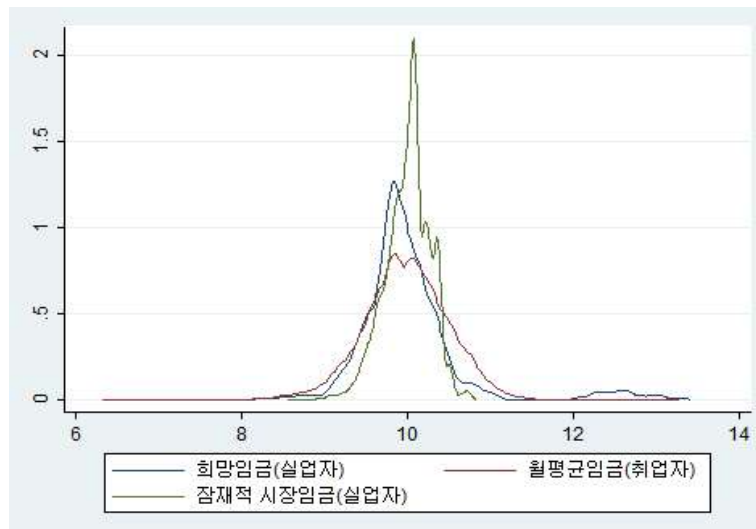
[그림 4]으로부터 우리는 희망임금과 취업자들의 실제 임금, 그리고 실업자들에 대해 추정된 잠재적 시장임금이 상당히 유사함을 확인할 수 있다. 잠재적 시장임금의 경우에는 희망임금 및 실제 임금보다 평균값 근처로 분포가 밀집해 있지만, 이것은 잠재적 시장임금을 추정할 때 교육과 나이 변수만을 사용했기 때문에 추정된 값들의 분포가 이 두 변수의 변동에만 의존해서 그런 것으로 이해된다. 이러한 결과는 희망임금을 유보임금으로 해석하는 것보다는 각 개인이 예상하는 자신의 잠재적 시장임금으로 해석하는 것이 더 정확할 수 있음을 시사한다.

<표 6> 임금함수 추정(헤크만 선별모형)

| 종속변수: 월평균임금(로그) (N=34256, 취업자 32708, 실업자 1548) | 모형 |
|---|----------------------------------|
| 교육 | 0.072*** (0.001) |
| 나이 | 0.117*** (0.002) |
| 나이(제곱) | -0.00126*** (0.00003) |
| Lambda(λ) | -0.373*** (0.004) |
| 연도더미 | 포함 |
| 상수항 | 6.525*** (0.045) |
| Wald Chi-squared(16) | 11700.69(P-value of almost zero) |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

[그림 4] 희망임금, 실제 임금 및 잠재적 시장임금의 분포



<표 7>에는 잠재적 시장임금과 희망임금간의 선형회귀분석(OLS)결과가 정리되어 있다. 모형 1은 처음 잠재적 시장임금이 구해진 로그 형태 그대로 회귀분석을 한 것이고, 모형 2는 이를 원래 값으로 치환하여 회귀분석을 한 결과이다. 앞의 분석에서 예상할 수 있는 것처럼, 잠재적 시장임금과 희망임금 간에는 유의한 연관성이 있는 것을 확인할 수 있고, [그림 5]에서 확인되는 산포도도 회귀직선을 기준으로 밀집해 잘 분포하는 것으로 확인된다. 다만 희망임금 변수의 계수가 1에 가깝게 나타나거나 R-squared값이 아주 높은 것은 아니라서 희망임금을 곧 실업자가 예상하는 잠재적 시장임금으로 해석할 수 있는지의 여부는 정확하지 않다. 그렇지만 해당 분석에서는 임금함수의 추정에 연령 및 교육변수만 사용하고 있고, 실제로 실업자가 자신의 잠재적 시장임금을 완벽하

계 예측하지 못할 수 있음을 감안하면 희망임금이 실업자가 예측한 잠재적 시장임금이더라도 잠재적 시장임금에 대한 희망임금 변수의 계수가 크지 않게 나타날 수 있다. 따라서 이 부분을 보다 정확히 하기 위해서는 교육, 나이처럼 이미 임금함수의 추정에 사용되고 있는 중요한 변수에 대해 개별적으로 잠재적 시장임금과 희망임금의 경향성이 유사한지를 확인해 볼 필요가 있고, 이를 다음 항에서 설명할 것이다.

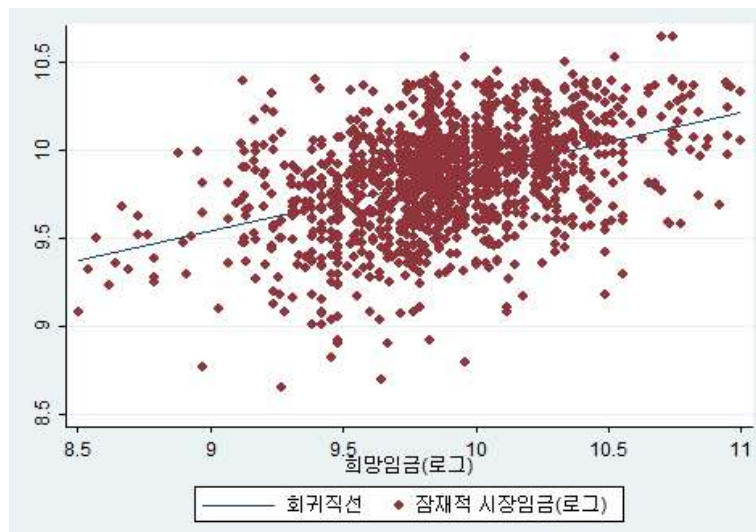
<표 7> 잠재적 시장임금과 희망임금 OLS

| 종속변수: 잠재적 시장임금 (N=1465) | 모형 1(Log Form) | 모형 2(Raw Form) |
|----------------------------|---------------------|-------------------------|
| 희망임금 | 0.338*** (0.018) | 0.277*** (0.016) |
| 상수항 | 6.500*** (0.183) | 13774.63*** (362.68) |
| R-squared | 0.1866 | 0.1739 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* 잠재적 시장임금(로그)의 범위가 8.56-10.83이기 때문에, 전체 1548개 표본 중 극단값을 제외하고 희망임금(로그) 값이 8.5-11 사이인 1465개의 표본만 이용함

[그림 5] 희망임금과 잠재적 시장임금 산포도(모형 1)



나. 희망임금 함수와 임금/유보임금 함수의 비교

여기서는 희망임금 함수의 각 설명변수가 가지는 경향성을 임금 및 유보임금 함수와 비교하기 위해 현재 취업상태에 대한 프로빗 모형에서 암시되는 유보임금 함수와 임금함수, 희망임금 함수를 교육 및 나이변수에 대해 비교하는 작업을 수행하였다. <표 8>에는 그 결과가 요약되어 있다.

첫 번째와 두 번째 줄에서는 각각 임금과 희망임금 함수가 정리되어 있고, 세 번째 줄에서는 앞의 두 함수에 대해 교육 및 나이변수의 계수 차이가 계산되었다. 마지막 줄에서는 이와 비교하기 위해 현재 취업상태에 대한 프로빗 모형으로부터 설명변수의 계수를 추정하였다.

<표 8>의 결과로부터 우리는 교육 및 나이변수에 대해 계산된 임금과 희망임금(유보임금)의 계수 차이가 세 번째와 네 번째 줄 간에 일치하지 않음을 확인할 수 있다. 세 번째 줄에서는 교육변수의 계수 차이가 매우 유의한 반면 나이변수에 대해서는 그렇지 않은데, 네 번째 줄에서는 오히려 교육변수의 계수는 유의하지 않지만 나이변수의 계수는 일차항과 이차항 모두 상당히 유의한 것으로 확인된다. 이러한 결과는 δ 와 γ 가 서로 일관성을 보이지 못하고 있다는 것을 뜻하며, 따라서 희망임금을 유보임금으로 해석할 수 없다는 결론을 내릴 수 있다.

<표 8> 현재 취업상태에 대한 프로빗 모형과 임금, 희망임금 함수 비교

| 취업자 32708 실업자 1548 | 임금($\ln(W)$) | | 희망임금($\ln(H)$) | $\ln(W) - \ln(R)$ | 현재 취업상태 $(\beta - \gamma)/\sigma$ |
|-------------------------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|----------------------|--------------------------------------|
| | β | | δ | $\beta - \delta$ | |
| 교육 | 0.072*** (0.001) | | 0.047*** (0.006) | 0.025*** (0.006) | -0.001 (0.005) |
| 나이 | 0.117*** (0.002) | | 0.103*** (0.012) | 0.0146 (0.0123) | 0.107*** (0.011) |
| 나이(제곱) | -0.00126*** (0.00003) | | -0.00129*** (0.00015) | 0.00002 (0.00016) | -0.00126*** (0.00013) |
| 결혼여부 | λ | -0.373*** (0.004) | 0.159*** (0.051) | | 0.450*** (0.038) |
| 자녀수 (18세 이하) | | | 0.023 (0.027) | | 0.005 (0.020) |
| 가구소득(로그) | | | 0.085*** (0.019) | | 0.322*** (0.017) |
| 연도더미 | 포함 | | 포함 | 포함 | 포함 |
| 상수항 | 6.525*** (0.045) | | 6.327*** (0.356) | 0.198 (0.359) | -4.534*** (0.299) |
| R-squared (Log Likelihood) | -24460.03 | | 0.1765 | | -5659.91 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* $\beta - \delta$ 의 Standard Error는 공분산이 없다는 전제 하에 계산됨

한편 이는 동시에 희망임금을 유보임금의 프록시 변수로 해석하기도 어려울 수 있음을 시사한다. 희망임금이 유보임금의 프록시 변수일 경우, 생각해 볼 수 있는 희망임금의 형태는 유보임금에 일정한 상수가 곱해진 형태(로그를 취할 시 $\ln(R) + \ln(\alpha)$) 또는 유보임금과 잠재적 시장임금의 선형 결합 형태($\theta \ln(W) + (1 - \theta) \ln(R)$) 등이 있다. 그러나 $\ln(R) + \ln(\alpha)$ 의 형태라면 각 설명변수의 계수는 상수에 영향을 받지 않으므로 위와 같은 모순이 일어날 수 없다. $\theta \ln(W) + (1 - \theta) \ln(R)$ 인 경우에는 세 번째 줄에서의 교육 및 나이변수의 계수가 $(1 - \theta)(\beta - \delta)$ 가 되는데, 이 경우에도 θ 의 크

기가 크지 않다면, 즉 희망임금이 잠재적 시장임금보다 유보임금에 가까운 값이라면 계수의 차이가 양으로 유의한지, 음으로 유의한지, 아니면 유의하지 않은지에 대해서 셋째 및 넷째 줄의 결과가 같아야 한다. 가능한 또 하나의 형태로는 $\ln(R+\alpha)$ 이 있는데, 임금 및 유보임금 함수를 분석할 때는 로그를 취한 상태로 접근하기 때문에 이 형태에서 α 를 따로 분리해낼 수 없었다. 따라서 이 가설에 대해서는 그 성립 여부를 직접적으로 판단하기 어려운 것이 사실이다. 그렇지만 α 자체가 설명변수들과 무관한 상수라고 생각한다면 이 경우에도 α 가 <표 8>에서 보이는 모순을 야기했을 것이라고 생각하기 어렵다. 따라서 단정적으로 말하기는 어렵지만 희망임금이 유보임금의 프록시 변수로 취급될 수 있을 가능성도 크지 않다고 판단된다.

반면 희망임금이 실업자들이 예상한 잠재적 시장임금일 것이라고 생각하면 <표 8>의 결과를 보다 잘 설명 가능하다. 무엇보다 나이변수의 일차항 및 이차항, 그리고 상수항에 대해서 모두 $\beta-\delta$ 가 0에 가까운 것으로 나타나는데, 이는 $\beta=\delta$, 즉 희망임금이 잠재적 시장임금의 경향성을 잘 반영하고 있음을 지지하고 있다.¹⁾ 다만 교육변수에 대해서는 $\beta-\delta$ 가 유의하게 양수인 것으로 확인되고 있어서 희망임금이 정확히 잠재적 시장임금과 일치하지는 않는 것으로 보이고, 이는 이러한 해석의 가장 큰 한계점이라고 할 수 있다. 그러나 실업자들이 자신의 시장임금을 완벽히 예측할 수 없는 점을 감안하면, 이는 그들이 교육연수가 임금에 미치는 영향을 정확히 알지 못해서 자신의 잠재적 시장임금을 부분적으로 잘못 예측하고 있는 것으로 이해할 수 있다. 앞서 희망임금의 분포가 실제 임금 및 추정된 잠재적 시장임금과 유사했던 점까지 고려해 본다면, 남성의 희망임금은 실업자들이 주관적으로 예측한 자신의 잠재적 시장임금일 가능성이 높다.²⁾

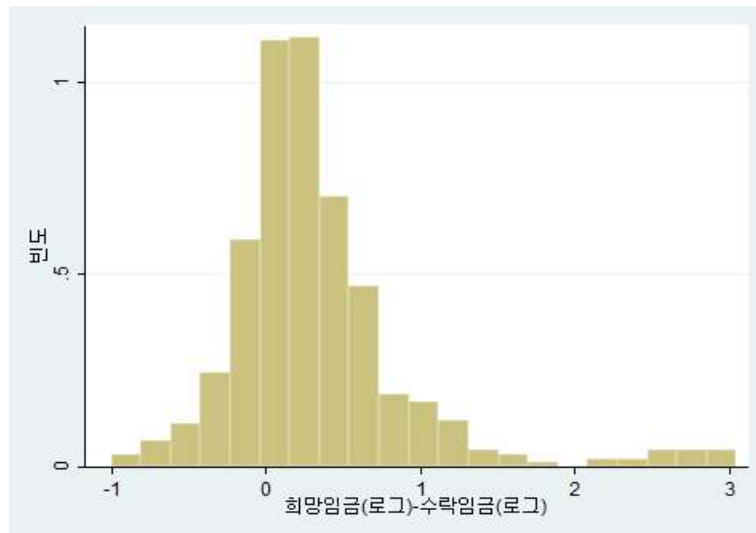
3. 여성 자료의 분석

가. 희망임금의 기본적인 특성

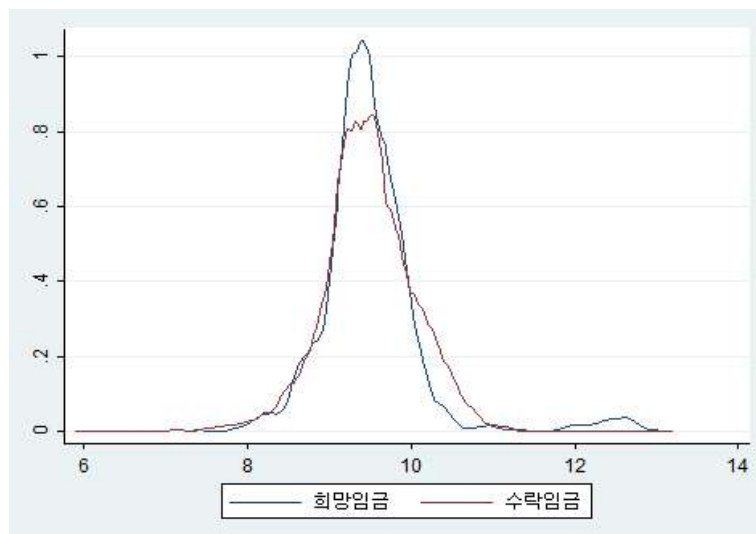
여성의 경우에도 먼저 희망임금 자료를 유보임금으로 해석할 수 있는지를 확인하기 위해 희망임금과 수락임금을 비교하는 작업을 수행하였다. 아래의 [그림 6]에는 희망임금과 수락임금의 차이가 히스토그램으로 나타나 있고, [그림 7]에는 희망임금과 수락임금의 분포가 그려져 있다.

- 1) 희망임금을 잠재적 희망임금으로 해석할 경우 결혼여부, 자녀수, 가구소득처럼 임금함수에 들어가지 않는 변수를 회귀식에서 배제해야 한다고 생각할 수 있다. 일반적으로 생산성을 직접적으로 반영하는 변수가 아니면 임금 결정에 영향을 줄 수 없다고 생각되기 때문이다. 그러나 이 경우의 희망임금은 실업자들이 주관적으로 자신의 잠재임금을 예측한 값이기 때문에 해당 변수들도 영향을 줄 수 있다고 판단했다. 덧붙이자면, 해당 변수들을 제외하고 희망임금 함수를 추정하더라도 교육 및 나이변수의 계수는 큰 차이가 없다.
- 2) 희망임금을 유보임금으로 이해할 경우에는 <표 8>에서 나타나는 교육, 나이변수에 대한 모순이 실업자들의 잘못된 예측 때문이라고 판단할 수 없다. 잠재적 시장임금의 경우에는 실제로 시장에서 받을 수 있는 임금과 실업자들이 예측하는 임금이 다를 수 있지만, 유보임금은 처음부터 실업자들이 주관적으로 결정하는 것이므로 시장에서 확인되는 유보임금과 실업자들이 보고한 유보임금이 같아야 한다.

[그림 6] 희망임금과 수락임금 간 차이



[그림 7] 희망임금과 수락임금의 분포



[그림 6]와 [그림 7]로부터 여성의 희망임금 또한 유보임금으로 볼 수 없을 정도로 높은 값을 지니고 있는 것이 확인된다. 여성 역시 희망임금이 수락임금보다 높은 경우가 과반 이상으로, 전체 465명 중 364명에 달했다. 또한 희망임금과 수락임금의 전체 분포를 비교해 보아도 두 분포가 거의 유사하여 희망임금을 유보임금이라 하기에는 평균적으로 높은 값을 보인다. 따라서 여성의 희망임금 또한 유보임금을 그대로 보고한 값이라고 해석하기는 어렵고, 희망임금이 유보임금의 프록시 변수 혹은 잠재적 시장임금일 가능성을 살펴보는 것이 주요 목적이 된다.

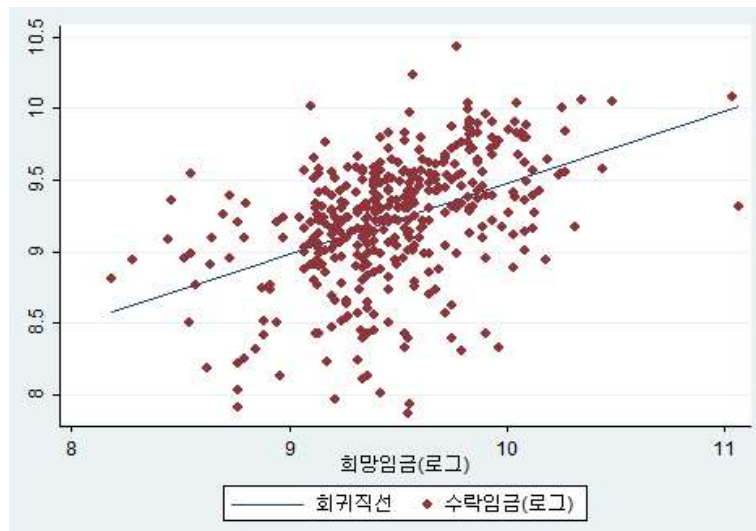
<표 9> 희망임금과 수락임금 OLS

| 종속변수: 수락임금(로그) (N=449) | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 |
|---------------------------|---------------------|------------------------|--------------------------|
| 희망임금(로그) | 0.500*** (0.048) | 0.414*** (0.049) | 0.354*** (0.050) |
| 교육 | | 0.018** (0.009) | 0.020** (0.009) |
| 나이 | | 0.018 (0.012) | 0.055*** (0.016) |
| 나이(제공) | | -0.00030* (0.00017) | -0.00078*** (0.00021) |
| 결혼여부 | | | 0.018 (0.055) |
| 자녀수 (18세 이하) | | | -0.112*** (0.027) |
| 가구소득(로그) | | | 0.046** (0.019) |
| 연도더미 | | 포함 | 포함 |
| 상수항 | 4.486*** (0.454) | 4.845*** (0.500) | 4.202*** (0.538) |
| R-squared | 0.1962 | 0.2767 | 0.3162 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* 극단값을 배제하기 위해 465명 중 희망임금과 수락임금이 7.5-11.5 사이인 449개의 표본만 이용함

[그림 8] 희망임금과 수락임금 산포도(모형 1)



<표 9>의 결과는 여성의 경우에도 희망임금과 수락임금이 밀접한 관계를 맺고 있음을 보여준다. 여기서도 남성의 경우와 마찬가지로 희망임금의 계수가 모든 경우에 유의함은 물론이고 계수의 절

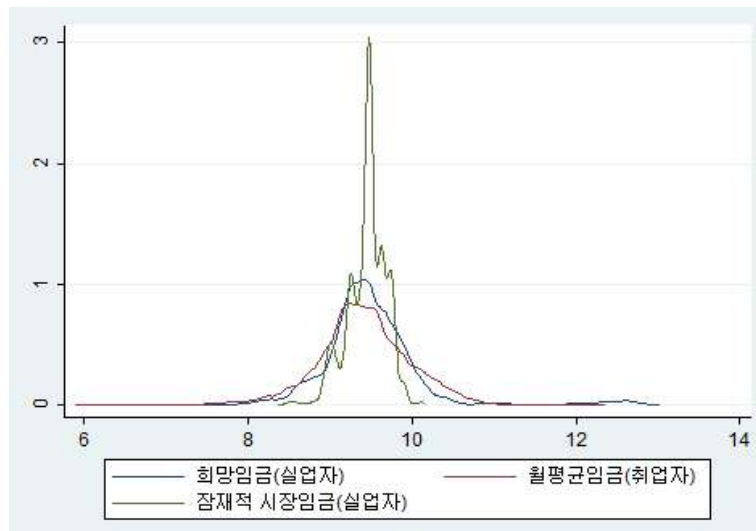
대적인 값 및 R-squared가 상당히 큰 것으로 나타난다. 또한 [그림 8]로부터 여성의 희망임금과 수락임금이 회귀직선을 기준으로 잘 밀집해 분포하고 있는 것이 확인된다. 따라서 비록 희망임금이 곧 유보임금이라고 할 수는 없지만, 적어도 여성 스스로 생각하는 자신의 임금수준을 부분적으로 반영하고 있는 변수라는 사실을 확인할 수 있다.

<표 10> 임금함수 추정(헤크만 선별모형)

| 종속변수: 월평균임금(로그) (N=22998, 취업자 21791, 실업자 1207) | 모형 |
|---|---------------------------------|
| 교육 | 0.071*** (0.001) |
| 나이 | 0.038*** (0.003) |
| 나이(제공) | -0.00045*** (0.00003) |
| Lambda(λ) | -0.467*** (0.005) |
| 연도더미 | 포함 |
| 상수항 | 7.855*** (0.053) |
| Wald Chi-squared(16) | 4256.72(P-value of almost zero) |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

[그림 9] 희망임금, 실제 임금 및 잠재적 시장임금의 분포



한편 이번에는 희망임금이 잠재적 시장임금과 얼마나 유사한지를 확인하기 위해, 남성 표본에서 수행했던 작업과 마찬가지로 <표 10>처럼 간단한 임금함수를 추정하고 이를 이용해 [그림 9]처럼

희망임금과 실제 임금, 그리고 실업자들에 대해 추정된 잠재적 시장임금의 분포를 비교하였다. 육안으로 보기에 분석 결과가 남성 표본의 경우와 크게 다르지 않다. 즉 희망임금의 분포는 실제 월평균임금과 상당히 유사하며, 추정된 잠재적 시장임금과도 비슷한 수준을 보인다. 다만 여성의 경우 잠재적 시장임금의 추정치가 평균 근처에 상당히 밀집해 분포하는 것을 확인할 수 있는데, 이는 임금함수의 주요 변수로 사용된 여성의 나이 및 교육연한이 남성보다 더 좁게 분포되어 있는데서 기인한 것으로 추측된다. 이에 보다 정확히 희망임금과 잠재적 시장임금 사이의 관계를 보기 위해 <표 11>처럼 추정된 잠재적 시장임금과 희망임금 간에 선형회귀분석(OLS)을 시도해 보았다.

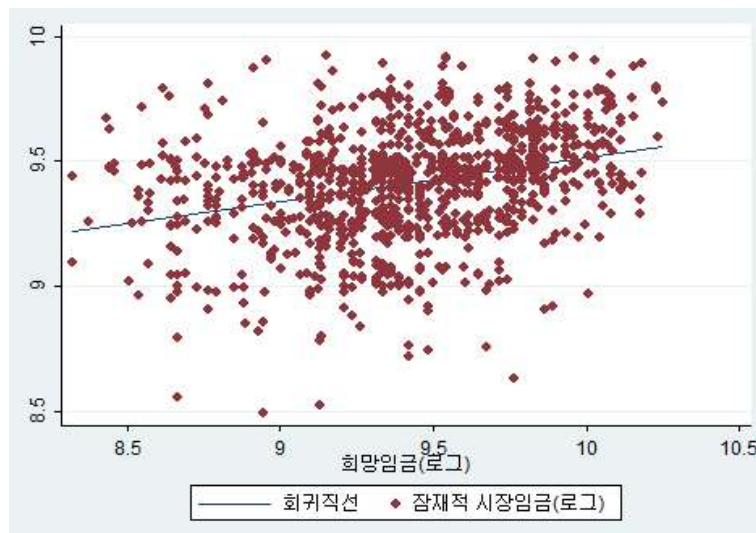
<표 11> 잠재적 시장임금과 희망임금 OLS

| 종속변수: 잠재적 시장임금 (N=1125) | 모형 1(Log Form) | 모형 2(Raw Form) |
|----------------------------|---------------------|-------------------------|
| 희망임금 | 0.175*** (0.017) | 0.178*** (0.015) |
| 상수항 | 7.766*** (0.156) | 10168.08*** (214.42) |
| R-squared | 0.0906 | 0.1061 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* 잠재적 시장임금(로그)의 범위가 8.37-10.17이기 때문에, 전체 1207개 표본 중 극단값을 제외하고 희망임금(로그) 값이 8.3-10.25 사이인 1125개의 표본만 이용함

[그림 10] 희망임금과 잠재적 시장임금 산포도(모형 1)



<표 11>으로부터 우리는 여성의 희망임금도 잠재적 시장임금과 역시 유의미한 관계가 있지만, 그 정도가 남성보다 작다는 것을 확인할 수 있다. 실제로 남성의 경우 잠재적 시장임금에 대한 희망임금의 계수가 0.3 전후였고 R-squared도 0.2에 가까운 값이었던 데 비해, <표 11>에서는 희망임금의 계수가 두 모형에서 모두 0.2 미만의 값을 보이며, R-squared도 0.1 전후에 머무르고 있다.

또한 [그림 10]으로부터 여성의 희망임금과 잠재적 시장임금 간의 산포도가 다소 넓게 퍼져 있는 것으로 나타나서 둘 사이에 강력한 상관관계가 있는 것으로 보이지는 않는다. 이러한 결과는 <표 9>의 결과와 대조적이다. <표 9>에서 우리는 여성의 희망임금과 수락임금 사이의 관계가 남성과 유사한 정도로 강력하다는 것을 보였는데, <표 11>에서 확인되는 여성의 희망임금과 잠재적 시장임금 사이의 관계는 남성보다 상당히 약한 것으로 확인된다. 이로부터 우리는 여성의 희망임금이 본인의 임금 기대치를 분명히 반영하고 있지만, 잠재적 시장임금을 정확히 반영한 것은 아닐 것이라는 추측을 할 수 있다.

나. 희망임금 함수와 임금/유보임금 함수의 비교

앞서의 분석들을 염두에 두고, 구체적으로 어떠한 가설이 여성 희망임금을 설명하는 데 가장 적절한지를 살펴보기 위해 현재 취업상태에 대한 프로빗 모형과 임금함수, 희망임금 함수 간의 비교를 수행해 보았다. <표 12>에는 해당 분석의 결과가 간략하게 요약되어 있다.

이 결과로부터 우리는 여성의 희망임금이 유보임금 혹은 객관적인 잠재적 시장임금과는 동떨어진 값이라는 점을 확인할 수 있다. 세 번째와 네 번째 줄에서 나타나는 교육, 나이변수의 계수를 비교해 볼 때, 교육변수는 세 번째 줄에서는 양으로 유의한 반면 네 번째 줄에서는 유의하지 않고, 나이변수의 일차항과 이차항은 심지어 서로 반대 방향으로 유의하다. 이는 δ 와 γ 의 경향성이 전반적으로 서로 상이함을 의미한다. 또한 세 번째 줄에서 나타나는 계수들이 모두 양 혹은 음으로 유의하다는 것은 β 와 δ 의 경향성도 서로 유의하게 다르다는 것을 뜻한다. 따라서 교육, 나이변수에 대해 희망임금의 경향성은 유보임금 및 객관적인 잠재적 시장임금과 모두 부합하지 않는다.

한편 앞서와 마찬가지로 이유로 여성의 희망임금은 유보임금의 프록시 변수로도 간주되기 어렵다. 남성 표본에서 고려했던 것처럼 희망임금이 유보임금의 특정한 함수 형태인 경우를 생각해 보자. 희망임금이 $\ln(R) + \ln(\alpha)$ 의 형태라면 설명변수의 계수는 변하지 않으므로 위의 모순이 설명될 수 없음은 자명하다. $\theta \ln(W) + (1-\theta)\ln(R)$ 의 형태일 경우에는 세 번째 열의 계수가 $(1-\theta)(\beta-\delta)$ 로 나타나야 하는데, 여기서 $1-\theta$ 는 양수이므로 위의 표에서 나이변수의 계수가 서로 반대 방향으로 유의한 것을 설명할 수 없다. 여전히 $\ln(R+\alpha)$ 인 경우는 단적으로 배제하기 어렵지만, 남성의 경우보다 결과가 더 극단적인 점을 감안하면 이 가설도 <표 12>에서 나타나는 경향성을 설명해줄 수 있을 만큼 매력적으로 보이지는 않는다. 특히 여성 희망임금 함수에서 결혼여부와 자녀수의 계수를 보면 모두 유의하게 음수로 나타나는데, 일반적으로 여성이 결혼상태에 있거나 자녀가 생길 경우 가사에 보다 집중하기 위해 유보임금을 높이는 경향이 있음을 감안하면 이는 희망임금이 유보임금의 프록시 변수일 경우 나타나기 어려운 결과이다. 이로부터 우리는 여성의 희망임금이 수락임금과 밀접한 관련을 가지고 있는 이유가 희망임금이 유보임금에 가까운 값이기 때문임은 아닐 것이라는 점을 확인할 수 있다.

<표 12> 현재 취업상태에 대한 프로빗 모형과 임금, 희망임금 함수 비교

| 취업자 21791 실업자 1207 | 임금($\ln(W)$) | | 희망임금($\ln(R)$) | $\ln(W) - \ln(R)$ | 현재 취업상태 |
|-------------------------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------|
| | β | | δ | $\beta - \delta$ | $(\beta - \gamma)/\sigma$ |
| 교육 | 0.071*** (0.001) | | 0.046*** (0.008) | 0.025*** (0.008) | 0.007 (0.006) |
| 나이 | 0.038*** (0.003) | | 0.089*** (0.014) | -0.050*** (0.014) | 0.091*** (0.012) |
| 나이(제곱) | -0.00045*** (0.00003) | | -0.00114*** (0.00018) | 0.00069*** (0.00018) | -0.00097*** (0.00015) |
| 결혼여부 | λ | -0.467*** (0.005) | -0.156*** (0.053) | | -0.059 (0.041) |
| 자녀수 (18세 이하) | | | -0.157*** (0.027) | | 0.265*** (0.019) |
| 가구소득(로그) | | | 0.022 (0.021) | | -0.047** (0.021) |
| 연도더미 | 포함 | | 포함 | 포함 | 포함 |
| 상수항 | 7.855*** (0.053) | | 7.369*** (0.357) | 0.486 (0.361) | -3.540*** (0.322) |
| R-squared (Log Likelihood) | -20275.4 | | 0.1599 | | -4475.462 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

* $\beta - \delta$ 의 Standard Error는 공분산이 없다는 전제 하에 계산됨

앞서의 분석들에서 여성의 희망임금이 수락임금 및 실제 임금과 그 값과 분포 면에서 유사했던 것을 생각하면, 한 가지 가능한 가설은 여성의 희망임금이 자신의 시장임금을 예측한 값이되 그러한 예측이 정확하지 않아서 객관적인 시장임금을 잘 반영하지 못한다는 것이다. 사실, 예측이 정확하지 않을 수 있다고 생각하면 분석 결과가 어떠한 형태로 나오더라도 모든 경우를 설명할 수 있다. 따라서 이 경우 중요한 점은 여성의 주관적인 잠재적 시장임금이 왜 유보임금 혹은 객관적인 시장임금을 잘 반영하지 못하고 있는지에 대해 설명하는 것이 된다.

4. 결과의 해석

앞서의 논의에서 우리는 희망임금을 유보임금이 아닌 주관적인 잠재적 시장임금으로 이해할 수 있음을 보였다. 이는 유보임금에 대한 직접적인 질문이 종종 유보임금이 아닌 자신이 받기에 합당한 임금을 응답하도록 유도한다고 지적하는 Kingdon and Knight(2001)와 맥락을 같이하는 부분이다. 다만 그 과정에서 남성의 주관적인 임금예측은 비교적 정확한 반면, 여성의 예측은 상당히 부정확할 수 있음이 확인되었다. 이러한 현상이 발생하는 이유를 정확히 규명하는 것은 어렵지만, 남성과 여성의 임금 및 희망임금 함수를 비교해 살펴보면 여기에 대해 한 가지 가능한 해석을 찾을 수 있다. 즉, 여성의 경우에 잠재적 시장임금을 잘못 예측하는 것처럼 보이는 이유는 여성이 여성

자신의 임금함수를 인식하고 희망임금을 보고하는 것이 아니라 남성의 임금함수 혹은 희망임금 함수에 의거해 희망임금을 보고하기 때문일 수 있다.

<표 13> 남성과 여성의 임금, 희망임금 함수 비교

| 취업자/실업자 | 여성 | | 남성 | |
|-------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 남성 32708/1548 | 임금함수 | | 임금함수 | |
| 여성 21791/1207 | β_W | | β_M | |
| | 희망임금 함수 | | 희망임금 함수 | |
| | δ_W | | δ_M | |
| 교육 | 0.071*** (0.001) | 0.046*** (0.008) | 0.072*** (0.001) | 0.047*** (0.006) |
| 나이 | 0.038*** (0.003) | 0.089*** (0.014) | 0.117*** (0.002) | 0.103*** (0.012) |
| 나이(제곱) | -0.00045*** (0.00003) | -0.00114*** (0.00018) | -0.00126*** (0.00003) | -0.00129*** (0.00015) |
| 결혼여부 | | -0.156*** (0.053) | | 0.159*** (0.051) |
| 자녀수 (18세 이하) | λ | -0.467*** (0.005) | λ | -0.373*** (0.004) |
| 가구소득(로그) | | | | |
| 연도더미 | 포함 | | 포함 | |
| 상수항 | 7.855*** (0.053) | 7.369*** (0.357) | 6.525*** (0.045) | 6.327*** (0.356) |
| R-squared (Log Likelihood) | -20275.4 | | -24460.03 | |
| | 0.1599 | | 0.1765 | |

*: p-value<0.10 ** p-value<0.05 ***: p-value<0.01

이를 위해서 우리는 <표 13>에서 정리된 여성 희망임금 함수의 계수가 여성 임금함수보다 오히려 남성 임금함수 및 희망임금 함수와 유사하다는 점에 주목할 필요가 있다. 예를 들어 교육변수의 경우 여성 희망임금 함수에서의 계수가 여성 및 남성 임금함수와는 유의하게 다르지만, 남성의 희망임금 함수와는 사실상 동일하다. 또한 나이 변수의 경우에도 여성 희망임금 함수에서의 계수가 여성 임금함수보다 오히려 남성 임금함수 및 희망임금 함수에 가까운 값을 보인다. 실제로 교육, 나이변수에 대한 희망임금 함수의 계수는 남성과 여성 양쪽에서의 차이가 통계적으로 유의하지 않다.¹⁾ 이러한 점으로 미루어 볼 때, 여성들은 희망임금을 응답할 때 여성 임금함수가 남성 임금함수보다 전반적인 변동이 작다는 사실을 인지하지 못하고 남성과 유사한 방식으로 자신의 시장 임금을 예측한 것으로 해석할 수 있다.

한 가지 가능한 설명은 여성들이 노동시장에서 여성의 임금함수와 남성의 임금함수가 다를 수 있다는 사실을 잘 모르고 있다는 것이다. 예를 들어, 여성들은 임금에 대한 정보를 얻을 때 노동시

1) 이는 <표 12>의 세 번째 행을 계산할 때와 마찬가지로 공분산이 없다는 가정 하에 남성과 여성의 희망임금 계수 차이 및 그 Standard Error를 계산했을 때 그 값이 유의하지 않다는 의미이다.

장에서 상대적으로 다수인 남성들의 임금에 대한 정보를 더 많이 얻게 되고, 이러한 정보를 바탕으로 자신들의 임금을 추론할 때 자연스럽게 남성들과 유사하게 예측할 수 있다. 만일 그렇다면 교육, 나이(경력) 측면에서 여성들은 자신의 임금이 남성과 비슷한 추세로 변화할 것으로 예상할 것이며, 결과적으로 여성의 희망임금 함수는 남성의 희망임금 함수와 유사해진다. 물론 여성 희망임금의 평균적인 값이 남성보다 작다는 점에서 여성 임금이 남성 임금보다 평균적으로 낮다는 사실은 비교적 잘 인지되는 것으로 보이지만, 임금이 나이(경력) 등과 관련해 변화하는 패턴은 임금 자체의 차이만큼 명확히 드러나지 않기 때문에 이 부분에서 여성들이 자신의 임금함수에 대한 충분한 정보를 얻지 못할 수 있다.

다른 설명으로는, 여성들이 자신들이 현재 시장에서 받고 있는 임금이 합당하지 않아서 남성과 같은 방식으로 임금이 산정되어야 한다고 여기고 이를 고려해 응답했을 수 있다. 특히 희망임금 설문 문항이 '희망하는' 일자리에서의 수입을 묻고 있다는 점을 고려하면 문항의 뉘앙스가 이러한 응답을 유도했을 가능성이 존재한다. 이 경우 여성의 희망임금 함수가 여성보다 남성의 임금함수와 비슷한 것은 여성들이 생각할 때 그것이 자신들의 합당한 임금에 더 가깝기 때문이다. 예를 들어, 남성과 여성의 임금함수로부터 우리는 남성은 나이(경력)에 따라 임금이 빠르게 상승하는 반면 여성의 경우 나이(경력)이 오르더라도 임금이 크게 상승하지 않는 것을 확인할 수 있다. 만일 여성들이 자신들의 임금 또한 나이(경력)에 따라 보다 많이, 최소한 남성만큼 상승하는 것이 합당하다고 여긴다면, 자신에게 합당한 임금을 응답할 때 이를 반영할 것이며, 그 결과 <표 13>처럼 여성 희망임금 함수에서 나이 변수의 계수가 남성의 임금함수 및 희망임금 함수와 유사한 형태로 나타나게 될 것이다.

두 가지 설명 중에서는 첫 번째 설명이 보다 설득력이 있는 것으로 보인다. <표 13>을 보면, 특히 나이변수의 계수에 대해서 그 절대값의 크기가 $\beta_W < \delta_W \leq \delta_M \approx \beta_M$ 의 추이를 보이는 것을 확인할 수 있다. 첫 번째 설명의 맥락에서 볼 때, 이는 남성 및 여성이 본인의 임금을 추정할 때 사용하는 각 성별 임금정보의 비중을 반영한 결과로 해석된다. 남성의 경우, 노동시장의 다수가 남성이며 본인도 남성이기 때문에 남성 임금에 대한 정보에 주로 입각해 자신의 임금을 예측할 것이다 ($\delta_M \approx \beta_M$). 반면 여성의 경우 노동시장의 다수가 남성이기 때문에 남성의 임금에 대한 정보를 보다 많이 획득하고 따라서 희망임금의 예측이 남성 임금함수 쪽으로 치우치게 되지만, 본인이 여성이기 때문에 여성 임금에 대해 획득한 일부 정보도 중요하게 여기고 이에 가중치를 두어 자신의 응답에 반영하게 된다($\beta_W < \delta_W \leq \delta_M$).

현재 주어진 자료만으로 이러한 해석이 현실을 얼마나 정확히 반영하는 지에 대해 확인하는 것은 쉽지 않은 일이다. 그러나 앞서의 분석 결과들과 종합해 볼 때 이러한 가설이 현재 여성의 희망임금과 관련해 제기되고 있는 의문점들을 일관되게 설명할 수 있는 하나의 설명임은 분명하다.

5. 다음 기 취업확률에 대한 희망임금의 영향 분석

여기서는 본 소고에서 희망임금을 설명하는 가설이 합당한지를 확인하기 위한 한 방법으로 실

업자 표본을 대상으로 다음 기 취업여부에 대한 프로빗 모형을 분석하고, 희망임금이 다음 기 취업여부에 어떠한 영향을 미치는지를 확인할 것이다. 만일 희망임금이 유보임금에 가깝다면, 다른 독립변수들이 통제되었을 때 희망임금이 높을수록 다음 기 취업률은 낮게 나타나는 경향을 보일 것이다. 한편 희망임금이 비교적 정확히 예측된 잠재적 시장임금이라면 희망임금은 다음 기 취업여부에 크게 유의한 영향을 미치지 않을 것이다.

<표 14> 다음 기 취업확률과 희망임금의 관계(Probit Model)¹⁾

| 종속변수: 다음 기 취업상태 남자 표본 1548 여자 표본 1207 | 모형 1(남성) | 모형 2(남성) | 모형 1(여성) | 모형 2(여성) |
|--|----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|
| 희망임금(로그) | 0.145*** (0.048) | 0.060 (0.053) | 0.204*** (0.058) | 0.214*** (0.064) |
| 교육 | | -0.004 (0.013) | | -0.012 (0.017) |
| 나이 | | 0.054** (0.025) | | 0.074** (0.030) |
| 나이(제곱) | | -0.00082** (0.00032) | | -0.00094** (0.00040) |
| 결혼여부 | | 0.387*** (0.107) | | -0.295** (0.115) |
| 자녀수 (18세 이하) | | 0.095* (0.056) | | 0.132** (0.056) |
| 가구소득(로그) | | 0.069* (0.040) | | -0.020 (0.044) |
| 연도더미 | | 포함 | | 포함 |
| 상수항 | -1.340*** (0.484) | -2.087** (0.810) | -2.116*** (0.549) | -2.950*** (0.904) |
| Log Likelihood | -1055.91 | -1017.52 | -818.65 | -801.60 |

*: p-value<0.10 **: p-value<0.05 ***: p-value<0.01

<표 14>을 보면, 남성의 경우 희망임금은 단일 변수로서는 다음 기 취업률과 양의 상관관계를 가지지만 다른 설명변수가 통제된 상태에서는 다음 기 취업률과 무관한 것으로 나타난다. 희망임금의 계수가 음수가 아니므로 이는 희망임금이 유보임금 혹은 그 프록시 변수가 아니라는 하나의 반증이 된다. 한편 다른 설명변수가 통제되었을 때 희망임금이 다음 기 취업률과 무관하다는 사실은 남성의 희망임금이 비교적 정확히 잠재적 시장임금을 반영하고 있을 것이라는 해석을 뒷받침한

1) 경우에 따라서는 다음 기 취업확률에 대한 프로빗 모형에 희망임금을 설명변수로 직접 넣는 것보다 희망임금과 잠재적 시장임금의 차이를 계산해 이를 설명변수로 넣는 것이 더 적절할 수 있다. 본 논고에서도 희망임금과 잠재적 시장임금의 차이를 계산해 설명변수로 넣어 보았지만 그 결과가 희망임금을 직접 넣은 경우와 사실상 동일했다. 이에 희망임금을 직접 설명변수로 넣은 경우만을 지면에 정리하였다.

다. 희망임금이 단일 변수로서 다음 기 취업률에 양의 관계를 가지는 것은 희망임금과 다른 설명 변수들 간에 공분산 혹은 상관관계가 존재하여 다른 설명변수들과 취업률 사이의 관계에 영향을 받기 때문인 것으로 보인다.

한편 여성의 경우에는 다른 설명변수가 통제되었는지의 여부와 관계없이 희망임금이 항상 다음 기 취업률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 희망임금이 유보임금과 관련된 변수일 경우에는 설명될 수 없는 현상일 뿐 아니라, 희망임금이 정확히 예측된 잠재적 시장임금이라고 보기도 어려운 결과이다. 따라서 여성은 자신의 잠재적 시장임금을 제대로 예측하지 못하고 있거나, 처음부터 여성 자신의 유보임금이나 객관적인 잠재적 시장임금 외에 다른 측면을 고려해 희망임금을 응답하고 있는 것으로 보인다.

이러한 결과는 여성이 희망임금을 응답할 때 자신의 임금함수를 남성과 유사하게 잘못 예측하고 있거나 의도적으로 자신이 정말로 '희망하는' 임금을 보고한다는 본 논고의 가설과 부합한다. 이 경우, 여성의 희망임금이 취업률에 양의 상관관계를 가지는 것은 다음과 같이 설명될 수 있다. 예를 들어, 앞서 여성의 희망임금이 나이(경력) 면에서 남성의 임금함수를 반영하고 있다는 점을 고려하면, 여성의 희망임금이 높다는 것은 그 여성이 긴 경력을 가진 남성과 비슷한 생산성을 보유하고 있다는 의미로 해석될 수 있다. 반면 실제 시장에서 여성 임금 및 유보임금이 나이(경력)면에서 상승하는 정도는 남성에 비해 상대적으로 낮으므로, 여성의 희망임금이 높다는 것은 자신의 생산성이 시장 임금에 비해 높다는 반증이 되고, 따라서 취업할 확률이 더 높아질 수 있다.

물론 이러한 해석은 충분히 자의적이며, 단적으로 말해 <표 14>의 결과는 여성의 희망임금 자료가 유보임금 혹은 잠재적 시장임금을 잘 대변하지 못한다는 사실만을 보여주는 것이다. 앞서도 언급되었지만, 본 논고의 해석이 얼마나 정확한지를 평가하기 위해서는 다른 형태의 분석이 추가적으로 이루어져야 할 것으로 보인다.

V. 결론

본 소고에서는 『한국노동패널』에서 유보임금과 관련된 자료를 측정하기 위한 일환으로 설계된 희망임금 변수에 대해서 해당 변수가 어떤 특성을 가지고 있는지, 그리고 희망임금을 어떤 개념으로 간주할 때 그러한 특성들이 일관되게 설명될 수 있는지를 설명하였다. 전반적인 분석 결과를 볼 때, 희망임금 변수는 유보임금이라고 생각하기에는 지나치게 높은 값을 가지고 있으며, 세부적인 특성들 또한 유보임금보다는 잠재적 시장임금에 더 가까운 것으로 나타났다.

특히 주목할 만한 부분은 남성과 여성의 희망임금 변수가 세부적인 면에서 서로 다른 경향성을 보였다는 점이다. 남성과 여성의 희망임금은 모두 분포가 시장임금과 유사하고, 수락임금 및 잠재적 시장임금과 양의 상관관계를 가지고 있었다는 점에서 본인들이 생각하는 임금 기대치를 일정정도 반영하고 있었다. 그러나 여성의 경우에는 희망임금과 잠재적 시장임금의 관계가 그렇게 강하게 나타나지 않았다. 또한 각 설명변수에 대한 세부적인 경향성을 살펴본 결과, 남성의 희망임금

함수는 유보임금보다는 잠재적 시장임금과 유사한 면모를 보인 반면, 여성의 희망임금 함수는 여성의 유보임금 및 잠재적 시장임금 양쪽과 모두 일치하지 않는 경향성을 보였고 오히려 남성의 임금 및 희망임금 함수와 유사한 것으로 나타났다. 마지막으로 남성의 경우 희망임금이 다음 기 취업에 영향을 미치지 않는 것으로 확인되어 희망임금이 잠재적 시장임금을 비교적 정확히 반영하고 있는 것으로 추측되었지만, 여성의 경우 희망임금이 높을수록 다음 기 취업확률이 높아지는 것으로 나타나 희망임금을 유보임금 혹은 객관적인 잠재적 시장임금으로 해석하기 어려웠다.

이러한 현상을 일관되게 설명하는 한 방법은 희망임금을 주관적으로 예측된 시장임금으로 생각하는 것이다. 이 시각에서 바라볼 때, 남성은 자신의 잠재적 시장임금을 비교적 정확하게 예측하고 있는 것으로 보이지만 여성은 자신의 임금함수를 정확하게 인지하고 있지 않고 상대적으로 남성의 임금함수를 더 많이 고려하여 잘못된 예측을 하는 것으로 생각된다. 이러한 현상이 발생할 수 있는 이유에는 여러 가지가 있겠지만, 본 소고에서는 그 중에서 두 가지 가능성을 생각해 보았다. 첫째로, 노동시장에 진입하는 사람 중 남성이 여성보다 많기 때문에, 여성이 임금에 대한 정보를 접할 때 남성의 임금에 대한 정보를 더 많이 얻을 가능성이 높다. 그 결과 자신의 임금을 추정할 때도 남성의 임금 정보를 이용하게 될 수 있다. 둘째로, 희망임금 항목이 본인이 '희망하는' 임금을 묻는다는 점을 고려할 때, 여성은 교육, 나이(경력) 측면에서 자신이 남성과 동일하게 보상받아야 한다고 생각하고 의도적으로 남성의 임금함수에 입각해 희망임금을 응답했을 수 있다. 남성과 여성의 임금 및 희망임금 함수를 모두 고려해 볼 때 첫 번째 설명이 보다 현 상황에 부합하는 것으로 생각된다.

희망임금 자료의 의미를 정확히 해석하기 위해서는 유보임금 및 잠재적 시장임금과 관련된 추가적인 자료를 조사 및 분석해야 할 필요가 있다. 예를 들어, Zoch(2014)의 분석을 참고할 때, 유보임금을 측정하기 위해서는 직접적으로 유보임금이 얼마인지를 묻는 것보다 특정 임금을 지불하는 직장에 취직할 의사가 있는지를 간접적으로 묻는 것이 더 효과적일 수 있다. 만일 『한국노동패널』에서도 이러한 문항을 통해 유보임금을 측정할 수 있다면 유보임금 및 잠재적 시장임금에 대한 보다 정확한 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 비단 간접적으로 측정된 자료가 보다 유보임금을 잘 측정할 가능성이 있을 뿐 아니라, 이렇게 얻어진 자료와 희망임금 자료를 비교하면 두 가지 서로 다른 자료가 각각 무엇을 의미하는지 좀 더 분명히 알 수 있을 것이다.

사실 희망임금 자료뿐만 아니라 유보임금과 관련된 많은 자료들은 일자리의 특성을 구체적으로 명시하지 않은 채 임금 액수만을 질문한다는 점에서 응답된 자료의 해석이 용이하지 않은 측면이 있다. 따라서 꼭 위와 같은 형태가 아니더라도 임금만으로 반영되지 않는 일자리의 특성들과 관련하여 실업자들이 어떠한 직장을 희망하는지 추가적인 정보를 얻을 수 있다면 희망임금을 보다 정확하게 분석하는 데 큰 도움이 될 것으로 생각한다. 예를 들어, 구직자가 기대하는 임금과 관련된 질문을 받았을 때 자신의 기대 근로시간을 어느 정도로 생각하는지에 따라 응답 액수는 크게 달라질 수 있으므로, 기대하는 임금을 시간 단위로 묻거나 희망 근로시간을 같이 조사한다면 보다 정확히 구직자가 희망하는 임금을 측정할 수 있다. 그 외에도 구직자가 기대하는 노동강도나 복지수준 등 여러 측면에서 추가적인 자료를 얻을 수 있다면 유보임금과 관련된 자료의 분석에 많은 도

움이 될 것이다.

『참고문헌』

남국현(2013), 「저출산, 기혼여성의 노동공급 및 희망임금에 관한 세 논문」, 서울대학교 경제학부 대학원 박사학위논문

안성서(2013), 「우리나라 노동시장에서 유보임금의 결정에 관한 연구」, 서강대학교 경제학과 대학원 석사학위논문

조우현(1995), 「청년층 노동자의 고용문제와 실업확률의 결정요인 분석」, 『노동경제 논집』 제18권, 107-128

Zoch, A.(2014), “How reliable are responses to survey questions about reservation wages? - The case of young South Africans”, CSAE Conference 2014

Kingdon, G. & Knight, J.(2001), “What have we learnt about unemployment from microdatasets in South Africa?”, *Social Dynamics*, 27(1), 79-95

Nattrass, N.(2002), “Unemployment, employment and labour force participation in Khayelitsha/Mitchell’s Plain”, *CSSR Working Paper*, 133