

勞 動 經 濟 論 集
第40卷 第2號, 2017. 6. pp.31~68
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

부업 참여 및 부업 근로시간의 결정요인: 기혼자를 중심으로

임 용 빈 * · 최 형 재 **

본 연구는 그동안 우리나라에서는 연구가 상대적으로 미진하였던 부업에 관한 실증분석을 수행하였다. 25세부터 65세까지의 유배우자 임금근로자를 대상으로 분석한 결과, 부업 참여율은 1.4% 정도이고, 부업 참여자들은 주업에서 주당 40시간, 부업에서 20시간 등 주당 총 60시간의 장시간 근로를 하고 있는 것으로 나타났다. 부업 참여에 대한 고정효과 로짓 모델의 추정 결과에서는 주업의 시간당 임금 및 근로시간이 부업 참여에 부정적인 영향을 미치며, 주업의 일자리 안전성이 하락할수록 부업 참여 확률이 높아지는 것으로 분석되었다. 부업의 근로시간에 대한 고정효과 모형 분석 결과에서는, 주업의 근로시간은 부업의 근로시간에 부정적인 영향을 미치지만 주업의 임금은 부업의 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 흥미롭게도 부업의 임금이 증가할수록 부업의 근로시간은 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 장시간 근로를 하고 있는 부업 근로자들의 상황 때문인 것으로 보인다.

주제어 : 부업, 일자리 포트폴리오 모델, 표본선택, 고정효과 모델

논문 접수일: 2017년 6월 9일, 논문 수정일: 2017년 6월 21일, 논문 게재확정일: 2017년 6월 22일

* (제 1저자) 한국보건사회연구원 연구원 (inter3874@naver.com)

** (교신저자) 고려대학교 공공정책대학 경제통계학부 교수 (hchoi5@korea.ac.kr)

I. 서론

우리나라의 노동시장 구조가 복잡화되고 유연성(flexibility)이 심화되면서 고용의 형태도 점점 다양화되는 양상이다. 또한, 노동시장 유연성이 경제의 일자리 창출 능력 감소와 맞물려 기존의 평생직장에 대한 의미가 점점 약화되고 있고, 일자리 안전성(security)은 감소하는 반면 미래 불확실성은 증가하고 있다. 이에 따라 소득과 소비의 안정성을 확보하기 위해 각 개인들은 노동시장에 있어 다양한 대비책을 강구할 필요성이 늘어나고 있다. 주된 일자리에서의 고용불안정성을 해소하고 보다 높은 수준의 소득을 영위하기 위해 개별 근로자들이 취할 수 있는 노력 중의 하나는 추가적인 일자리 또는 부업을 갖는 것이다. 즉, 현재의 주된 일자리가 근로시간에 제약이 있거나 희망하는 수준보다 낮은 임금을 지급하는 등의 이유로 충분한 소득을 보장하지 못할 경우 개인들은 추가적인 일자리를 통해 소득을 보충하려고 할 것이다. 부업은 단순히 이러한 금전적인 동기뿐만 아니라 자아성취 또는 취미활동과 같은 다양한 비금전적인 목적 실현을 위한 수단으로도 활용될 수 있다. 따라서 부업에 대한 수요는 항시적으로 존재할 수 있고 경제구조의 불확실성 증가에 따라 향후 증가해 갈 것으로 예상된다. 부업은 해외에서는 상당히 일반화되어 있고, 부업이 노동시장에서 차지하는 위치나 노동시장에 미치는 영향의 중요성을 감안하여 부업에 대한 논의가 1980년대부터 집중적으로 이루어졌고 일정 정도의 연구가 축적되었다. 그러나 국내에서는 부업에 관한 관심과 연구가 매우 제한적이며 그동안의 노동시장에 대한 분석 및 노동시장정책들은 주로 주된 일자리를 중심으로 이루어져 온 것이 사실이다. 이러한 현실에서 본 연구는 그동안 상대적으로 연구가 부진했던 부업에 관한 분석을 수행함으로써 노동공급 관련 기존 연구에 차별적인 기여를 하고자 하며 효과적인 노동시장 정책 수립·운영에 시사적인 정보를 제공하고자 한다.

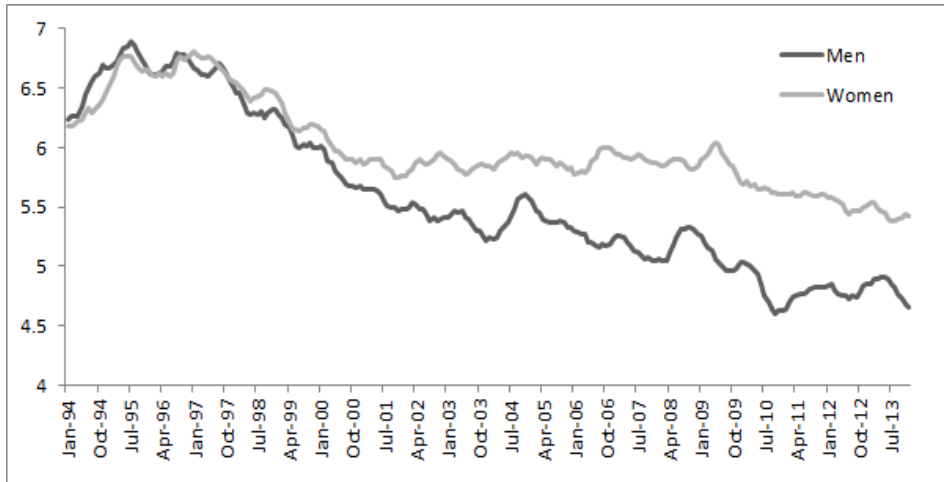
부업에 대한 명확한 하나의 정의는 존재하지 않지만, 두 가지 이상 일자리를 동시에 가지고 있는 사람이 ‘주된 일자리 이외에 추가적인 소득활동을 위해 종사하는 추가적인 일자리’ 정도로 정의되고 있다(정성미, 2017; 최효미, 2005). 따라서 부업의 정의는 주된 일자리에 대한 정의를 우선적으로 필요로 하는데, 다수의 일자리 중 주된 일자리

는 통상적으로 ‘가장 긴 시간 동안 일하는 일자리’로 간주되고 있다(정성미, 2017). 부업에 대한 통계를 작성하거나 분석할 때 현실적으로 직면할 수 있는 문제는 부업을 하고 있다고 간주되는 대상의 범위에 관한 부분이다. 예를 들어, 한 근로자가 두 개의 일자리를 동시에 가지고 있다고 할 때 두 일자리가 모두 임금근로 형태일 경우에만 부업을 하는 경우로 인정할 것인지, 아니면 두 일자리가 모두 비임금근로 형태인 경우도 부업을 하는 경우로 간주할 것인지에 관한 판단이 필요한 것이다. 이러한 판단은 연구자 또는 연구 목적에 따라 달라질 수 있겠지만, 기존의 연구에서는 대부분 두 일자리가 모두 임금근로인 경우이거나 아니면 최소한 주된 일자리는 임금근로인 경우로 한정(즉, 두 일자리 모두 비임금 일자리인 경우는 제외)하여 분석하고 있다.¹⁾ 그 한 이유는 이론적 예측과 관련된 것으로서, 부업의 결정요인 또는 부업 근로시간 관련 이론 모델에서는 부업 참여 여부나 부업의 근로시간이 주업의 임금이나 소득 및 고용형태, 그리고 부업 시 예상되는 임금 등에 의해 어떻게 영향을 받는지를 분석하고 있기 때문에 이론의 시사점을 실증분석하기 위해서는 필연적으로 분석대상을 최소한 주된 일자리가 임금근로 형태인 경우로 한정해야 하기 때문이다. 이러한 현실적인 필요성에 근거하여, 본 연구에서도 분석대상을 주된 일자리가 임금근로자인 경우로 한정하여 부업의 결정요인과 근로시간을 분석한다.

부업에 관한 연구가 지닌 시의성 및 중요성은 다음과 같은 몇 가지 측면에서 살펴볼 수 있다. 먼저, 앞에서 언급한 대로, 산업구조의 급속한 변화와 이로 인한 경제 전반의 불확실성 심화, 그리고 노동시장에서의 유연성 확대와 이로 인한 일자리의 안전성 저하 등의 이유로 보다 안정적인 수입 확보를 목적으로 한 주업 이외의 추가적인 일자리에 대한 수요가 증가하고 있는 상황에서 부업 참여 결정요인 및 부업의 근로시간에 대한 분석은 안정적인 노동시장 운영 및 효율적인 자원배분을 위해 매우 중요한 정책적 시사점을 제공해 줄 수 있다. 최근 직장인 1,087명을 대상으로 부업(투잡)에 대한 의향을 조사한 온라인 취업포털 사람인(Saramin)(2016)의 조사 결과에 따르면, 응답자 중 73.8%가 부업 참여를 희망하고 있는 것으로 나타났는데, 비록 표본의 대표성을 고려한 엄밀한 조사는 아닐지라도, 이러한 조사 결과는 부업에 대한 수요가 적지 않으며 향후 지속적으로 확대될 수 있음을 시사한다. 따라서 부업 참여 희망자들 및 이들의 부업

1) 경제활동인구조사에서도 2003년부터 부업에 대해 조사하기 시작하였는데, 주된 일 외에 수입을 목적으로 일을 한 경우를 부업이라고 간주하고 있으며, 비임금근로 형태로만 일을 할 경우는 부업 조사에서 제외하고 있다(정성미, 2017).

[그림 1] 미국의 성별 부업 참여자 추이(1994~2013년)



자료 : Lalé Etienne (2015), 'Multiple jobholding over the past two decades.'

결정요인에 대한 분석은 개별 근로자들 및 노동시장 정책당국에 중요한 시사점을 제공해 줄 수 있다.

부업에 대한 이러한 관심뿐만 아니라 실제로 부업에 참여하고 있는 근로자의 수 및 부업 일자리가 경제 전체에서 차지하는 비중 또한 부업에 대한 심층적인 연구가 필요한 충분한 이유가 될 수 있다. 부업 활동은 특히 해외 국가들에서 상당히 활성화되어 있는 것으로 보고되고 있는데, 먼저 유럽 나라들을 살펴보면, 독일의 경우 1990년대 초반에 부업에 참가하는 근로자 비율이 전체 취업자의 6~7% 정도로 낮아지기는 했지만 그 이전(1980년대 중반)에는 그 비율이 9% 정도까지 이르렀던 것으로 조사되었으며 (Schwarze & Helberger, 1987; Schwarze, 1991; Schupp et al., 1997; Schwarze, 1997; Schwarze & Heineck, 1999; Schwarze & Heineck, 2001), 영국에서는 1991년에서 1998년 동안 그 수치가 8-10%에 달했던 것으로 보고되었다(Bell et al., 1997; Böheim & Taylor, 2003). 캐나다, 미국 등 북미권 국가들의 부업 활동 참가율은 독일이나 영국보다는 낮지만 여전히 상당수 근로자들이 부업 활동을 영위하고 있는 것으로 조사되었다. 예를 들어, 캐나다의 경우 1970년대까지만 해도 2%대 수준이던 부업 참가율이 1997년에는 5% 수준으로 지속적으로 증가한 것으로 보고되었으며(Sussman, 1998), 미국에서는 1997년에 5.2%였던 부업 참가율이 1990년대 들어서는 6%를 상회하는 것으로 보고되었다(Stinson, 1997; Campbell, 2003). 한편, 미국 노동통계청(Bureau of Labor Statistics)에

서는 1994년부터 경제활동인구조사(Current Population Survey)의 조사항목에 부업에 관한 문항을 추가하여 부업 통계를 작성해 왔는데, 최근까지 조사된 부업 참여율의 흐름을 보면(그림 1 참조), 1990년대 중반에 6%대 후반에 이르렀던 부업 참여율이 이후 지속적으로 하락하는 추세를 보이지만 2010년대에 이르러서도 그 비율이 5% 이상으로 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. [그림 1]에서도 살펴볼 수 있는 바와 같이, 미국 부업 참여율의 특징 중 하나는 남성보다는 여성 근로자에게서 부업 참여율이 높다는 것이며, 이러한 현상은 이전의 연구들(Stinson, 1997; Sussman, 1998)에서도 동일하게 관찰된 바다.

해외 나라들에서 부업 활동이 상당히 보편화되어 있는 모습을 보이는 이유는 아마도 상대적으로 유연한 노동시장 구조적 특징과 깊게 연관되어 있기 때문인 것으로 추측해 볼 수 있다. 이들 나라들에서는 높은 부업 참여율로 인해 노동시장 전체 노동공급(근로시간)에서 부업 근로시간이 차지하는 비중도 상당히 높은 것으로 추정되었는데, Paxson and Sicherman(1996)의 연구에 따르면, 1970년대 후반과 1980년대 중반 미국 전체 총 근로시간 중 부업 활동을 통한 근로시간이 17% 정도나 차지하는 것으로 분석되었다.

우리나라의 부업 참여율은 앞에서 살펴본 해외 국가들에 비해 상대적으로 낮은 것으로 보고되고 있다. 「2006년 대졸자 직업이동 경로조사」 자료를 바탕으로 신규 대졸자(전문대 포함)들의 부업 활동을 분석한 문광수 외(2009)의 연구에 따르면, 졸업 후 3년까지 추적 조사된 대졸 정규직 근로자 중 3.03%가 두 개 이상의 직업에 종사하고 있는 것으로 보고되었다. 경제활동인구조사 자료를 이용하여 다른 학력계층까지 포함한 보다 전체적인 부업에 관한 통계를 분석한 정성미(2017)의 연구에 따르면, 2003년부터 2016년까지의 기간 중 미국발 경제위기가 있었던 2008년을 제외하고는 전체 취업자 중 1.5~2% 정도가 2개 이상의 일자리를 가지고 있는 것으로 나타났다(<표 1> 참조). 또한, 2014년 한국산업안전보건공단의 근로환경조사에서도 비슷한 결과가 도출되었는데, 급여소득이 있는 근로자 중 대략 1~3% 정도가 정기·비정기적으로 다른 일을 하며, 부업근로자의 주당 평균 근로시간은 10~-19 시간이 가장 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다.²⁾

2) 근로환경조사의 원자료를 이용하여 저자들이 분석한 결과이다.

〈표 1〉 부업이 있는 취업자(일자리 2개 이상) 및 주된 일자리가 1개인 취업자 추이

(단위 : 천 명, %)

연도	취업자	일시휴직자	부업이 있는 사람 (일자리가 2개 이상)	주된 일자리 1개
2003	22,139	284 (1.3)	329 (1.5)	21,526 (97.2)
2004	22,557	313 (1.4)	420 (1.9)	21,824 (96.8)
2005	22,856	332 (1.5)	431 (1.9)	22,093 (96.7)
2006	23,151	320 (1.4)	389 (1.7)	22,441 (96.9)
2007	23,433	330 (1.4)	355 (1.5)	22,748 (97.1)
2008	23,577	349 (1.5)	318 (1.3)	22,911 (97.2)
2009	23,506	364 (1.5)	396 (1.7)	22,746 (96.8)
2010	23,829	373 (1.6)	434 (1.8)	23,022 (96.6)
2011	24,244	420 (1.7)	440 (1.8)	23,384 (96.5)
2012	24,681	410 (1.7)	446 (1.8)	23,825 (96.5)
2013	25,067	411 (1.6)	429 (1.7)	24,227 (96.7)
2014	25,599	410 (1.6)	421 (1.6)	24,769 (96.8)
2015	25,936	403 (1.6)	430 (1.7)	25,103 (96.8)
2016	26,235	411 (1.6)	406 (1.5)	25,419 (96.9)

주 : () 안은 취업자 중 비중.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료, 각 연도.

참고: 정성미(2017)의 <표 1>(p.55)을 인용함.

이처럼 부업 활동이 전체 노동시장에서 차지하는 비중이 적지 않은데도 불구하고 그동안 우리나라에서는 부업에 관한 연구가 미흡한 실정이고, 노동공급에 관한 연구나 노동시장 정책들도 대부분 주된 일자리에 초점을 맞추고 있는 것이 현실이다. 그러나 부업의 현실 및 가능성을 고려했을 때의 노동공급의 탄력성 또는 노동시장 정책의 효과는 부업을 고려하지 않았을 때와는 매우 상이할 가능성이 있다. Conway and Kimmel(1998)이 지적하고 있듯이, 부업을 고려하지 않는다면 현재 일자리에서의 노동공급은 임금 변화에 대해 별로 민감하게 반응하지 않겠지만(즉, 비탄력적), 부업을 고려하게 된다면 현재 일자리에서의 노동공급은 임금 변화에 탄력적으로 반응하게 될 수 있을 것이다. 또한, 시장임금의 변화에 대해 부업 참여 및 근로시간이 어떻게 반응하는지를 고찰하는 것은 노동시장 전체 노동공급의 변화를 예측하는 데 있어서도 중요한 일이기 때문에 정책적으로 큰 의미를 가질 수 있다.

본 연구는 부업이 가진 이러한 중요성과 의의를 바탕으로 그동안 연구가 상대적으로

미진한 부업에 대한 연구를 수행하고자 한다. 구체적으로 본 연구에서는 부업 참여와 부업에서의 근로시간을 결정하는 요소들을 주된 일자리 특성들(임금, 근로시간, 고용안전성 등), 부업에서의 예상임금, 기타 개인 및 가구 특성들 측면을 중심으로 파악하고자 한다. 실증분석은 기존 이론들에서 제시되었던 내용 및 가설에 기반을 둘 것이며, 특히 종단면 자료(한국노동패널 조사)를 활용한 패널데이터 분석을 수행함으로써 대부분 횡단면 자료에 기초한 기존의 연구들이 지닌 부업 참여의 선택성 문제(selection problem) 및 내생성(endogeneity) 문제를 추가적으로 해결하고자 한다. 이러한 패널데이터 분석은 방법론 측면에서 본 연구가 부업 관련 기존 연구에 차별적으로 기여할 수 있는 부분이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 부업과 관련한 이론과 기존 실증분석 결과를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 부업 참여와 부업 근로시간 결정요인들 분석하는 방법을 회귀모형 중심으로 설명한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 실증분석에서 사용되는 자료의 최종표본 추출과정과 기초통계량을 살펴보고, 제Ⅴ장에서는 최종표본을 대상으로 실증분석한 결과를 설명하고, 마지막으로 제Ⅵ장에서는 연구 결과를 종합적으로 정리하며 그 시사점들에 대해 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경과 기존 연구

부업 근로에 대한 이론적 연구는 Shishiko and Rostker(1976)가 효시 역할을 하였고 O'Connell(1979) 등이 체계화하였으며, 이후 부업 근로 참여 동기에 대한 다양한 가정들을 추가로 모형에 고려하면서 확장되어 왔다. 부업 근로에 관한 초기 모델들은 전통적인 노동공급 결정 이론에 근로시간 제약을 도입하여 부업 참여 및 부업에서의 근로시간 결정을 모델화하였다. 이들 연구의 기본적인 아이디어는, 현재의 주된 일자리에서 근로시간이 계약조건 등에 따라 제한되어 효용을 극대화하는 최적 근로시간보다 적게 일할 수밖에 없는 근로자들(hour-constrained worker)은 주업 이외에 또 다른 일자리를 통해 추가적인 소득활동을 함으로써 부족한 소득을 보충하려고 한다는 것이다.

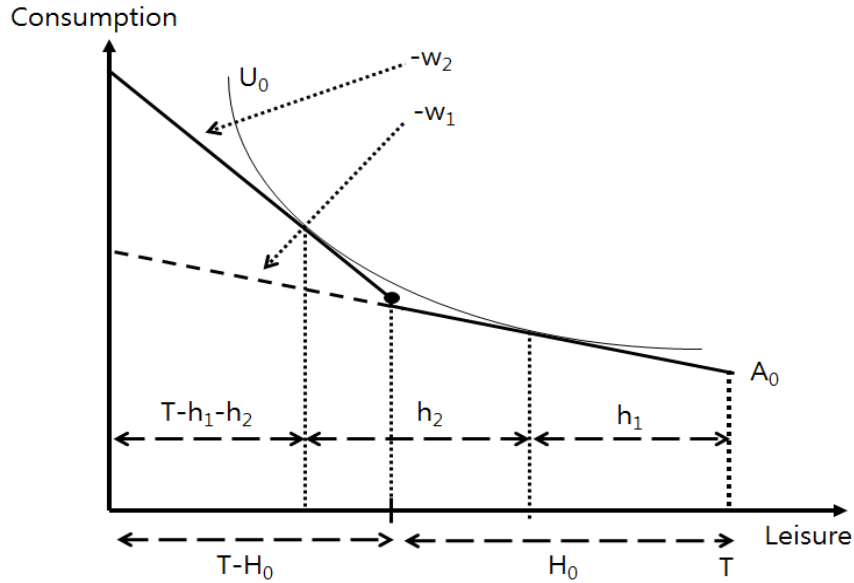
부업 참여 및 근로에 대한 이들 초기의 전통적인 이론을 그림으로 설명하면 [그림 2]와 같다. 먼저, 주된 일자리에서의 시간당 임금을 w_1 이라고 하고, 주어진 총 가용시간을 T 라고 하며, 총 가용시간은 여가와 근로 두 가지로만 활용된다고 하자. 만약 근로시

Shishiko and Rostker(1976)는 이상의 내용을 설명해주는 이론 모델을 세우고 비교정태 분석을 통해 부업 근로시간과 관련한 몇 가지 검증 가능한 가설들을 도출하였는데, 3) 도출된 가설에 따르면, 먼저, 부업 일자리에서의 임금 증가가 부업의 근로시간에 미치는 영향은 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 의해 결정되기 때문에 사전적으로 알 수 없고($\frac{\partial h_2}{\partial w_2} < 0$); 여가가 정상재(normal goods)라고 가정할 때, 주된 일자리에서의 임금은 부업의 근로시간에 음(-)의 영향을 미치며($\frac{\partial h_2}{\partial w_1} < 0$); 부업 일자리에서 제시된 임금이 주된 일자리에서의 임금보다 낮을 경우 주업에서의 근로시간은 부업의 근로시간에 음(-)의 영향을 미치고($\frac{\partial h_2}{\partial H_1} < 0$), 반대로 부업 일자리에서 제시된 임금이 주된 일자리에서의 임금보다 높은 경우에는 주업의 근로시간이 부업의 근로시간에 미치는 영향은 사전적으로 판단하기 어렵다. 마지막으로, 불로소득(non-labor income)은 소득효과를 발생시켜 부업의 근로시간을 줄이는 방향으로 영향을 미친다.

부업 활동은 반드시 주된 일자리에서 근로시간이 제약되어 있을 경우에만 발생하는 것은 아니다. 예를 들면, 상대적으로 근로시간에 제약이 없는 대학교수들의 경우 외부에서 시간당 보수가 높은 컨설팅이나 강연 활동을 수행하는 것을 종종 발견할 수 있다. 실제로 부업을 희망하고 있거나 참여하고 있는 개인들을 대상으로 한 대부분의 설문에서는, 비록 다수의 사람들이 주업에서의 근로시간 제약이나 소득불충분을 부업 참여의 가장 중요한 이유로 들고 있기는 하지만, 여전히 적지 않은 비중이 다른 동기로 부업 참여를 희망하거나 참여하고 있는 것으로 조사되고 있다(사람인, 2016; Kimmel & Powell, 1999; Stinson, 1990; Cohen, 1994; Sussman, 1998; Averett, 2001). 이처럼 주된 일자리 근로시간 제약에 구속되지 않는(hour non-constrained) 근로자들의 부업 참여는 다음(그림 3)을 통해 살펴볼 수 있다. 앞에서와 같이 주된 일자리의 임금이 w_1 이고 H_0 시간까지 일을 할 수 있는 상황이라고 가정하자. 이 경우 여가와 소비에 대한 선호가 그림에서의 무차별곡선 형태로 주어질 경우 해당 근로자는 H_0 보다 짧은 h_1 시간만 주된 일자리에서 일하는 것이 최적인 상황이 된다. 이때 만약 외부의 추가적인 일자리에서 제시되는 임금이 w_2 정도로 충분히 높다면 이 근로자는 부업에 참가하여 해당 부업에서 h_2 시간을 일하게 될 것이다.

3) 자세한 이론 모형 및 비교정태 분석의 결과는 Shishiko and Rostker(1976)의 Table 2(p.305)에 잘 정리되어 있다.

[그림 3] 주된 일자리 근로시간에 제한이 없는 근로자의 부업 참여



참고: Dickey et al(2009)의 Figure.2를 재구성.

그러나 부업 활동 참가가 [그림 3]에서와 같이 설명되기 위해서는 주업과 부업은 서로 이질적인(heterogenous) 일자리라는 가정이 필요하다. 왜냐하면, 만약 근로시간 제약에 큰 제한이 없는 두 일자리가 서로 동질적인(homogeneous) 일자리라면 두 일자리 중 높은 임금을 제시하는 한 일자리에서만 더 긴 시간 동안 일하는 것이 더 합리적이기 때문이다. 현실에서 모든 일자리들은 임금뿐만 아니라 일자리의 안전성, 작업장 위험도, 각종 부가급여 등 다양한 측면에서 서로 다른 ‘질’적 특성을 가지고 있다. 근로자는 일자리 선택에 있어 임금뿐만 아니라 이러한 다양한 일자리 특성들을 종합적으로 고려하게 되며, 부업 참여 및 부업 근로시간 결정에 있어서도 이러한 일자리 간 이질성을 고려하는 것이 보다 엄밀하게 인과관계를 밝혀줄 수 있는 방법일 것이다(Conway & Kimmel, 1998; Böheim & Taylor, 2004). 이러한 인식 하에서는 서로 다른 두 가지 이상의 일자리를 동시에 갖는 행위는 일종의 일자리 포트폴리오를 구성하는 동기(job portfolio motive)로 간주될 수 있다(Rena & Oaxaca, 2006). Conway and Kimmel(1998)은 일자리 간 이질성을 고려하여 부업 참여와 근로시간을 실증분석하였고, 비슷한 맥락에서 Schwarze(1991)와 Heineck & Schwarze(2004)는 주된 일자리에서의 일자리 안전성, 근로환경 등 일자리의 ‘질’이 부업 참가에 어떠한 영향을 미치는지를 모델화하여 분석하

였다. 이 밖에도 개인들은 부업을 새로운 직장을 탐색하거나 창업 또는 취미를 목적으로 활용할 수도 있고, 보다 유연한 근무시간을 유지하기 위한 목적으로도 부업을 활용할 수 있다(Dickey et al., 2009). 또한, 가구적 배경 역시 부업 결정에 있어 중요한 역할을 할 수 있는데, 예를 들어 남편의 부업 참가와 배우자의 경제활동참여는 서로 대체 관계에 있을 수도 있다(Paxson & Sicherman, 1996).

이상에서 언급된 부업과 관련된 기존 이론 및 연구에서 제시되고 있는 중요한 부업 참가 및 부업 근로시간 결정요인들을 종합하여 주업의 특성(임금, 근로시간, 일자리 안전성 등), 부업 일자리의 특성(부업의 예상임금, 가구적 배경(배우자의 경제활동, 자녀 수, 자산 등), 기타 개인적 특성(성별, 나이, 학력, 경력 등)의 임금 및 생산성에 영향을 미칠 수 있는 특성)으로 나누어 볼 수 있으며, 이들 변수들을 활용하여 부업 활동에 관한 이론적 시사점을 실증분석한 연구들의 결과들을 정리해 보면 다음과 같다.

먼저, Shishko and Rostker(1976)는 근로자들이 현재의 주된 일자리에서 허용된 최대 근로 가능 시간이 효용을 극대화하는 최적 근로시간보다 적은 근로시간 제약(hour-constrained) 하에 있다고 가정하고 부업 결정에 관한 이론모형을 세웠으며, 이를 토대로 부업에 참여하는 표본을 대상으로 부업의 근로시간에 대한 결정요인을 분석함으로써 이론의 시사점을 검증하고자 하였다. 이를 위해 이들은 부업의 임금, 주업의 근로시간과 임금, 비근로소득을 주요 설명변수로 하여 부업 근로시간을 회귀분석하였으며, 분석 결과 주업의 근로시간과 임금이 부업의 근로시간에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타나 이론적 예측을 뒷받침해 주었다.

부업에 참여하는 동기를 주업에서의 시간 제약 및 임금에서 나타나지 않는 수익과 비용의 차이에서 찾은 Conway and Kimmel(1998)은 부업에 참여하는 근로자의 임금방정식을 추정하여 모든 근로자가 부업에 참여한다는 가정 하에 부업에 참여할 요인과 부업 근로시간의 탄력성을 분석하였다. 분석 결과, 대부분의 근로자가 주업에서 근로시간의 제약 하에 있는 것으로 나타났으며, 남성 근로자의 주업에서의 노동공급은 부업을 고려하였을 때 임금에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다. Renna and Oaxaca(2006)는 Stone-Geary 효용함수를 활용하여 이론 모형을 세우고 이를 통해 부업과 주업의 근로시간이 임금 및 비근로소득 등을 통해 서로에게 영향을 미치는 상호의존적 관계를 갖는다고 주장하며 부업과 주업의 근로시간을 연립방정식 모형으로 추정하였다. 그 결과, 임금에 대한 근로시간의 탄력성이 주업에서보다 부업에서 더 높으며, 부업의 임금이 증가하더라도 주업의 임금이 비례하여 증가하게 된다면 부업의 노동공급은 변

화하지 않는 것으로 분석되었다. Krishnan(1990)은 부업 참여 결정요인으로 가구적 특성, 특히 배우자의 경제활동참여 여부 및 임금에 초점을 맞추고 인과관계를 실증분석하였는데, 그 결과 배우자의 경제활동 및 소득이 근로시간에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

부업은 특정 직업 또는 산업 분야에서 근무하는 노동자들에게서 더 빈번하게 관측될 가능성이 있는데, 미국 델라웨어 지역 교사들을 대상으로 부업 활동을 설문조사한 Raffle and Groff(1990)는 교사들은 직업의 다양성이나 교사활동 은퇴 이후의 생활에 대비하려는 목적보다는 현재의 생활수준을 유지하기 위한 동기에서 부업에 참여하고 있으며, 근무 지역에 연고가 없을 경우 부업에 참여할 확률이 높아진다는 점을 발견하였다. Dickey et al.(2009)은 영국에서 석유 가스 업종에 종사하는 노동자를 대상으로 설문을 실시하였는데, 이들 업종은 단일 근로시간을 적용하는 경향이 높기 때문에 개인마다 부업에 대한 참여 동기가 달라질 수 있어 부업의 동기를 분석하는 데 매우 유효한 업종이다. 이들은 부업 참여 결정요인으로 사업장의 특성, 육지 지역과 해안 지역 근무 여부, 근로환경 안전성, 직장안전성을 고려하였는데, 분석 결과, 직장안전성이 낮은 근무자가 부업에 참여할 요인이 큰 것으로 나타났다. Panos et al.(2011)은 이직결정 과정에서 부업의 역할을 연구하였는데, 이직을 고려하고 있는 사람들 중 자영업으로 전환하기를 고려하고 있는 사람들의 부업 참여 경향이 상대적으로 높은 것으로 분석되었다.

이렇듯 해외에서는 부업에 대한 다양한 관점과 관련 주제를 통해 많은 연구가 이루어져 왔지만 우리나라에서는 부업에 대한 연구가 상대적으로 부족한 편이다. 부업(아르바이트)에 대한 일부 연구가 있으나 이는 청소년과 대학생들과 같이 주로 학업에 매진하는 세대들이 부수적으로 노동에 참여하는 요인에 관한 연구가 주를 이루고 있다(유진이, 2008; 유성렬, 2010; 이기혜 외, 2016). 최효미(2005)는 통계청의 경제활동인구조사 및 KLIPS의 직업력 데이터를 활용하여 2개 이상의 일자리를 가진 사람들의 비중을 비교하였고, 그 결과 우리나라 부업 참여율은 1.8~2.6% 정도로 미국에 비해 무척 낮다는 점을 밝혀내었는데, 이는 우리나라 직장인들이 부업을 희망하는 정도에 비해 실제로 부업 활동을 수행하는 경우는 매우 적다는 것을 시사해준다. 문광수 외(2009)는 한국고용정보원의 2006년도 대졸자직업경로조사(GOMS)를 통해 대졸자 정규직의 투잡 여부를 분석하였는데, 그 결과 주 근무지에서의 직무적합도 및 직업만족도가 낮을수록 부업에 참여할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 분석대상을 고학력 청년층으로 한정하였다는 점, 그리고 기본적으로 횡단면 자료에 기반하고 있는 추정방법이 개인들 간

이질성과 이로 인해 발생할 수 있는 내생성 문제를 제대로 해소하지 못하기 때문에 엄밀한 인과관계 추정이 어렵다는 점 등은 이 연구가 가지는 한계점이다.

Ⅲ. 분석방법

본 연구는 부업에 관한 분석을 부업 참여와 부업에서의 근로시간 결정 두 가지로 나누어 진행한다. 부업 참여와 부업에서의 근로시간을 설명하기 위하여 본 연구에서는 부업과 관련하여 제시되었던 기존의 이론과 가설을 기반으로 결정요인 변수들을 구성하여 기존 이론들을 검증하고 각종 탄력성의 크기를 추정해보고자 하였다. 본 연구에서 사용하게 될 추정 모형을 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

먼저, 관측되는 부업 참여 여부(D_{2it})는 부업으로부터 얻을 수 있는 순효용(net utility)과 같은 비관측(unobserved) 잠재변수(latent variable) y_{it}^* 에 의해 결정될 것이며, 이 잠재변수는 주업 및 부업의 특성, 그리고 개인 및 가구 특성 등 다양한 요인들(X_{it})에 의해 영향을 받을 것이다.

$$y_{it}^* = X_{it}\alpha + u_{it} \quad (1)$$

$$D_{2it} = 1[y_{it}^* > 0] \quad (2)$$

여기서 $1[\cdot]$ 은 괄호 안의 조건이 성립하는 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 가지도록 하는 지시함수(indicator function)이다.

X_{it} 에 포함되는 설명변수들은 기존 부업 관련 기존 이론 및 실증분석에서 고려된 부업 참여 및 근로시간 결정요인들을 종합적으로 포함하며, 여기에는 주업의 특성들(주업의 시간당 임금, 근로시간, 고용형태, 종사상 지위, 산업 등), 부업의 특성(예상 시간당 임금), 가구의 특성들(배우자의 경제활동 유무 및 일자리 특성들, 가구소득 및 자산 등), 그리고 기타 개인적 특성들(성별 학력, 경력, 자녀 수 등)이 포함된다. 또한, 거주 지역의 노동시장 또는 거시경제 특성을 고려하기 위해 거주 지역에 대한 더미변수를 포함하며, 각 시점에서의 특수적인 경기 상황의 효과를 제거하기 위해 연도 더미변수도 포

함한다. 주업 및 부업의 특성들은 기존의 이론 모델들을 통해 공통적으로 시사된 부업 참여 및 근로시간에 영향을 미치는 주요한 변수들이며, 본 연구에서도 이들 변수들의 영향에 중점을 두고 분석을 할 것이다. 가구 특성 중 배우자의 경제활동 상황 및 일자리 특성 변수들은 부업 참가 및 근로시간 결정에 있어 배우자의 소득활동과 배우자의 일자리 특성들이 중요한 역할을 한다는 Krishnan(1990)의 연구를 반영하여 포함하였다. 기타 가구소득 및 자산, 자녀의 존재, 학력이나 지역 노동시장 상황 등은 부업 참여를 결정할 의중임금(reservation wage)에 유의한 영향을 미치는 변수들로 고려되고 있기 때문에 포함하였다.

식 (2)는 종속변수가 0과 1의 두 가지 값을 가지므로 이변량(binary) 종속변수 모델로 추정할 수 있는데, 본 연구에서는 로짓(logit) 모형을 사용한다. 여기에서 부업 설명이 필요한 부분은 부업 시의 (시간당) 임금인데, 부업에 참여하느냐 여부는, 다른 조건이 동일하다면, 부업에 참여할 때 받을 것으로 ‘예상되는’ 임금의 크기에 영향을 받을 것이기 때문에 실제임금이 아닌 ‘예상임금’을 활용해야 한다. 이를 위해 본 연구에서는 첫 번째 단계에서 Heckman(1979)의 표본선택 모형에 기반하여 부업 시의 예상임금을 각 표본에 대해 추정하는데, 이를 위해 먼저 부업 참여 여부에 관한 선택식(selection equation)을 추정하고 이들 추정치를 기반으로 계산된 Inverse Mills Ratio를 임금방정식의 설명변수에 포함하여 추정한 다음, 임금방정식 추정치를 활용하여 각 개인들의 예상임금을 계산하였다. 부업 참여 여부에 관한 선택식 추정을 위해서는 식 (1)에 포함된 변수들을 포함함으로써 모형을 식별하고 임금함수 추정 시 Inverse Mills Ratio를 포함함으로써 표본선택 편의(selection bias)를 제거하고자 하였다.

다음으로, 부업에 참여하고 있는 사람들을 대상으로 부업의 근로시간(h_{2it})에 대한 회귀분석을 수행하였는데, 이때 사용되는 설명변수들은 식 (1)에서와 동일하나, 부업 참여에서의 자기선택성(self selection)을 고려하여 앞에서 구한 Inverse Mills Ratio(IMR)를 추가함으로써 추정에 있어 선택편의를 제거한다.

$$h_{2it} = X_{it}\beta + IMR_{it} + e_{it} \quad (3)$$

부업과 관련된 기존의 연구들은 거의 대부분 횡단면 자료를 활용하였다(Renna & Oaxaca, 2006; Conway & Kimmel, 1998; Shishko & Rostker, 1976; 문광수 외, 2009 등). 그러나 횡단면 자료에 기초한 회귀계수 추정량은 개인들 간의 이질성, 특히 관찰되지 않은 특성들로 인해 편의를 가지기 쉽다. 이는 표본의 선택성과는 또 다른 문제이다.

예를 들어, 개인들의 능력이나 자질 또는 성취동기 등 비관측(unobserved) 특성들은 임금이나 경력(또는 근속연수) 등 노동시장 성과에 영향을 미칠 중요한 변수들이면서 동시에 모형에 포함된 설명변수들과 밀접한 관계를 가지기 마련인데(즉, $cov(X_{it}, u_{it}) \neq 0$ 또는 $cov(X_{it}, u_{it}) \neq 0$), 횡단면 자료를 활용한 통상적인 회귀분석에서는 이들의 효과가 적절하게 통제될 수 없기 때문에 추정량에 편의가 발생하기 쉽다.

본 연구에서는 개인들 간의 이질성 및 이로 인한 변수들의 내생성을 고려하여 보다 엄밀하게 인과관계를 추정하기 위해 패널자료 분석기법인 고정효과(fixed effects) 모형을 활용하고자 한다. 패널자료 분석기법의 활용은 본 연구가 부업 관련 기존 연구에 추가적으로 기여하고자 하는 바인데, 본 연구에서 활용되게 될 고정효과 모형에서는 개인들의 관찰 불가능한 고유한 특성이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정한다. 다시 말해 식 (1)과 식 (3)에서의 잔차항들이 이러한 개인 고유의 특성(θ_i)과 순수한 잔차로 구성된다고 가정한다.

$$u_{it} = \theta_i + \xi_{it} \text{ or } e_{it} = \theta_i + v_{it} \quad (4)$$

따라서 고정효과 모형에서는 개인의 관측 불가능한 고유한 특성이 설명변수의 내생성을 야기하는 근본적인 요인이라고 간주하는 것이다. 고정효과 모형에서는 개인의 고유한 특성이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정되는데, 이 경우 각 개인별로 변수들을 적절하게 차분을 해 주면 시간에 따라 변하지 않는 개인 고유의 특성의 효과는 사라지게 되어 내생성 문제가 해결되게 된다. Heineck and Schwarze(2004)는 부업 관련 연구에서 이러한 방식으로 내생성 문제를 해결하려고 한 최초의 시도인데, 이들은 독일과 영국에서 각각 조사되고 있는 종단면 조사 자료를 이용하여 개인들 간 이질성 및 이로 인해 발생하는 내생성 문제를 고정효과 모형으로 해결하려 하였다. 본 연구에서도 고정효과 모형을 통해 보다 엄밀한 인과관계를 추정하고자 한다.

IV. 분석자료

본 연구에서 사용되는 자료는 한국노동연구원이 수집·관리하는 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS) 조사자료를 활용하였다. KLIPS는 우리나라

의 대표적인 종단면(longitudinal) 조사로서, 1998년부터 전국의 대표적인 5,000가구와 그 구성원들을 대상으로 조사를 시작한 이래 경제활동을 포함한 다양한 영역에서 동일한 개인 및 가구의 활동을 매년 조사하고 있다. 여느 종단면 조사에서와 마찬가지로 KLIPS 역시 일부 표본이 조사에서 이탈(sample attrition)하는 과정을 겪었으며, 표본의 대표성을 확보하고자 2009년에 1,415가구를 추가로 표집하여 원 조사가구와 함께 조사해 오고 있다(한국노동연구원, 2016). KLIPS 표본 중 본 연구는 분석대상을 ‘주업의 근로형태가 임금근로형태인 근로자 중 유배우자’로 한정하였다. 유배우자로 표본을 한정하는 이유는 부업 참여 여부 및 부업 근로시간 결정에 있어 배우자의 경제활동상태가 중요한 역할을 한다는 기존 연구(Paxson & Sicherman, 1996)의 결과를 참조하여 실증분석에서 배우자의 다양한 경제활동 관련 변수를 고려하기 위함이다. 또한, 기혼자와 미혼자는 서로 이질적인 특성을 지닐 가능성이 높기 때문에 이들을 하나로 묶어 분석하는 것보다는 분리하는 것이 보다 동질적인 집단을 구성할 수 있다는 장점도 실증분석 표본을 유배우자 그룹으로 한정하는 이유다. 주된 일자리에서 임금근로를 하는 사람들만을 대상으로 하는 이유는, 부업에 관한 이론에서 제시하고 있는 부업 참여 및 부업 근로시간에 영향을 미치는 중요한 요인들 중 하나가 주업에서의 임금 및 근로시간인데, 임금에 관한 정보는 임금근로자에 대해서만 의미를 가지기 때문이다. 또한, 65세 이상 고령자들의 경우 대부분 주된 일자리에서 은퇴한 상태이고 경제활동 양태 또한 상당히 다른 모습을 보일 것으로 예상되기 때문에 표본의 동질성 확보를 하고자 분석대상의 연령을 25세에서 65세까지로 한정하였다.

본 연구의 분석대상 기간은 KLIPS의 3차 웨이브(2000년 조사)부터 17차 웨이브(2014년 조사)까지인데, 1차 웨이브 자료가 제외된 이유는, 본 연구에서 중요한 정보인 직업력이 1차 조사에서는 과거의 모든 일자리에 대해 조사된 반면 과거의 각 일자리 시점에서의 개인 및 가구의 정보는 부재하여 이들을 실증분석에서 모두 활용하기 힘들기 때문이다. 또한, 본 연구에서 사용되는 중요한 변수 중의 하나인 자녀수에 대한 설문은 2차 웨이브 조사에서는 이루어지지 않았기 때문에 2차 조사 역시 분석기간에서 제외하였다. 본 연구의 핵심인 부업에 대한 정보는 KLIPS의 직업력 자료로부터 구성하였다. KLIPS의 직업력 자료는 기본적으로 mainjob이라는 변수를 통해 주된 일자리 여부를 파악하고 있으며, KLIPS의 개인 및 가구 자료에서의 일자리 정보는 mainjob 변수에서 주된 일자리를 대상으로 세밀하게 조사된 것이다. 직업력 자료 중 jobclass라는 변수는 ‘이전’ 및 ‘현’ 일자리에서의 근로형태(임금/비임금근로)와 현재에도 그 일을 수행

〈표 2〉 주업의 근로형태에 따른 부업 참여 비중

주업의 근로형태	부업 근로 여부			전 체
	부업 미참여	임금근로	비임금근로	
비임금근로	29,133	183	337	29,653
임금근로	44,102	206	205	44,513
전 체	73,235	389	542	74,166

자료 : 「한국노동패널」 3-17차.

하고 있는지 여부에 따라 ‘일자리 유형’을 구성하고 특정값(1에서 8까지의 범주값)을 부여하는데, mainjob 변수와 jobclass라는 변수의 정보를 종합하면 한 개인이 특정 시점에서 부업 활동을 하고 있는지를 파악할 수 있다.⁴⁾ 예를 들어, 특정 조사시점에서 두 개 이상의 일자리 정보가 관측이 될 때, 그 중 한 일자리가 주된 일자리(mainjob 변수가 1의 값을 가짐)이고 다른 일자리가 이전부터 해오고 있던 일자리이거나 새롭게 얻은 일자리라면(jobclass변수가 1,3,5,7의 값을 가짐) 해당 개인은 현재 부업 활동을 하고 있다고 파악할 수 있는 것이다.

최종 분석 표본은 이렇게 직업력 조사자료로부터 파악된 부업에 관한 정보를 가구용 자료 및 개인용 자료와 결합함으로써 선정하였다. 이러한 방식으로 3차에서 17차까지의 웨이브를 모두 포함할 경우 25세에서부터 65세까지 취업상태에 있는 유배우자 관측치는 총 74,176(10,670명의 개인)개인인데 그 중 본 연구가 분석대상으로 하는 주된 일자리가 임금근로자인 관측치는 44,788개였고 이 중 부업에 참여하고 있다고 응답한 표본은 684개로 1.4%의 부업 참가율을 보여주었다. 그러나 부업에 참가한 근로자 중 275개의 관측치에서는 부업의 임금이나 근로시간 등 중요 변수에서 결측치가 있어 본 연구에서는 이들을 제외한 44,513개(7,749명)의 표본을 최종 표본으로 선정하여 분석을 수행하였다.

최종표본을 부업에 참여하는 근로자와 그렇지 않은 근로자 그룹으로 나누어 집단 간 특성의 차이를 살펴보면 <표 3>과 같다. 우선 부업 참여자의 평균 연령은 미참여자보다 약 5세 높게 나타났다. 부업 참여자 집단은 부업 미참여자 집단에 비해 저학력 비중은 높은 반면 고학력 비중은 상대적으로 낮아 평균적으로 부업 참여 집단의 학력이 낮은 것을 알 수 있으며, 자녀수의 경우 부업에 참여하는 근로자들이 부업에 참여하

4) 1차 웨이브 자료를 포함하지 않은 또 다른 이유는 jobclass라는 변수가 2차 웨이브부터 조사된 자료이기 때문이다.

〈표 3〉 부업 참여 여부에 따른 집단 간 특성비교

	부업 참여 여부	
	참여	미참여
표본 수	411	44,102
연령(만 나이)	47.80	42.99
경력(연)	8.98	11.18
남성(%)	68.13	64.30
교육수준(%)		
고졸 미만	27.74	19.59
고졸	31.63	35.92
대졸 이상	40.63	44.49
지역(%)		
서울	20.19	20.97
경기, 강원, 인천	34.06	31.97
부산, 대구, 경상	21.90	29.23
대전, 충청	10.95	9.02
광주, 전라	12.90	8.81
자녀수(%)		
0명	40.88	35.97
1명	20.19	25.05
2명	34.31	34.57
3명이상	4.63	4.41
배우자의 임금(만 원/월)	63.82	88.42
배우자 경제활동참여(%)	59.61	55.11
배우자-정규직(%)*	19.95	29.80
가구자산(백만 원)	107.9	57.82
주업-정규직(%)*	40.87	71.23
주업-임시직(%)	46.47	21.25
주업-파트타임(%)	22.63	6.33
주업-초과근로 여부(%)	8.03	26.64
주업-서비스직 종사(%)	70.80	61.73

주: * 정규직 여부에 관한 설문은 3차 조사에서는 포함되지 않았음.
 자료: 「한국노동패널」 3-17차.

지 않는 근로자에 비해 자녀가 없는 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 배우자 관련 변수에서도 부업 참여자와 미참여자 그룹 간에 명확한 차이가 나타났다. 먼저 배우자가 경제활동에 참여하는 비율은 부업 참여 집단에서 더 높았으며, 배우자의 근로소득은 부업 미참여 집단에게서 더 높은 것으로 분석되었다. 또한, 배우자의 일자리가 정규직인 비율도 부업 미참여 집단에게서 더 높아, 배우자의 일자리 안전성과 부업 참여 간에 역시 부(-)의 관계가 존재함을 시사해 준다. 주업의 특성에 있어서도 두 집단 간에 크게 차이가 발견되는데, 부업 참여자는 미참여자에 비해 정규직 비율은 낮고 임시직 및 파트타임의 비율은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일자리 안전성과 부업 참여 간에 음(-)의 관계가 있음을 간접적으로 시사해 준다. 초과근로 여부에 있어서는 부업 참여자 집단이 초과근로를 덜 하는 것으로 나타났는데, 이는 부업이 주업에서의 총 근로 가능시간이 제약 때문에 발생한다는 초기의 연구와 일맥상통하는 결과다.

주업에서의 임금과 근로시간을 부업 참여 집단과 미참여 집단 간에 비교해보면(표 4), 부업 참여 집단은 미참여 집단에 비해 시간당 임금이 비슷하고, 근로시간은 다소 짧은 것으로 나타났다(39.65 시간 vs. 46.16 시간). 또한, 부업 참여자들에게 있어 부업과 주업에서의 임금 및 근로시간을 살펴보면, 부업의 시간당 임금(2.56만 원)은 주업의 시간당 임금(1.30만 원)에 비해 상당히 높고⁵⁾, 부업의 근로시간은 주당 20시간을 상회하고 있어 주업에서의 근로시간까지 합하면 부업 참여자들을 주당 60시간 정도의 장시간 근로를 하고 있음을 알 수 있다. 이러한 주업에서의 장시간 근로는 우리나라 부업 참여율이 다른 나라들보다 왜 낮은지를 설명해 줄 수 있는 하나의 중요한 원인이 될 수 있다. 실제로 통계청의 사업체노동력조사⁶⁾ 결과에 따르면, 2015년 기준 종업원 수 5인 이상 기업에 종사하는 상용직 근로자는 주당 평균 41.1시간 일하는 것으로 조사되었으며, 같은 해 OECD⁷⁾ 국가들의 주된 일자리에서의 주당 평균근로시간은 36.8시간으로서 이보다 훨씬 적다. 이렇게 장시간 노동계약이 관행이 되고 있고 일자리 현장에서 야근 등 초과근로가 많은 우리나라 노동시장 상황을 감안하면 다른 나라보다 부업 참여율이 낮은 것은 납득할 만한 결과로 보인다.

5) 본 연구에서 부업의 시간당 임금은 부업의 총소득을 부업에서의 근로시간으로 나누어 계산하였는데, 비임금근로자들의 경우 사업소득을 활용하였다. 따라서 본 연구에서의 부업의 시간당 임금은 시간당 '소득'으로 이해하는 것이 더 정확하지만, 임금근로자들과의 비교를 위해 편의상 시간당 임금이라고 칭하였다.

6) 국가통계포털(www.kosis.kr), 2017년 6월 20일자 접근함.

7) OECD 통계포털(<http://stats.oecd.org>), 2017년 6월 20일자 접근함.

〈표 4〉 부업 집단 간 임금, 근로시간 특성

변수	부업 참여 여부		
	참여(N=411)		미참여(N=44,102)
	부업	주업	
시간당 임금(만 원)	2.56	1.30	1.31
주당 근로시간	20.71	39.65	46.16

자료 : 「한국노동패널」 3-17차.

V. 추정 결과

1. 부업 참여 결정요인 분석

부업 참여 여부에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해 기존 이론에서 제시하는 변수들을 다양하게 활용하여 회귀분석에 활용하였으며, 이 과정에서 부업 참여에 공동으로 영향을 미칠 수 있는 개인 및 가구의 변수들을 추가적으로 포함하여 공동변인 효과(confounding effects)를 통제하고자 하였다. 부업 참여에 관한 회귀분석을 하기에 앞서, 이론에서 부업 참여 결정에 영향을 미치는 중요한 변수로 제시되는 부업 참여 시의 각 개인들의 예상임금을 계산하기 위해 첫 번째 단계에서 표본선택을 고려한 임금 함수를 추정하였는데 그 결과는 부록에 제시되어 있다. 부업 참여에 관한 분석은 기존의 대부분의 실증분석에서 이용되었던 통상적인 횡단면 자료 분석인 pooled logit 모형으로부터 출발하며, 이후에 개인들 간의 이질성과 이로 인한 내생성 문제를 해결하기 위해 고정효과 모형을 적용하여 보다 엄밀한 인과관계 추정을 시도한다.

먼저, pooled logit 모형으로 부업 참여 여부를 회귀분석한 결과를 살펴보면 <표 5>와 같다. 시간(연도) 이외의 다른 요인들이 통제되지 않을 경우(모형 1), 주업의 시간당 임금 계수의 추정치는 음(-)의 부호를 보이고 있으나 통계적으로 유의하지는 않다. 주업의 근로시간 계수의 추정치는 통계적으로 유의하며, 주업의 근로시간이 증가할수록 부업의 참여는 감소한다는 것을 시사하고 있다. 부업의 예상 시간당 임금은 이론적 예측과는 달리 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 보이고 있다. 모형 2에서는 성별, 연령,

학력 등 개인적인 속성을 통제했을 때의 결과인데, 주업의 시간당 임금이나 근로시간, 그리고 부업의 예상 시간당 임금의 효과 추정치 및 부업의 예상 시간당 임금의 효과는 이전과 동일하게 음(-)의 부호를 가지며 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 가구자산이나 자녀수 등 가구적 특성들을 추가적으로 통제했을 때(모형 3)에도 그대로 유지된다.

한편, 모형 4의 결과는 주업의 근로시간이나 부업의 예상임금 이외에도 주업의 파트타임 근로 여부, 초과근로 여부, 정규직 여부 등 주업의 일자리 특성들이 부업 참여에 상당히 중요한 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다. 구체적으로, 주업의 근로시간 형태가 파트타임일 경우에는 전일제인 경우보다 부업에 참여할 확률이 높고, 주업의 고용형태가 정규직일 경우에는 비정규직일 경우에 비해 부업 참가 확률이 낮아지는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 주업 일자리의 고용안전성이 떨어질수록 미래 소득의 불확실성을 해소하기 위해 부업에 참여한다는 것을 간접적으로 시사하고 있다. 한편, 주업에서 초과근무가 이루어지고 있는 경우 그렇지 않을 경우에 비해 부업에 참여하는 확률이 낮아지는 것으로 분석되었는데, 이는 ‘근로시간 제약’ 하의 부업 참여를 설명하는 이론의 예측을 간접적으로 뒷받침해주는 결과다. 또한, 부업 참여는 주업의 산업 또는 업종에 따라서도 유의한 차이가 있는 것으로 나타났는데, 추정 결과에 따르면, 주업이 서비스업일 경우 제조업일 경우에 비해 부업에 더 많이 참여하는 것으로 분석되었다. 이는 근로시간의 규칙성과 고용의 안전성 등의 측면에서 볼 때 서비스업 일자리가 제조업 일자리에 비해 상대적으로 열악하기 때문에 나타나는 현상으로 추측된다.

모형 5에서는 배우자의 경제활동 상태가 부업에 미치는 영향을 추가적으로 검증하고 있는데, 그 결과에 따르면 이론 및 직관과 부합하게 배우자의 소득이 증가할수록 부업에 참가하는 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 배우자가 경제활동에 참여하고 있는 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 부업에 참여하는 확률이 높은 것으로 나타났는데 이는 이론이나 직관적인 예측과 다소 부합하지 않는 결과다. 이는 아마도 개인 간 이질성을 고려하지 않는 횡단면 자료 분석에 기인한 결과일 가능성이 있다. 마지막 모형 6은 모든 가능한 요인들을 동시에 고려했을 때의 결과인데, 주업 및 부업의 특성, 그리고 배우자의 경제활동의 영향을 검증하고 있는 이전 모형들의 결과가 질적인 측면에서 그대로 유지되고 있음을 알 수 있다. 이 밖에도 개인 및 가구의 특성들의 효과를 모형 6의 결과를 토대로 살펴보면, 남성이 여성보다 부업에 참가할 확률이 높은 것으로 나타나며, 학력수준이 높아질수록 부업에 참여하는 확률이 높아지는 반면 경력이 증가할

〈표 5〉 부업 참여 여부에 대한 Pooled Logit 모형 분석 결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
주업의 시간당 임금	-0.106 (0.182)	-0.102 (0.259)	-0.136 (0.177)	0.013 (0.732)	-0.090 (0.340)	0.015 (0.680)
주업의 근로시간	-0.044 (0.000)	-0.047 (0.000)	-0.047 (0.000)	-0.025 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.025 (0.000)
부업의 예상 시간당 임금	-0.061 (0.027)	-0.838 (0.000)	-0.995 (0.000)	-0.957 (0.000)	-1.109 (0.000)	-0.935 (0.000)
남성		2.839 (0.000)	3.276 (0.000)	3.454 (0.000)	3.441 (0.000)	3.332 (0.000)
고졸		1.168 (0.000)	1.282 (0.000)	1.315 (0.000)	1.533 (0.000)	1.310 (0.000)
대졸 이상		1.455 (0.000)	1.573 (0.000)	1.768 (0.000)	1.973 (0.000)	1.822 (0.000)
경력		-0.100 (0.000)	-0.106 (0.000)	-0.089 (0.000)	-0.110 (0.000)	-0.087 (0.000)
경력 제공		0.001 (0.008)	0.001 (0.004)	0.000 (0.417)	0.001 (0.113)	0.000 (0.427)
서울 거주		-0.042 (0.718)	-0.019 (0.867)	-0.160 (0.166)	-0.007 (0.957)	-0.158 (0.199)
가구자산(백만 원)			0.000 (0.003)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
자녀수			0.312 (0.000)	0.298 (0.000)	0.308 (0.000)	0.291 (0.000)
주업-임시·일용직				0.078 (0.473)		0.067 (0.542)
주업-파트타임				0.745 (0.000)		0.742 (0.000)
주업-정규직				-0.652 (0.000)		-0.639 (0.000)
주업-초과근무				-0.908 (0.000)		-0.895 (0.000)
주업-서비스 업				0.465 (0.004)		0.460 (0.004)
배우자 경제활동 여부					0.502 (0.040)	0.438 (0.071)
배우자의 정규직 여부					-0.187 (0.204)	-0.112 (0.450)
배우자의 소득(만원)					-0.002 (0.066)	-0.002 (0.051)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
Log-Likelihood	-2266.771	-2157.886	-2142.361	-1956.410	-2007.243	-1946.318
표본 수	44513	44513	44513	42151	42151	42151

주: () 안의 값은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함. 상수항과 연도더미 계수의 추정치는 지면상 보고에서 생략함. 3차 조사에서는 정규직 여부에 관한 설문조사가 이루어지지 않아 모형4~모형6에서는 3차 조사 표본이 제외되어 분석됨.

자료: 「한국노동패널」 3-17차.

수록 부업 참여 확률은 낮아지는 것으로 분석되었다. 또한, 가구자산과 부업은 양(+)의 상관관계에 있는 것으로 나타났으며, 자녀수가 증가할 경우에도 부업에 참여하는 확률이 높아지는 것으로 나타났는데 이는 자녀수 증가에 따른 양육비 및 교육비 지출증가를 보전하기 위해 주업 이외에 추가적인 일자리를 가지려고 한다는 것을 시사하고 있다.

<표 5>의 pooled logit 모델은 횡단면 자료를 가정하고 추정하기 때문에 개인들 간 이질성이 고려되지 않는다. 따라서 설명변수로 사용된 변수들은 관찰되지 않는 개인들의 고유한 특성들 때문에 내생성 문제를 내포하게 될 가능성이 높다. 이러한 개인들 간의 이질성으로 인해 초래될 내생성 문제를 고정효과 모델(fixed effects logit)로 추정한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 우선, 고정효과 모델의 추정 결과를 <표 4>의 pooled logit 모델의 추정 결과와 비교해 보면, 일부 핵심 변수들의 추정계수가 유의미하게 차이가 나는 것을 볼 수 있다. 이러한 차이는 설명변수들이 외생적(exogenous)이지 않다는 것을 간접적으로 암시해 준다. 추정계수가 유의미하게 변하는 추정치들을 살펴보면, 먼저, pooled logit 모델에서는 통계적으로 유의하지 않았던 주업의 시간당 임금 계수는 고정효과 로짓 모델에서는 통상적인 유의수준 하에서 통계적으로 유의하게 변한다. 주업의 시간당 임금 계수의 추정치는 음(-)의 부호를 가지고 있어 주업에서의 시간당 임금이 증가할수록 부업에 참여하는 확률이 감소한다는 것을 시사해주고 있다. 이는 이론적 예측과 부합하는 결과다.

부업의 예상 시간당 임금 계수의 추정치는 pooled logit 모델에서는 음(-)의 부호이며 통계적으로 유의하였으나, 고정효과 모델에서는 통계적인 유의성이 감소하고 다수의 모형에서 통계적으로 유의하지 않다. 주업의 특성들 중 pooled logit에서 통계적으로 유의하지 않았던 임시·일용직 계수는 고정효과 모델에서는 부호가 음(-)으로 바뀌고 통계적으로 유의하게 변한다. 반면에 초과근무 여부나 서비스업 여부의 추정계수는 pooled logit 모델에서는 통계적으로 유의하였으나 고정효과 모델에서는 통계적 유의성이 사라진다. 마지막으로 눈에 띄게 변화된 추정결과는 배우자의 경제활동 관련 변수들인데, pooled logit 모델에서 부업 참여와 통계적으로 유의한 상관관계를 가졌던 배우자의 경제활동 참여 여부는 고정효과 모델에서는 배우자의 경제활동 참여 여부가 부업 참여 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다.

개인들 간의 이질성과 이로 인한 설명변수의 내생성을 고려한 고정효과 모델의 결과, 특히 다양한 설명변수들 함께 고려하여 공동변인들의 효과를 최대한 통제하고자

〈표 6〉 부업 참여 여부에 대한 고정효과(Fixed Effect) Logit 모형 분석 결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
주업의 시간당 임금	-0.256 (0.041)	-0.263 (0.037)	-0.302 (0.022)	-0.378 (0.016)	-0.390 (0.012)	-0.375 (0.017)
주업의 근로시간	-0.050 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.044 (0.000)	-0.049 (0.000)	-0.044 (0.000)
부업의 예상 시간당 임금	-0.294 (0.159)	-0.233 (0.287)	-0.474 (0.045)	1.594 (0.268)	1.485 (0.281)	1.682 (0.215)
경력		0.045 (0.210)	0.033 (0.371)	0.088 (0.101)	0.100 (0.054)	0.102 (0.053)
경력 제공		-0.001 (0.263)	-0.000 (0.385)	-0.000 (0.415)	-0.001 (0.243)	-0.001 (0.284)
가구자산(백만 원)			0.000 (0.742)	0.000 (0.919)	0.000 (0.989)	0.000 (0.933)
자녀수			0.444 (0.002)	0.447 (0.005)	0.452 (0.004)	0.429 (0.007)
주업-임시·일용직				-0.597 (0.123)		-0.715 (0.071)
주업-파트타임				0.797 (0.051)		0.808 (0.053)
주업-정규직				-0.850 (0.020)		-0.952 (0.011)
주업-초과근무				-0.327 (0.267)		-0.319 (0.284)
주업-서비스 업				0.646 (0.104)		0.601 (0.135)
배우자 경제활동 여부					0.032 (0.910)	0.123 (0.669)
배우자의 정규직 여부					0.228 (0.563)	0.247 (0.543)
배우자의 소득(만 원)					-0.005 (0.016)	-0.005 (0.010)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
Log-Likelihood	-356.568	-355.745	-350.543	-315.550	-319.253	-311.675
표본 수	1,115	1,115	1,115	1,029	1,029	1,029

주: () 안은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 3차 조사에서는 정규직 여부에 관한 설문조사가 이루어지지 않아 모형4~모형6에서는 3차 조사 표본이 제외되어 분석. 자료: 「한국노동패널」 3-17차.

한 모형 6의 결과를 토대로 부업 참여 여부에 관한 추정결과를 정리하면, 주업의 시간당 임금과 주업에서의 근로시간은 통계적으로 유의하게 부업 참여에 부(-)의 영향을 미치는 반면, 부업에서 예상되는 임금은 부업 참여에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 부업의 예상임금이 부업 참여에 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과는 기존 연구들과는 다른 것인데, 이는 우리나라에서 부업에 참여하는 동기가 단순히 높은 임금을 추구하려는 경제적인 목적만은 아니라는 것을 간접적으로 시사해준다. 또한, 주업 일자리의 다양한 특성들도 부업 참여에 유의한 영향을 주는데, 특히 비정규직이나 파트타임같이 고용안전성이 낮은 주업 일자리일수록 부업에 참여하는 확률이 높은 것으로 나타났다. 다만 임시·일용직의 경우 상용직에 비해 부업을 갖는 확률이 유의하게 낮는데, 이는 이들 임시·일용직이 비록 상용직에 비해 일자리의 안전성이 낮을지라도 고용주와 근로자 간에 상용직에 준하는 정도의 암묵적 계약이 이루어지고, 또한 근로의 강도도 높아 추가적인 일자리를 가질 여력이 없기 때문이 아닌가 추측된다. 일부 배우자 특성도 부업 참여에 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 배우자의 소득이 증가할수록 부업에 참여하는 확률이 낮아지는데 이는 소득효과의 예측과 부합하는 결과다. 이 밖에도 자녀수가 많아지게 되면 부업 확률도 높아지는 것으로 분석되었는데, 이는 자녀수가 증가할수록 늘어나는 양육비 및 교육비를 충당하기 위해 부업에 참여하는 현상을 반영하고 있는 것으로 보인다.

2. 부업의 근로시간에 대한 회귀분석 결과

다음으로 부업에 참여하고 있는 표본을 대상으로 부업의 근로시간 회귀식을 최소자승법(OLS)과 고정효과 모델(fixed effects model)로 나누어 추정하였다. 먼저 기본모형의 추정결과를 살펴보면(표 7), 횡단면 분석인 최소자승법으로 추정하였을 경우 개인 및 가구의 특성을 통제하더라도 주업의 임금과 근로시간은 부업의 근로시간과 양(+)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이론이 제시하는 예측과는 부합하지 않는 결과로서, 아마도 횡단면 자료 분석이 개인들 간의 이질성을 통제하기 못하기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 부업의 임금은 부업의 근로시간과 부(-)의 상관관계에 있는 것으로 나타났는데, 이는 소득효과가 대체효과보다 크다는 것을 의미한다.

동일한 모형들을 고정효과 모델로 추정할 경우, 일부 추정치에서 최소자승법의 결과와 다른 모습이 관찰된다. 이러한 현상 역시 개인들 간에 서로 다른 고유한 특성들이

〈표 7〉 부업의 근로시간에 미치는 영향 - 기본모형

	Pooled OLS			Fixed Effect Model		
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)
주업의 임금(로그)	0.192 (0.010)	0.271 (0.007)	0.260 (0.006)	-0.108 (0.363)	-0.123 (0.302)	-0.125 (0.297)
주업의 근로시간(로그)	0.225 (0.001)	0.184 (0.033)	0.172 (0.028)	-0.246 (0.036)	-0.246 (0.036)	-0.243 (0.040)
부업의 임금(로그)	-0.501 (0.000)	-0.454 (0.000)	-0.468 (0.000)	-0.413 (0.000)	-0.414 (0.000)	-0.410 (0.000)
남성		-0.016 (0.886)	0.003 (0.976)			
고졸		-0.148 (0.203)	-0.185 (0.154)			
대출 이상		-0.435 (0.004)	-0.476 (0.005)			
경력		-0.001 (0.875)	-0.003 (0.756)		0.025 (0.210)	0.025 (0.231)
경력 제공		-0.000 (0.855)	-0.000 (0.849)		-0.000 (0.638)	-0.000 (0.652)
서울거주		-0.054 (0.685)	-0.027 (0.840)			
가구자산(백만 원)			0.000 (0.161)			-0.000 (0.710)
자녀수			0.038 (0.392)			-0.036 (0.613)
IMR	0.005 (0.968)	0.083 (0.528)	0.150 (0.212)	-0.523 (0.024)	-0.595 (0.012)	-0.648 (0.011)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
R-squared	0.388	0.412	0.417	0.361	0.367	0.368
표본 수	411	411	411	411	411	411

주: () 안은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 상수항의 추정치는 보고에서 생략

자료: 「한국노동패널」 3-17차.

존재하며 이 경우 고전적인 최소자승법 추정치는 편의가 존재할 수 있음을 의미한다. 고정효과 모델의 추정결과를 구체적으로 살펴보면, 먼저, 주업의 임금이 부업의 근로시간에 미치는 영향은, 통계적인 유의성은 낮지만, 이론이 시사하는 바와 같이 음(-)의 부

호를 보이고 있다. 주업의 근로시간은 최소자승법의 추정결과와 달리 부업에 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났는데, 이는 이론적 예측과 부합하는 결과다. 또한, 주업 근로시간 계수의 추정치 역시 이론적 예측과 부합하게 음(-)의 부호를 가지며, 주업의 근로시간이 1% 증가할 경우 부업의 근로시간은 0.25%가량 감소하는 것으로 추정되었다.

부업의 임금은, 최소자승법으로 추정했을 때와 마찬가지로, 부업의 근로시간에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 부업의 임금이 1% 증가할 경우 부업의 근로시간은 0.41% 정도 감소(부업 근로시간의 임금탄력성이 0.41)하는 것으로 추정되었다. 통상적으로 대체효과가 소득효과보다 큰 것이 일반적이어서 임금이 증가하면 근로시간이 증가할 것으로 예상되는데, 본 연구의 추정 결과에서는 이와는 반대로 부업의 임금이 증가할수록 부업의 근로시간이 감소하는 것으로 추정되었다. 즉, 부업의 근로시간에서는 소득효과가 대체효과보다 크다는 것이다. 이 결과는 상당히 흥미로운 결과인데, 이는 아마도 부업 참여자들이 처한 근로 현실과 상당히 밀접하게 관련된 것으로 보인다. <표 4>의 결과에 따르면 부업 참여자들은 주된 일자리에서 이미 40시간 가량의 근로를 하면서 부업에서 추가적으로 20시간가량을 일하는 것으로 나타났는데, 이 경우 설사 부업의 임금이 증가하더라도 근로시간을 늘리는 것은 물리적으로 쉽지 않은 상황이다. 더구나 부업 참가자들의 경우 평균적으로 주업에서보다 더 높은 임금을 받고 있는 상황이기 때문에, 부업의 임금이 상승할 경우 여가의 기회비용 증가를 고려하여 근로시간을 늘리는 것(대체효과)보다 오히려 상승한 임금이 가져다주는 구매력 증가효과(소득효과)를 더 누리려는 선택을 하고 있다는 것을 의미한다.

부업 참여 여부에 대한 회귀분석에서와 마찬가지로 주업 일자리의 특성들과 배우자의 경제활동 상태가 부업의 근로시간에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 그 결과가 <표 8>에 정리되어 있는데, 보다 엄밀한 인과관계를 추정해줄 수 있는 고정효과 모델의 결과에 따르면, 주업의 특성들이 부업의 근로시간에 미치는 영향은 부호 측면에서 이론 및 직관과 부합하지만 통계적인 유의성은 없다. 마찬가지로 배우자의 경제활동 상태 변수들 역시 부업의 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이들 주업 일자리 특성 및 배우자의 경제활동 상태를 고려할 경우에는 주업의 임금이나 근로시간이 부업의 근로시간에 미치는 영향은 통계적 유의성이 사라지고, 부업의 임금은 여전히 통계적으로 유의하게 부업의 근로시간에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 부업의 근로시간에 미치는 영향 - 주업 일자리의 특성과 배우자의 경제활동의 영향

	Pooled OLS			Fixed Effect Model		
	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)
주업의 임금(로그)	0.237 (0.029)	0.191 (0.060)	0.195 (0.076)	-0.106 (0.404)	-0.098 (0.437)	-0.088 (0.502)
주업의 근로시간(로그)	0.184 (0.042)	0.107 (0.194)	0.131 (0.140)	-0.131 (0.285)	-0.157 (0.195)	-0.121 (0.337)
부업의 임금(로그)	-0.479 (0.000)	-0.469 (0.000)	-0.486 (0.000)	-0.392 (0.000)	-0.394 (0.000)	-0.394 (0.000)
남성	0.055 (0.590)	-0.029 (0.786)	0.108 (0.325)			
고졸	-0.192 (0.125)	-0.167 (0.244)	-0.228 (0.075)			
대출이상	-0.435 (0.009)	-0.375 (0.018)	-0.396 (0.013)			
경력	-0.004 (0.702)	-0.006 (0.570)	-0.008 (0.458)	0.042 (0.147)	0.062 (0.030)	0.056 (0.162)
경력제곱	0.000 (0.948)	0.000 (0.650)	0.000 (0.873)	-0.000 (0.286)	-0.000 (0.283)	-0.000 (0.282)
서울거주	-0.052 (0.727)	-0.100 (0.417)	-0.105 (0.437)			
가구자산(백만 원)	0.000 (0.189)	0.000 (0.247)	0.000 (0.137)	0.000 (0.784)	-0.000 (0.552)	-0.000 (0.858)
자녀수	0.033 (0.523)	0.051 (0.254)	0.044 (0.370)	-0.043 (0.598)	-0.112 (0.159)	-0.091 (0.521)
주업-임시·일용직	-0.277 (0.012)		-0.272 (0.017)	-0.066 (0.762)		-0.074 (0.737)
주업-파트타임	0.135 (0.377)		0.277 (0.058)	0.690 (0.018)		0.447 (0.442)
주업-정규직	-0.306 (0.106)		-0.349 (0.078)	-0.191 (0.431)		0.037 (0.944)
주업-초과근무	-0.010 (0.946)		-0.038 (0.800)	-0.060 (0.676)		-0.066 (0.652)
주업-서비스업	0.003 (0.978)		0.026 (0.819)	0.106 (0.698)		0.068 (0.823)
배우자 경제활동 여부		0.030 (0.723)	0.108 (0.364)		-0.239 (0.111)	-0.176 (0.609)
배우자의 정규직 여부		-0.236 (0.194)	-0.272 (0.130)		-0.006 (0.970)	-0.043 (0.823)
배우자의 소득(만원)		-0.000 (0.546)	-0.001 (0.303)		0.001 (0.259)	0.001 (0.619)
IMR	0.311 (0.066)	0.242 (0.134)	0.633 (0.015)	-0.129 (0.817)	-1.127 (0.001)	-0.846 (0.599)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
R-squared	0.438	0.438	0.454	0.399	0.388	0.401
표본 수	389	389	389	389	389	389

주: () 안은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 상수항의 추정치는 보고에서 생략. 3차 조사에서는 정규직 여부에 관한 설문조사가 이루어지지 않아 3차 조사 표본은 분석에서 제외함.

자료: 「한국노동패널」 3-17차.

부업의 근로시간 선택은 부업을 하는 동기와의 밀접하게 관련이 있을 것으로 예상해 볼 수 있다. 예를 들어, 주업 일자리에서의 근로시간에 제약이 있어 충분한 수입을 얻을 수 없는 경우(시간제약형)와 주업 일자리에서의 실제 근로시간이 효용을 극대화 수준으로 충분한 경우(시간비제약형) 간에는 부업에 참여했을 때 각 요인들이 부업 근로시간에 미치는 영향의 크기가 서로 다를 수 있다. 두 경우는 [그림 2] 및 [그림 3]에서와 같이 주업과 부업의 임금의 상대적 크기에 따라 나누어질 수 있다. 즉, 부업의 시간당 임금이 주업의 시간당 임금보다 낮은 경우에는 시간제약형으로, 그리고 그 반대의 경우에는 시간비제약형으로 간주될 수 있다. 이 두 경우에 대해 근로시간 결정 행동을 고정효과 모델을 통해 중요한 결과를 비교해 보면 <표 9>의 결과와 같다.

먼저, 주업의 임금이 부업의 근로시간에 미치는 영향을 살펴보면, 근로시간 제약 하에 있는 근로자의 경우 주업의 임금이 증가(감소)할수록 부업의 근로시간이 유의하게 감소(증가)하지만, 시간비제약형에게 있어서는 주업의 임금변화가 부업의 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 시간제약형이 주업에서의 근로시간(과소득)이 효용을 극대화하는 수준이 아니기 때문에 부업에 참가한다는 점을 감안하면 이들 시간제약형 부업 근로자들이 주업에서의 임금에 민감하게 반응한다는 결과는 이론적 예측과 잘 부합한다. 또 다른 흥미로운 결과는 부업의 임금이 부업의 근로시간에 미치는 영향의 크기인데, 시간제약형과 시간비제약형 모두에 있어 부업의 임금은 부업의 근로시간을 감소시키지만(즉, 소득효과가 대체효과보다 크지만), 그 정도가 시간제약형에게 있어 더 작은 것으로 분석되었다. 구체적으로, 부업 임금이 1% 증가할 경우 시간제약형의 근로시간은 0.31% 정도 감소하는 반면 시간비제약형은 0.55% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 시간제약형 부업 근로자들의 경우 주업에서의 소득 또는 수입이 목표로 하는 수준보다 낮기 때문에 부업에 참가하는 반면 시간비제약형의 경우 이러한 소득 보충 목적보다는 다른 이유로 부업에 참가하는 경향이 있다는 차이점을 고려하면 이러한 근로시간의 임금탄력성 격차 역시 충분히 설득력 있는 결과이다. 마지막으로, 시간제약형에 있어서는 배우자의 주된 일자리 고용형태가 비정규직일 경우 정규직일 경우에 비해 부업의 근로시간이 주당 3시간 정도 더 긴 것으로 추정되었는데, 이 역시 시간제약형의 부업 참여 동기를 고려해 보면 타당한 결과로 해석될 수 있다. 즉, 배우자의 일자리 안전성이 하락할 경우 시간제약형 부업 근로자들은 미래 소득 불안정성을 해소하기 위해 부업에서 더 오랜 시간 동안 근로하려고 한다는 것이다. 반면에 시간비제약형에게서는 이러한 현상이 관찰되지 않았다.

〈표 9〉 시간제약형과 비제약형 간 부업 근로시간의 결정요인 비교 분석 - 고정효과 모델

	시간제약형 (주업임금 > 부업임금)	시간비제약형 (주업임금 < 부업임금)
주업의 임금	-0.644 (0.019)	0.068 (0.729)
주업의 근로시간	-0.349 (0.110)	0.134 (0.516)
부업의 임금	-0.305 (0.014)	-0.548 (0.000)
경력	-0.822 (0.197)	0.097 (0.196)
경력제곱	-0.001 (0.344)	0.000 (0.898)
가구자산(백만 원)	0.010 (0.138)	-0.000 (0.483)
자녀수	3.636 (0.207)	-0.134 (0.571)
주업-임시·일용직	0.213 (0.813)	0.044 (0.913)
주업-파트타임	15.960 (0.197)	-0.691 (0.477)
주업-초과근무	-0.146 (0.553)	0.133 (0.596)
주업-정규직	-15.228 (0.204)	0.851 (0.348)
주업-서비스업	5.482 (0.203)	-0.381 (0.467)
배우자의 소득(만 원)	-0.032 (0.223)	-0.001 (0.829)
배우자 정규직 여부	-3.041 (0.069)	-0.073 (0.838)
배우자 경제활동 여부	9.174 (0.220)	-0.704 (0.227)
IMR	49.000 (0.189)	-3.799 (0.169)
연도 더미	0	0
R-squared	0.610	0.519
표본 수	163	226

주: () 안은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 상수항의 추정치는 보고에서 생략. 3차 조사에서는 정규직 여부에 관한 설문조사가 이루어지지 않아 3차 조사 표본은 분석에서 제외함.

자료: 「한국노동패널」 3-17차.

VI. 요약 및 결론

우리나라 노동시장에서 부업에 참여하는 비율은 아직까지는 다른 나라에 비해 상대적으로 낮은 것으로 보고되고 있다. 가장 최근의 연구인 정성미(2017)의 분석 결과에 따르면, 우리나라 근로자들 중 두 개 이상의 일자리를 가지고 있는 경우는 겨우 1.5%를 조금 상회하는 수준이어서 그 수치가 5%를 넘는 해외 사례들(Schwarze, 1991; Schupp et al., 1997; Schwarze, 1997; Schwarze & Heineck, 1999; Heineck & Schwarze, 2001; Bell et al., 1997; Böheim & Taylor, 2004)에 비해 상당히 낮아 우리나라에서는 부업이 활성화되어 있지 않은 실정임을 알 수 있다. 그러나 경제구조가 고도화되고, 노동시장에서도 기존의 전일제 장기계약 관행에서 벗어나 다양한 고용형태가 등장하고 있는 상황에서, 향후 부업에 대한 수요와 공급 모두 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 따라서 개인들이 어떤 동기에서 부업에 참여하고 어떤 요인들이 부업 참여 및 부업 근로시간에 영향을 미치는지를 살펴보는 것은 향후 노동시장의 전개과정을 예측해 보는데 있어 상당히 중요한 정책적 의미를 갖는다. 이러한 부업에 대한 연구의 중요성에도 불구하고 우리나라에서 부업에 관한 학술적, 정책적 관심은 적었던 것이 사실이다. 이에 본 연구는 상대적으로 연구가 축적되어 있지 않은 부업에 관한 실증분석을 수행함으로써 기존 논의에 기여하고자 하였다.

특히 본 연구가 부업 관련 기존 논의에 차별적으로 기여하고자 하는 부분은, 부업의 특정 측면만을 단편적으로 이론화하고 실증분석한 기존의 연구들에 비해 본 연구는 기존 이론들에서 제시된 이론들을 종합적으로 검증하였다는 데 있다. 또한, 본 연구는 방법론적인 측면에서도 차별적인 기여를 하고자 하였는데, 대부분 횡단면 분석에 기반하여 개인들 간의 이질성과 이로 인한 변수들의 내생성 문제를 안고 있는 기존 실증연구들의 한계점을 고정효과 모델(fixed effects model)을 적용하여 극복하고자 하였다. 본 연구에서 사용된 한국노동패널 조사 자료는 종단면 조사자료이기 때문에 이러한 패널 데이터 분석을 가능하게 해 준다.

배우자를 둔 25~65세 사이의 근로자 중 주업의 일자리 형태가 임금근로인 표본을 대상으로 분석한 본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 표본에서의 부업참여

율은 1.4% 수준으로 나타나 우리나라에서는 부업이 아직 활발하게 이루어지고 있지 않다는 것을 다시 한 번 확인시켜 주었다. 회귀분석에서는 전체적으로 전통적인 최소자승법이나 로짓 모델의 결과와 고정효과 모델의 결과가 서로 다르게 나타나 주요 설명변수들에 있어 내생성 문제가 존재한다는 것을 시사해 주었다. 보다 엄밀한 인과관계를 추정할 수 있게 하는 고정효과 모델의 추정 결과를 중심으로 주요한 회귀분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 부업 참여 결정요인 분석에서는, 이론이 시사하는 바와 같이 주업의 시간당 임금과 주업에서의 근로시간은 부업 참여에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 이론적 예측과는 달리 부업의 예상임금은 부업 참여에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 부업 참여 목적이 단순히 소득보충과 같은 금전적인 동기뿐만이 아니라는 것을 시사해준다. 또한, 주업 일자리의 고용안전성이 낮을수록(예를 들어, 비정규직이거나 또는 파트타임 일자리일수록) 부업에 참가하는 확률이 높아지는 것으로 나타났는데, 이는 미래 소득불확실성이 높아질수록 이를 해소하기 위해 추가적으로 일자리를 가지는 경향이 높아진다는 기존 연구(Bell et al., 1997; Heineck & Schwarze, 2004; Dickey et al., 2009)의 결과와 부합한다. 또한, 배우자의 경제활동 상태도 기존 연구(Krishnan, 1990)에서와 같이 부업 참여 결정에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 구체적으로 배우자의 소득이 증가할수록 부업 참여 확률이 유의하게 높아지는 것으로 분석되었다. 이 밖에도 자녀수가 증가할 경우에도 부업 참여 확률이 높아지는 것으로 나타났는데, 이는 자녀수가 증가할수록 늘어나는 자녀 양육비 및 교육비를 보충하기 위해서 부업에 참여하는 경향이 높아진다는 것을 암시하고 있다.

부업에 참가하고 있는 개인들을 대상으로 부업의 근로시간에 영향을 미치는 요인들을 고정효과 모델로 분석한 결과에 따르면, 주업의 근로시간은 부업에서의 근로시간에 부정적인 영향을 미치지만 주업의 임금은 부업의 근로시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 흥미롭게도 기존 연구들과는 달리 부업의 임금은 부업의 근로시간에 부업의 근로시간에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었는데, 구체적으로 부업 근로시간의 임금탄력성은 -0.4 정도 되는 것으로 추정되었다. 즉, 부업의 임금이 1% 증가할 때마다 부업의 근로시간은 0.4% 감소한다는 것이다. 이러한 결과는 부업의 임금이 증가할 때 대체효과보다 소득효과가 상대적으로 크다는 것을 의미한다. 소득효과가 대체효과보다 크다는 결과는 통상적인 노동공급 관련 실증 분석이나 부업 노동공급 관련 기존 연구들(Shishko & Rostker, 1976; Conway & Kimmel,

1998)의 분석결과와 다르지만 우리나라 부업 참여자들의 경우 이미 주업 일자리에서 주당 평균 40시간 정도의 근로를 하며 부업에서는 평균 20시간 정도를 하고 있는 상황을 고려하면 어느 정도 수궁이 가는 결과다. 즉, 주업과 부업을 합쳐 주당 60시간 정도의 장시간 근로를 하는 부업 참가자들은 부업의 임금이 상승하더라도 근로시간을 늘리기가 물리적으로 쉽지 않기 때문에 추가적으로 근로시간을 늘리는 것보다 차라리 여가를 늘리는 선택을 할 가능성이 높을 것이다.

또한, 부업 참여 결정요인 분석에서와는 달리, 주업의 일자리 특성(일자리 안전성)이나 배우자의 경제활동 상태는 부업의 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 마지막으로, 주된 일자리에서 근로 가능시간에 제약이 있어 효용을 극대화하는 시간만큼 일하지 못하고 있는 ‘시간계약형’ 부업 참여자들과 그렇지 않은 ‘시간비계약형’ 부업 참여자들을 비교해 보면, 시간계약형의 부업 근로시간은 상대적으로 주업의 임금에 더 민감하게 반응하며, 부업의 임금에는 덜 민감하게(즉, 소득효과가 상대적으로 작음) 반응하는 것으로 분석되었다. 또한, 시간계약형의 경우 배우자의 경제활동 상태에도 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 시간계약형이 소득보충과 같은 경제적인 이유로 부업에 참가한다는 점을 고려하면 직관과 부합하는 결과이다.

우리나라 노동시장은 경제구조의 급속한 변화 속에서 다양한 형태의 고용이 이루어지고 있고 유연성(flexibility)도 점차 확대될 것으로 예상된다. 이처럼 점차 복잡해지고 유연해져 가는 환경에서는 일자리 및 소득의 불확실성이 커지기 마련인데, 본 연구의 분석결과들은 이러한 경제 환경의 변화로 인해 부업에 대한 수요도 지속적으로 증가될 것임을 시사해 준다. 현재 우리나라 노동시장에서는 장시간 근로 관행이 약화되고 있고 근로시간 감축에 대한 사회적 논의가 활발하게 진행되고 있는데, 이러한 관행과 제도의 변화는 근로자들로 하여금 주된 일자리에서 원하는 만큼의 충분한 근로와 소득을 확보하지 못하게 함으로써 근로자들로 하여금 추가적인 일자리에 대한 수요를 높이게 만들 것이다. 또한, 주업에서의 일자리 안전성이 약화되고 배우자 일자리의 안전성도 하락하여 미래 소득의 불확실성이 증가하게 되면 이에 대비하기 위해 주업 이외의 추가적인 일자리에 대한 수요가 증가될 것으로 예상된다. 따라서 이제는 부업에 대한 보다 높은 관심을 기울여야 할 때가 되었고, 그동안 주된 일자리에 초점을 맞춰 수립·운영해 온 노동시장 정책들도 이제는 부가적인 일자리까지 포함하여 노동시장 상황을 분석해야 보다 현실적인 정책들이 마련될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 문광수·이재희·이요행·오세진. 「대졸자의 투잡에 영향을 미치는 변인들에 대한 탐색적 연구」. 『한국자료분석학회』 11권 2호 (2009. 04.) : 1027-1040.
- 사람인(Saramin). 「직장인 10명 중 7명, 투잡 뛰고 싶어!」. 『사람인』 (2016. 06. 07.).
- 윤다혜. 「직장인 10명 중 7명, 투잡 뛰고 싶어!」. 『뉴스토마토』 (2016. 06. 07.).
- 유성렬. 「청소년 아르바이트 참여 결정요인에 관한 연구」. 『미래청소년학회』 7권 4호 (2010. 12.) : 47-66.
- 유진이. 「실업계 여자고등학생의 아르바이트 실태에 관한 연구」. 『청소년보호지도연구』 12집 (2008. 06.): 75-114.
- 이기혜·심재휘·우선영. 「생존분석을 적용한 고등학생의 최초 아르바이트 경험 시점에 대한 영향요인 검증」. 『한국청소년연구』, 27권 1호 (2016. 03.): 95-124.
- 정성미. 「부업을 하는 사람들의 현황과 특징」. 『노동리뷰』 143호 (2017. 02.): 51-67.
- 최효미. 「패널연구: 부업 (Dual-job) 계층의 특징과 실태」. 『노동리뷰』 12호 (2005. 12.): 63-73.
- 한국노동연구원. 『한국노동패널 1~17차년도 조사자료 User's Guide』.2016.
- Averett, S. L. "Moonlighting: Multiple Motives and Gender Differences." *Applied Economics* 33(11) (October 2010): 1391-1410.
- Bell, D., A. H. Robert, and R. E. Wright. "Multiple Job Holding as a 'Hedge' Against Unemployment." No. 1626. CEPR Discussion Papers. (April 1997).
- Böheim, R., and M. P. Taylor. "The Dynamics of Second Job Holding in the UK." The 2003 British Household Panel Survey Research Conference, Colchester, UK. (June 2003).
- Campbell, J. "Multiple Jobholding in States, 2002." *Monthly Labor Review* 126. U.S Bureau of Labor Statistics (November 2003): 20-21.
- Cohen, G. L. "Ever More Moonlighters." *Perspectives on Labour and Income* 6(3)

(Autumn 1994): 31-38.

- Conway, K. S., and J. Kimmel. "Male Labor Supply Estimates and the Decision to Moonlight." *Labour Economics* 5(2) (June 1998): 135-166.
- Dickey, H., V. Watson, and A. Zangelidis. "What Triggers Multiple Job Holding. An Experimental Investigation." MPRA Paper No. 17575, Munich Personal RePEc Archive. (September 2009).
- Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1) (March 1979): 153-162.
- Heineck, G., and J. Schwarze. "Fly me to the Moon: The Determinants of Secondary Jobholding in Germany and the UK." Discussion Paper Series No. 1358, IZA. (October 2004).
- Kimmel, J., and L. M. Powell. "Moonlighting Trends and Related Policy Issues in Canada and the United States." *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques* 25(2) (June 1999): 207-231.
- Krishnan, P. "The Economics of Moonlighting: A Double Self-Selection Model." *The Review of Economics and Statistics* 72(2) (May 1990): 361-367.
- Lalé, E. "Multiple Jobholding over the Past Two Decades." *Monthly Labor Review* 138. U.S. Bureau of Labor Statistics. (April 2015).
- O'Connell, J. F. "Multiple Job Holding and Marginal Tax Rates." *National Tax Journal* 32(1) (March 1979): 73-76.
- Panos, G. A., K. Poulidakas, and A. Zangelidis. "Multiple Job Holding as a Strategy for Skills Diversification and Labour Market Mobility." *Essex Business School Working Paper*. University of Essex. (August 2011).
- Paxson, C. H., and N. Sicherman. "The Dynamics of Dual Job Holding and Job Mobility." *Journal of Labor Economics* 14(3) (July 1996): 357-393.
- Raffel, J. A. and L. R. Groff. "Shedding Light on the Dark Side of Teacher Moonlighting." *Educational Evaluation and Policy Analysis* 12(4) (December 1990): 403-414.
- Renna, F., and R. L. Oaxaca. "The Economics of Dual Job Holding: A Job Portfolio Model of Labor Supply." *Discussion Paper Series* No. 1915. IZA. (January 2006).

- Schupp, J., J. Schwarze, and G. G. Wagner. "Erwerbsstatistik Unterschätzt Beschäftigung um 2 Millionen Personen." *DIW Wochenbericht* 64(38) (1997): 689-696.
- Schwarze J. and C. Helberger. "Nebenerwerbstätigkeit - in Gesamtwirtschaftlicher Perspektive." *Wirtschaftsdienst* 67(2) (1987): 83-90.
- Schwarze, J. "Determinanten der Mehrfachbeschäftigung." *Konjunkturpolitik* 37(1/2) (1991): 87-113
- Schwarze, J. "Nebenerwerbstätigkeit in Deutschland nimmt zu: zur Frage der Versicherungspflicht." *DIW Wochenbericht* 64(22) (1997): 406-412.
- Schwarze, J., and G. Heineck. "Rückgang der Nebenerwerbstätigkeit durch Einführung der Sozialversicherungspflicht wird überschätzt." *DIW Wochenbericht* 66(37) (1999): 661-666.
- Schwarze, J., and G. Heineck. "Auswirkungen der Einführung der Sozialversicherungspflicht für geringfügige Beschäftigung: eine Evaluation des 630-DM-Jobs-Reformgesetzes." No. 257. *DIW Discussion Papers*, (2001).
- Shishko, R., and B. Rostker. "The Economics of Multiple Job Holding." *The American Economic Review* 66(3) (June 1976): 298-308.
- Stinson Jr, J. F. "Multiple Jobholding Up Sharply in the 1990's." *Monthly Labor Review* 113. U.S Bureau of Labor Statistics. (July 1990): 3-10.
- Stinson Jr, J. F. "New Data on Multiple Jobholding Available from the CPS." *Monthly Labor Review* 120. U.S. Bureau of Labor Statistics. (March 1997): 3-8.
- Sussman, D. "Moonlighting: A Growing Way of Life." *Perspectives on Labour and Income* 10(2) (Summer 1998): 24-31.

〈부 록〉

〈부표 1〉 Heckit 모형을 통한 부업 임금함수 추정 결과

	선택식(부업 참여)	부업 임금
연령	0.078 (0.00)	-0.283 (0.32)
연령제곱	-0.001 (0.00)	0.002 (0.40)
남성	0.127 (0.00)	1.556 (0.05)
고졸	-0.092 (0.06)	(0.83) (0.425)
대출 이상	0.0718 (0.21)	0.947 (0.41)
자녀의 수	0.138 (0.00)	
자녀의 사교육비	-0.059 (0.00)	
비근로 소득	-0.007 (0.28)	
가구자산	0.48 (0.00)	
주업의 임금	-0.041 (0.042)	
주업의 근로시간	-0.007 (0.00)	
주업-임시/일용직	0.334 (0.00)	
주업-파트타임	0.33 (0.00)	
지역 더미	0	0
시간 더미	0	0
IMR		2.718 (0.02)
표본 수	43,911	43,911

주 : () 안은 p-value. 굵게 표시된 부분은 최소 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 상수항의 추정치는 보고에서 생략.
자료 : 「한국노동패널」 3-17차

abstract

Determinants of Moonlighting: the Case of the Married Workers in Korea

Yongbin Im* · Hyung-Jai Choi**

This study examined the moonlighting behavior in Korea, to which relatively less attention has been paid. Based on the wage earners of 25 to 65 year old married, the results show that about 1.4% of the sample have dual jobs, working very long hours, on average 60 hours for a week combining both the primary job and the secondary job. The results of the fixed effects logit model on the moonlighting participation indicate that the wage rate and the hours of work in the primary job have a negative effect on moonlighting participation while the insecurity of the primary job appears to lead to a higher probability of taking a secondary job. The results of the moonlighting hours analysis suggest that hours worked in the primary job have a negative effect on moonlight hours while the wage of the primary job does not appear to have any significant effect on moonlighting hours. Interestingly enough, the wage of the secondary job appears to have a negative impact on moonlighting hours, which might be very plausible considering the long working hours moonlighters are engaged in.

Keywords : moonlighting, job portfolio model, sample selection, fixed effects model

* Korea Institute for Health and Social Affairs (inter3874@naver.com)

** Department of Economic Policies, Korea University - Sejong