

여성 시간제-전일제 정규직 임금격차와 합의¹⁾

성 재 민²⁾

여성 임금근로자 중 시간제 비중은 2004년 13.0%에서 2013년 17.3%로 증가하였다. 이 연구에서는 이와 같이 증가한 여성 시간제와 전일제 정규직 간의 임금격차를 연구한다. 통계청 경제활동인구조사를 이용한 분석을 통해 2000년대 중반에는 임금 프리미엄을 누리던 시간제 근로가 임금 불이익을 경험하게 되었고, 이 불이익은 대부분 시간제 근로가 저임금 가능성이 높은 고연령, 저연령, 특정 산업 및 직업에서 증가한 결과임을 발견하였다. 시간제 및 전일제 일자리로의 선택편의를 고려하는 분석을 위해 한국노동패널조사를 이용해 분석한 결과, 선택편의까지 통제하면 최근에도 시간제는 임금 프리미엄을 누리고 있음을 발견하였으며, 과거에 비해 증가한 임금 불이익은 최근 들어 나타나고 있는 시간제 선택에서의 음의 선택편의와 관련이 있을 가능성도 발견하였다. 이와 같은 분석결과는 시간제 일자리의 질 제고를 위해 필요한 정책은 현재 확산된 특정 산업, 직업군을 넘어서 시간제 고용관행을 확산시키기 위한 정책적 대응이며, 중장기적으로 발생할 수 있는 시간제 고용차별을 막기 위한 제도를 도입한다면 존재하는 차별 자체가 크지 않은 지금이 적기임을 시사한다.

I. 머리말

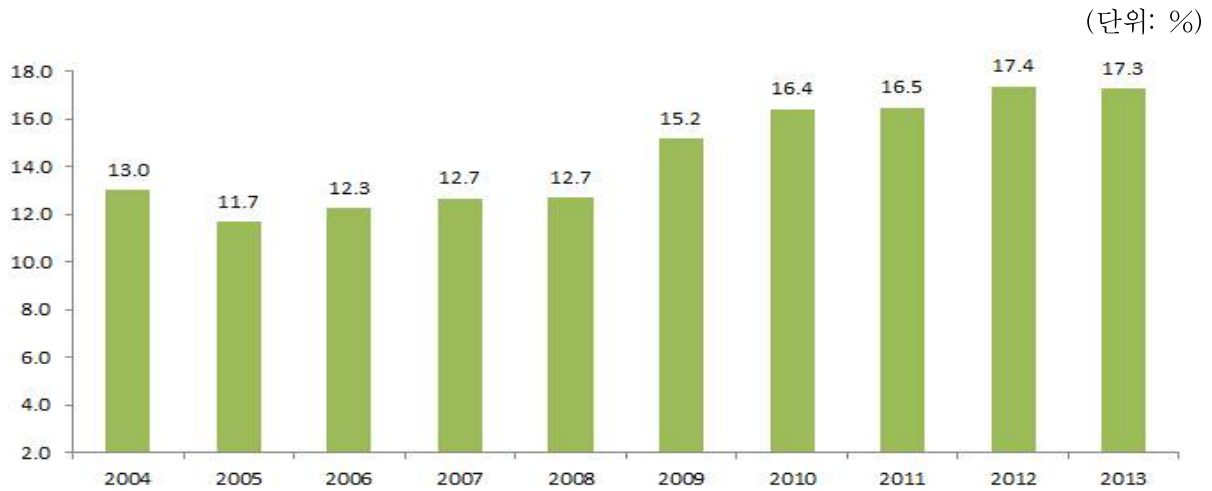
우리나라에서 여성 시간제 근로는 꾸준히 증가해 왔다. 10년 전인 2004년 13.0%였던 여성 시간제 근로 비중은 2013년 17.3%까지 증가하였다. 우리나라 뿐만 아니라 국제적으로 시간제 근로는 일과 가정의 양립 측면에서, 더 나아가 여성 고용률 제고 측면에서 주목되어 왔다. 그러나 우리나라의 시간제 근로 비중은 아직 OECD 다른 국가들에 비하면 높은 수준은 아니다.

국제적으로 시간제 근로는 자발적 선택 비중이 높은 고용형태이며, 국제적으로 비교 가능한 방식으로 조사된 우리나라 통계를 보더라도 다른 고용형태에 비해 자발성이 높은 일자리이기도 하다(한국노동패널조사 15차년도 기준 77%). 하지만, 시간제 근로가 과연 질이 좋은 일자리냐를 놓고 국제적으로 많은 논의가 있어 왔다. 대부분의 OECD국가들에서 시간제 근로는 전일제 일자리에 비해 저임금 일자리 특성을 강하게 지니고 있으며, 대부분의 나라에서 전일제 일자리보다 평균적으로 낮은 임금을 특징으로 한다.

1) 발전 중에 있는 원고입니다. 저자의 허락없는 인용을 금합니다.

2) 한국노동연구원 전문위원

[그림 1] 시간제 근로 비중 추이(각년도 8월 기준)



자료: 통계청, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월) 원자료, 각년도

본 연구에서는 여성 전일제 정규직 일자리와 시간제 일자리 간의 임금격차를 분석하고자 한다. 이를 통해 지난 10년 간의 시간제 일자리 확대가 질 높은 일자리로의 시간제 확산을 의미하는가, 현재 존재하는 전일제-시간제 간 임금격차가 차별을 의미하는가, 아니면 개인특성 차이의 반영인가, 아니면 또 다른 차원의 직종분리를 의미하는가에 대답하는 것을 목적으로 한다.

이를 위해 본 연구는 다음과 같이 구성하였다. 우선 2장에서는 선행연구를 정리하였으며, 3장에서는 시간 축에서 전일제-시간제 간 임금격차 추이를 분석하여 어떤 흐름이 나타나고 있는지 분석하였다. 이를 위해 우리나라에서 고용형태와 관련해 대표성이 있는 통계청의 경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사를 이용하였다. 4장에서는 현재 나타나고 있는 전일제-시간제 간 임금격차의 원인이 무엇인지 보다 심층적으로 분석하였다. 경제활동인구조사는 여성 경제활동에서 중요한 요인으로 평가되는 자녀 유무 등 가족 관련 변수가 존재하지 않는다. 이 장의 분석을 위해 한국노동패널조사를 분석에 활용하였다. 5장에서는 분석결과를 정리하고 정책 함의를 제시하였다.

II. 기존 연구, 자료 및 분석방법

전일제-시간제 임금격차는 왜 존재하는가? 가장 쉬운 대답은 차별 때문이다. 비공식 고용이 크고, 노동의 유연한 이용이 곧 정규직에 비해 낮은 임금과 높은 해고 가능성과 거의 동일시 되는 우리나라에서 시간제 일자리 역시 높은 차별 가능성을 안고 있다고 볼 수 있을 것이다.

다음으로는 직종 분리를 생각해 볼 수 있다. 직종분리는 특정 직종에서만 단시간 일하는 근로자를 원하기 때문에 발생할 수도 있고, 차별의 한 형태일 수도 있다.

또 다른 가능성으로는 시장이 잘 작동하는 상황에서도 시간제를 선호하는 사람과 전일제를 선호

하는 사람이 구분되어 있고, 시간제 일자리에 대한 상대 공급에 비해 상대 수요가 부족한 경우에도 임금격차가 나타날 수 있다(Hirsch, 2005). 또한, Ermisch et al.(1993)에서 지적된 것처럼 시간제를 선호하는 사람들은 은퇴과정 중에 있거나, 학업을 병행하거나, 가족 양육에 더 큰 책임성을 느끼는 사람들일 가능성이 높아 업무에 대한 책임감 정도가 다른 등 전일제와는 다른 공급 함수를 가지고 있을 수 있다.

이 외에도 사람을 채용, 훈련, 관리하는 데 드는 고정비용이 있는데, 이것이 시간제라고 해서 시간에 비례해 적게 들지 않는 경우 임금에 영향을 미칠 수 있을 것이다(Hirsch, 2005).

국제적으로 시간제 임금격차에 대한 많은 연구들이 있었다. 시간당 임금을 보면 전일제와 시간제 간에 상당한 임금격차가 관찰되지만, 인적 특성과 일자리 특성을 통제하면 거의, 또는 상당 부분의 임금격차가 사라진다는 연구들이 중요한 흐름을 형성하고 있다. 이를테면, Matteazzi et al.(2012)는 오스트리아, 이탈리아, 폴란드, 영국 비교연구를 통해 인적 특성과 일자리 특성을 통제하면 시간제 임금격차가 상당부분 설명되며, 미관측 특성을 교정할 경우 오스트리아와 폴란드의 경우 임금 프리미엄이 관찰된다고 분석하였다.

Manning & Petrongolo(2008)는 영국을 대상으로 연구하였는데, 시간제 여성은 전일제 여성보다 약 25%쯤 적은 시간당 임금을 받지만, 인적 속성을 포함할 경우 약 절반으로 축소되며, 직종을 포함할 경우 이 격차는 매우 작은 수준으로 떨어짐을 발견하였다. 이들에 따르면 지난 30년 간 시간제 임금격차가 증가했지만, 이 증가는 대부분 전체적인 임금불평등 상승과 더불어 심화된 직종 분리 현상에 기인하였다.

Jepsen et al.(2005)은 벨기에, Hardoy and Schone(2006)는 노르웨이를 대상으로 한 연구에서 인적특성과 함께 산업, 직종을 통제하면 시간제 임금격차가 사라진다는 유사한 결론을 도출하였다. Hirsch(2005)는 미국을 대상으로, Wolf(2013)는 독일을 대상으로 시간제 여성의 임금 격차가 인적 특성과 일자리 특성을 통제하면 상당부분 줄어든다고 하였다.

Booth & Wood(2008)은 호주를 대상으로 한 연구에서 미관측 개인 특성을 통제하면 시간제 임금 불이익이 아니라 프리미엄(premium)이 관찰된다고 분석하였다.

이상의 연구들은 시간제 임금격차의 요인으로 시간제 일자리에 종사하는 사람들이 대체로 열악한 인적자본을 가지거나, 대체로 특정 직업군에 집중되는 경향이 있다는 점을 강조한다. 앞서 정리한 시간제 임금격차의 요인들 중 차별의 중요성은 크지 않다는 것이다. Manning & Petrongolo(2008)는 시간제 임금격차가 갖는 이와 같은 특징 때문에 정책대안으로 차별 감소정책은 큰 효과가 없을 것이고, 더 좋은 일자리가 시간제로 이용 가능하도록 해야 할 것이라고 주장하였다.

여기서는 이와 같은 분석들이 우리나라에서도 유사하게 관찰되는지 분석해 보고자 한다. 위에 언급한 많은 연구들이 인적 특성과 일자리 특성의 통제만으로 시간제 임금격차가 대부분 사라지거나 상당히 축소되며, 일부 국가의 경우 전일제 혹은 시간제로의 선택편의(selection bias)까지 통제할 경우 임금격차가 축소를 넘어 프리미엄으로 바뀌는 현상까지 관찰된다고 하였다. 이와 같은 선행연구들의 결론을 염두에 두면, 기본적인 인적특성과 일자리 특성 외에 여성의 일자리 선택에서

나타나는 편위의 문제도 고려해야 할 것이다. 자료에서는 관찰되지 않는 일에 대한 헌신 정도나 가족에 대한 헌신, 능력 등은 여성의 미취업, 시간제, 전일제 선택에 중요한 영향을 미치고, 이러한 차이는 임금 차이에도 일부 영향을 미칠 것이기 때문이다.

선택편의까지 고려할 때 사용할 모형은 미취업, 시간제, 전일제 선택에서의 선택편의를 고려하는 모형이다. 미취업에서 시간제 → 전일제 선택이 시간의 증가라는 측면에서 서열이 있다고 볼 수 있으므로 미취업, 시간제, 전일제 선택 모형을 서열형 프라빗(ordered probit model)으로 추정하고, 이로부터 Mills Ratio를 계산해 2단계로 시간제, 전일제 임금함수를 추정하는 모형이다. 이하의 분석모형에 대한 설명은 Ermisch & Wright(1993)를 따를 것이다.

바라는 근로시간을 측정하는 잠재변수를 J 라고 할 때 $J > \Psi$ 이면 전일제를 선택하고, $0 < J \leq \Psi$ 이면 시간제를 선택하며, $J \leq 0$ 이면 일하지 않는 것을 선택한다고 하자. 여기서 Ψ 는 시간제와 전일제를 나누는 근로시간 경계값이 된다. J 는 여성의 일자리 선택에 영향을 미치는 변수들의 함수일 것이다. 이와 같은 변수들을 Z 라고 한다면, 이 관계는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$(1) \quad J = \beta Z + u$$

이 방정식은 실제로는 관찰되지 않으며, 우리가 관찰할 수 있는 것은 J 가 미취업, 시간제, 전일제라는 선택으로 나타난 결과이다. 즉, 실제 추정에서 J 는 미취업=0, 시간제=1, 전일제=2인 서열 변수이며, 위 식 (1)은 서열형 프라빗(ordered probit)으로 추정될 것이다.

$u, \epsilon_f, \epsilon_p$ 가 trivariate normal 분포를 한다는 가정 하에 시간제(W_p)와 전일제(W_f)의 로그임금의 조건부 기댓값은 다음의 식 (2)로 표현될 수 있다.

$$(2) \quad \begin{aligned} E[\log W_f | J > \Psi] &= \gamma_f X + E[\epsilon_f | u > \Psi - \beta Z] \\ E[\log W_p | 0 < J \leq \Psi] &= \gamma_p X + E[\epsilon_p | -\beta Z < u \leq \Psi - \beta Z] \end{aligned}$$

실제 추정에서는 1단계로 서열형 프라빗 모형을 추정한 후 이로부터 Mills ratio(λ_f, λ_p)를 추정해 각각 시간제 임금함수와 전일제 임금함수에 투입하여 2단계로 식 (3)과 같은 선형회귀분석을 실시할 것이다. 여기서 ρ_f 와 ρ_p 는 각각 u 와 ϵ_f , u 와 ϵ_p 의 상관계수가 되며, $u, \epsilon_f, \epsilon_p$ 의 분산은 각각 1, σ_f, σ_p 이다. v_f, v_p 는 X 와 Mills ratio에 독립이 가정되며, Φ 와 ϕ 는 각각 표준정규분포와 밀도함수이다.

$$(3) \quad \begin{aligned} \log W_f &= \gamma_f X + \rho_f \sigma_f \lambda_f(\Psi, \beta Z) + v_f \\ \log W_p &= \gamma_p X + \rho_p \sigma_p \lambda_p(\Psi, \beta Z) + v_p \end{aligned}$$

Mills ratio의 형태는 각각 다음 식 (4)와 같다.

$$(4) \quad \lambda_f(\Psi, \beta Z) = \phi(\Psi - \beta Z) / [1 - \Phi(\Psi - \beta Z)]$$

$$\lambda_p(\Psi, \beta Z) = [\phi(-\beta Z) - \phi(\Psi - \beta Z)] / [\Phi(\Psi - \beta Z) - \Phi(-\beta Z)]$$

위 (3)번 식을 추정했을 때 ρ_f 와 ρ_p 가 통계적으로 유의하다면 선택편의가 존재하는 것이지만, 무의미하다면 선택편의가 존재하지 않는 것으로 해석하면 될 것이다.

위와 같이 추정된 식을 이용해 Matteazzi, Pailhe and Solaz(2012), Neuman & Oaxaca(2004), Idson & Feaster(1990)를 따라 식 (5)와 같이 특성차이로 설명되는 부분(등식 우측 첫 번째 항), 설명되지 않는 부분 또는 차별에 귀속되는 부분(등식 우측 두 번째 항), 선택편의로 설명되는 부분(등식 우측 세 번째 항)으로 분해할 것이다. 각 항의 표준오차는 전 과정을 부트스트랩으로 100회 반복해 추정하였다.

$$(5) \quad \bar{y}_f - \bar{y}_p = (\bar{x}_f - \bar{x}_p)\hat{\beta}_f + \bar{x}_p(\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_p) + (\bar{\lambda}_f\hat{\delta}_f - \bar{\lambda}_p\hat{\delta}_p)$$

위와 같이 분해하면 최종적으로 세 부분 각각의 시간제 임금격차에서의 영향력을 확인할 수 있을 것이다. 지금까지 설명한 모형이 미취업, 시간제, 전일제 사이의 선택편의를 고려할 경우의 분석 방법이라면, 보다 간단한 모형은 시간제/ 전일제로 나누어 임금함수를 추정한 후 식 (5)의 등식 우측의 두 번째 항까지를 분해하는 모형이다. 이와 같이 간단한 모형을 추정할 때와 선택편의를 고려한 모형을 추정할 때 어떤 차이가 나타나는지도 확인해 볼 것이다.

분석을 위해 먼저 통계청 경제활동인구조사를 분석할 것이다. 이 조사는 우리나라 고용에 대표성을 갖는 공식통계로, 매년 8월에는 부가조사로 비정규직에 대표성 있는 고용통계를 산출한다. 8월 부가조사 자료에는 지난 3개월 간 받은 월임금 자료와 통상 근로시간(정확히는 “정해진” 근로 시간) 변수가 있어 임금에 대한 연구도 할 수 있다. 이 자료로는 연령, 교육수준, 산업, 직업, 사업체 규모를 통제할 때 시간제 임금격차가 어떻게 변하는지 분석해볼 것이다.

그렇지만, 이 조사에는 미취업, 시간제, 전일제 선택 모형을 추정할 때 추가 변수로 사용되는 자녀 관련 변수와 배우자 관련 변수가 없다는 한계가 있다.³⁾ 따라서 경제활동인구조사로는 이 연구에서 최종적으로 고려하고자 하는 선택편의의 영향은 분석할 수 없는 한계가 있다. 그래서, 선택편의까지 고려하는 분석은 자녀 관련 변수와 배우자 관련 변수가 존재하는 한국노동패널조사를 이용할 것이다. 위에서 설명한 분해 방법도 한국노동패널조사를 이용할 경우에만 제시하고, 경제활동인구조사를 이용할 때에는 간단한 선형 회귀분석을 통해 시간제 임금격차가 인적, 일자리 특성변수를 추가할 때 어떻게 변하는지, 시간에 따라서는 어떤 변화를 보였는지만 분석해 볼 것이다.

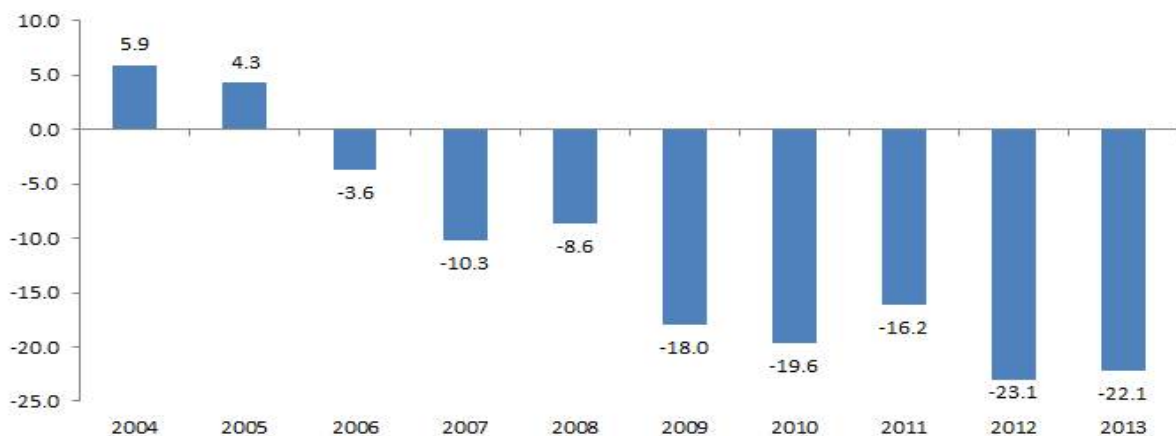
3) 물론, Manning & Petrongolo (2008)가 지적하듯이 이들 변수가 경제활동에만 영향을 미치고 여성의 임금에는 영향을 미친다고 단언할 수는 없는 한계가 있을 것이다.

III. 경제활동인구조사를 이용한 시간제 임금격차

먼저 여성 전일제 정규직과 시간제 간의 시간당 임금격차 추이를 보면, 2004년이나 2005년에는 다른 특성을 통제하지 않아도 전일제 정규직에 비해 임금 프리미엄을 누렸으며, 2006년부터 임금 불이익으로 전환된 후 격차가 증가하여 2013년에는 22.1% 낮은 시간당 임금을 받는 것으로 나타났다.

[그림 2] 전일제 정규직과 시간제 임금격차 추이

(단위: %)



주: 수치는 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월) 원자료, 각년도

다음으로 인적 특성(연령, 연령제곱, 교육수준)만 통제한 상태에서 전일제 정규직과 시간제의 임금격차가 어떻게 변하는 지 추정해 보았다. 2004년부터 2008년까지는 통계적으로 유의한 임금프리미엄이 관찰되며, 그 이후로는 임금 불이익으로 바뀌지만, 임금 불이익의 정도는 원래의 격차에 비하면 절반에서 30% 수준까지 감소하는 것으로 나타났다.

일자리 특성(산업, 직업, 사업체 규모)까지 통제하면 거의 대부분의 계수값이 임금프리미엄으로 바뀐다. 2010, 2012, 2013년은 통계적으로 무의미한 값이므로 일자리 특성까지 통제하면 임금 프리미엄도, 임금 불이익도 없는 것이다.

[그림 3] 전일제 정규직과 시간제 임금격차 추이 - 개인 특성 통제 후

(단위: %)

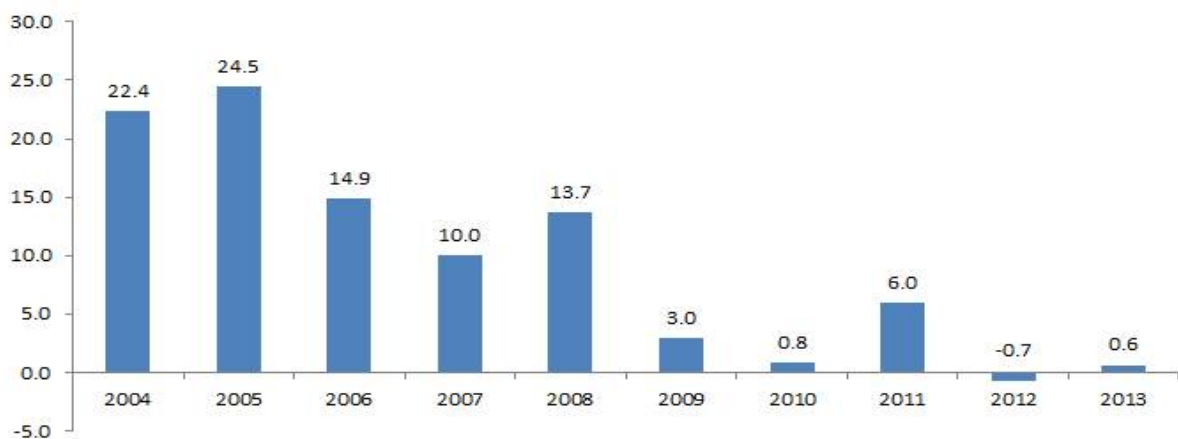


주: 수치는 2007년만 무의미하고, 나머지는 5% 수준에서 통계적으로 유의. 종속변수는 로그 시간당임금, 설명변수는 연령, 연령제곱, 교육수준 더미(초졸 이하 기준, 고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상), 시간제 더미를 이용한 선형회귀분석 결과임. 보고된 수치는 시간제 더미 계수를 $100 \times [\exp(\text{회귀계수}) - 1]$ 로 변형해 정확한 % 차이로 환산한 값임.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월) 원자료, 각년도

[그림 4] 전일제 정규직과 시간제 임금격차 추이 - 개인 특성 + 일자리 특성 통제 후

(단위: %)



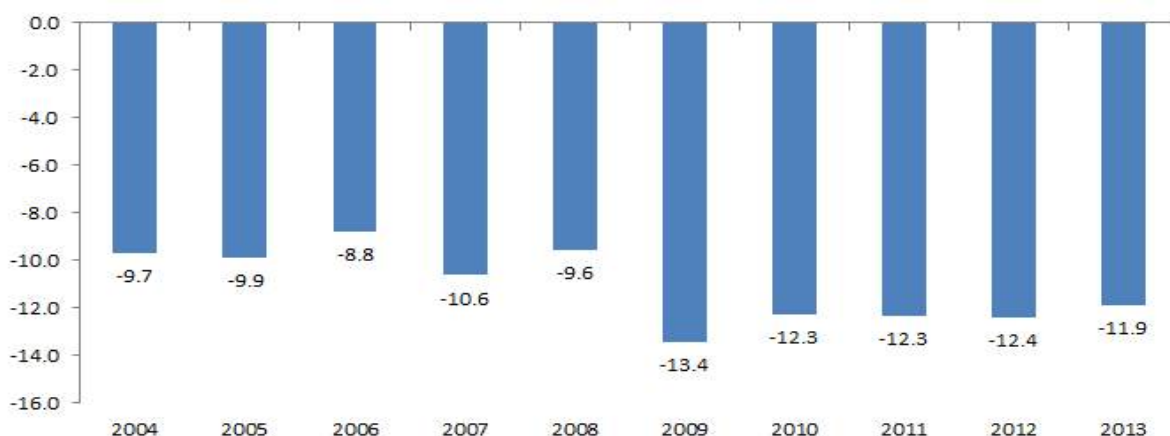
주: 수치는 2010, 2012, 2013년만 통계적으로 무의미하고 나머지는 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의. 그림 3의 종속변수와 설명변수에 산업 및 직업을 대분류로 통제하고 종업원수(5인 미만 기준 5-9인, 10-29인, 30-99인, 100-299인, 300+)를 추가하여 선형회귀분석한 결과임.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월) 원자료, 각년도

비교를 위해 여성 전일제 정규직과 비정규직 간의 임금격차도 같은 방식으로 추정해 보았다. 비정규직 중 시간제는 제외하고 추정하였다. 인적 특성과 일자리 특성을 통제 후 추정한 결과인데, 시간제와는 달리 통계적으로 유의한 (-)값이 관찰된다. 이는 여성 시간제 일자리와 전일제 비정규직 일자리는 상당히 다른 특성을 가지고 있을 가능성을 시사한다. 특성을 통제한 후에도 큰 임금 불이익이 남아 있기 때문이다.

[그림 5] 전일제 정규직과 시간제를 제외한 비정규직 간 임금격차 추이

(단위: %)

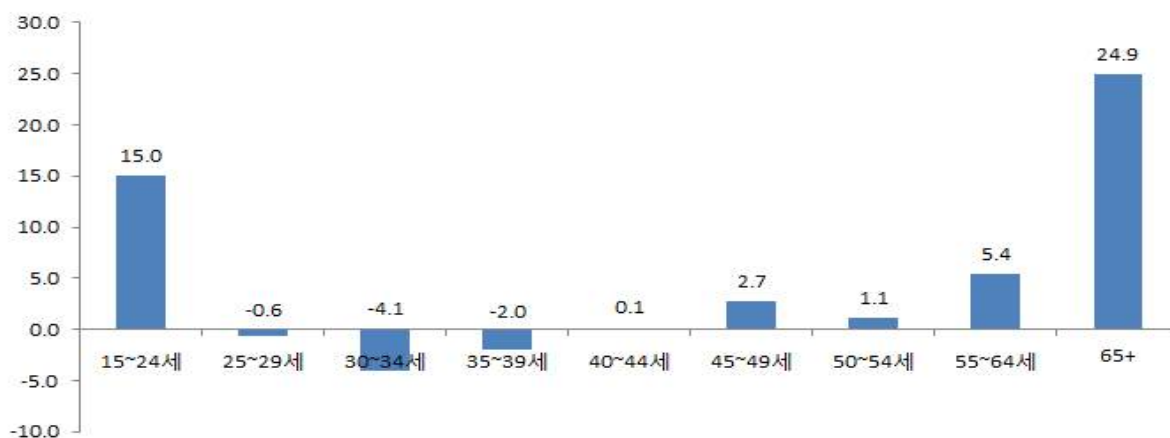


주: 수치는 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(8월) 원자료, 각년도

[그림 6] 연령별 임금근로자 중 시간제 비중 2004-2013년 간 증감

(단위: %p)



자료: 성재민, 여성 시간제 일자리 확산과 함의, 노동리뷰 2014년 6월호, 한국노동연구원(출판 예정)

<표 1> 2013년 직업×산업별 여성 임금근로자 중 시간제 비중/ 2004-2013년 간 시간제 비중 증감

	전문가		사무 종사자		서비스 종사자		판매 종사자		단순노무		모든 직업	
	%	증감(%p)	%	증감(%p)	%	증감(%p)	%	증감(%p)	%	증감(%p)	%	증감(%p)
제조업	0.0	-1.3	3.7	2.8	10.9	-8.2	14.9	5.5	11.5	-5.4	5.6	-2.4
도매 및 소매업	14.1	10.8	6.2	3.9	33.2	18.2	22.3	7.7	42.0	-2.6	20.3	5.7
숙박 및 음식점업	10.8	-14.8	0.0	-3.6	27.0	8.8	54.9	37.7	31.0	7.8	29.6	11.0
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	3.7	3.7	3.0	-1.6	14.2	-7.5	13.7	-5.9	20.1	9.1	13.1	2.2
공공행정 국방 및 사회보장 행정	22.6	8.8	15.9	-2.8	34.0	16.1	-	-	75.3	36.2	32.3	10.3
교육 서비스업	23.5	4.3	12.6	1.5	5.0	-7.9	9.2	-8.8	59.8	29.2	21.8	3.6
보건 및 사회복지 서비스	5.0	2.5	7.4	1.1	36.7	28.0	-	-	60.1	43.9	15.8	11.5
예술 스포츠 및 여가 관련 서비스	24.0	14.4	8.6	4.1	30.8	13.7	47.7	28.3	31.1	-2.6	25.7	9.3
협회 단체 수리 및 기타 개인 서비스	23.2	-1.1	13.8	8.9	15.8	6.5	18.1	1.8	37.0	1.6	19.2	5.1
기타 산업	6.8	5.4	3.8	0.7	5.0	-22.5	8.6	0.9	34.3	-0.7	11.1	1.0
모든 산업	12.8	1.0	6.7	1.8	26.1	9.2	21.2	8.0	31.8	7.2	17.3	4.3

자료: 정재민, 여성 시간제 일자리 확산과 함의, 노동리뷰 2014년 6월호, 한국노동연구원(출판 예정)

시간제 근로와 전일제 정규직 간 임금격차가 꾸준히 증가하고, 또 인적 특성, 일자리 특성을 통제할 때 격차가 사라지는 것은 [그림 6]과 같이 고연령층과 저연령층에서 시간제 근로 비중이 급격히 증가한 반면, 25-54세에서는 거의 비중 변동이 없고, 또 <표 1>에서 보이듯 일부 업종, 직업에 집중되는 형태로 시간제 근로가 증가한 것이 반영된 결과일 것이다.

IV. 선택편의를 고려한 시간제 임금격차 분해

지금까지 경제활동인구조사를 이용해 시간제 임금격차를 분석해 보았다. 추이로 보면 과거엔 시간당 임금 기준 시간제 임금 프리미엄이 있었다고 볼 수 있고, 현재는 그렇지 않은 상황이나, 인적 특성과 일자리 특성을 통제하면 임금 불이익의 대부분이 사라지는 것을 발견하였다. 이와 같은 임금격차는 전일제 정규직과 비시간제 비정규직 간의 임금격차에서는 발견되지 않는 시간제만의 특징이었다.

이 장에서는 그렇다면 선택편의까지 고려하면 어떤 결과가 나타나는지 분석해 보고자 한다. 여성의 취업과 근로시간 선택에는 결혼, 배우자 소득, 자녀의 존재 유무 및 연령이 중요한 역할을 하

고 있음이 여러 연구에서 밝혀진 바 있다. 이들 변수는 이런 점에서 여성 임금의 선택편의를 연구할 때 경제활동 참가를 결정하는 변수로 자주 활용되곤 한다. 물론, 이들 변수가 경제활동 선택에만 영향을 미치고 임금에는 영향을 미치지 않는다고 단언할 수 없다는 점에서 식별(identification) 가정을 만족시킨다 하긴 다소 부족함이 있다. 그러나, 이 연구에서는 Manning & Petrongolo (2008) 등 이 분야에서 수행된 많은 연구들을 따라 이 변수를 경제활동 선택 변수로 활용할 것이다.

한국노동패널조사는 각 개인의 지난 1년 간 연간근로소득을 조사한다. 배우자 소득은 이 변수를 활용하였다. 배우자가 없거나 소득이 없는 경우 배우자 소득은 0으로 처리하였다. 농림어업은 분석대상에서 제외하고, 20-64세 여성으로 분석대상을 제한하였다. 자녀 변수는 6세 이하 자녀 유무, 7~12세 이하 자녀 유무, 13~19세 이하 자녀 유무 등 세 더미변수를 생성하였다. 이렇게 되면 기준범주는 자녀가 없거나 성인 자녀가 있는 경우가 된다.

그런데, 한국노동패널조사의 시간제 변수에 대해 한 가지 주의가 필요하다. 경제활동인구조사는 본인이 시간제라고 응답한 경우 주당 36시간 미만 일해야 시간제로 분류하는데, 한국노동패널조사는 시간과 무관하게 시간제로 처리한다. 따라서 경제활동인구조사와 비슷하게 시간제를 정의하려면 주당 일하는 시간을 36시간 미만이라고 응답한 경우만 시간제로 간주해야 한다. 무엇이 적절한지는 사전적으로 판단하기 어려우므로 여기서는 본인이 시간제로 응답한 경우, 시간제 응답+36시간 미만인 경우만 시간제로 간주하는 두 가지 모두에 대해 분석결과를 제시하겠다.

분석을 위해 자료는 몇 년 치를 합쳐서 분석하였다. 충분한 분석케이스 확보를 위해서 그렇게 했는데, 경제활동인구조사 결과를 감안해 6-8차(2003-2005년)와 12-15차(2009-2012년) 자료를 합쳤다. 5차년도까지는 개인 연간근로소득이 조사되지 않았으므로, 분석대상 시점을 좀 더 과거로 할 수 없었다. 패널조사이므로 이하의 모든 분석결과는 같은 개인이 중복되어 나타남을 고려해 로버스트 표준오차를 보고하였다. Stata의 cluster robust 옵션을 활용하였음을 밝혀 둔다.

먼저 선택편의를 고려하지 않은 분석결과를 <표 2>와 <표 3>에 제시하였다. <표 2>는 36시간 미만 시간제만 시간제로 간주해 전일제 정규직과 임금격차를 분해한 결과이다. 전일제와 시간제의 시간당 임금격차는 6-8차(2003-2005년) 기준 약 0.036 로그 포인트, 즉 약 -4%에서 12-15차(2009-2012년) 약 -9%로 확대되었다. 12-15차 자료 결과는 통계적으로 유의하지만, 6-8차 자료 수치는 통계적으로 유의한 차이가 아니므로, 과거에는 차이가 없었으나 현재는 시간제 임금 불이익이 존재한다고 해석할 수 있는 결과이다.

개인 특성(연령, 연령 제곱, 교육)만 통제할 때 연령과 교육의 분포 차이로 설명될 수 있는 차이는 6-8차년 조사에서는 0.078, 이들 분포 차이로 설명되지 않는 부분은 약 -0.042이므로 분포 차이만으로 100% 이상 설명되는 것으로 나타났다. 이 설명된 차이는 통계적으로 유의하므로, 만약 개인 특성이 전일제 정규직과 시간제 간에 같았다면, 시간제는 임금 불이익을 얻는 것이 아니라 임금 프리미엄을 얻었을 것이란 결과가 된다.

12-15차년도 조사에서는 전체 차이 0.088 중 분포 차이로 설명된 차이가 0.078, 설명되지 않는 차이는 0.010으로 나타나 대부분의 시간제 임금격차가 연령과 교육 분포 차이 때문인 것으로 분석

되었다.

사업체 특성까지 고려하면 분포 차이로 설명되는 부분은 훨씬 커진다. 사업체 특성까지 고려하면 6-8차(2003-2005년) 뿐 아니라 12-15차(2009-2012년)에서도 임금 불이익이 아니라 임금 프리미엄이 관찰되는 것으로 결과가 바뀐다.

<표 2> Oaxaca 분해 - 선택편의를 고려하지 않는 경우: 36시간 미만 시간제와 전일제 정규직

		6-8차		12-15차	
개인특성(연령/ 교육)	전일제 임금	-0.647	(0.010)	-0.278	(0.007)
	시간제 임금	-0.683	(0.043)	-0.366	(0.025)
	차이	0.036	(0.044)	0.088	(0.026)
	설명된 차이	0.078	(0.022)	0.078	(0.014)
	설명되지 않은 차이	-0.042	(0.040)	0.010	(0.023)
개인특성+일자리 특성 (직업, 산업, 종업원수)	전일제 임금	-0.647	(0.010)	-0.278	(0.007)
	시간제 임금	-0.683	(0.043)	-0.366	(0.025)
	차이	0.036	(0.045)	0.088	(0.026)
	설명된 차이	0.205	(0.027)	0.178	(0.016)
	설명되지 않은 차이	-0.169	(0.040)	-0.090	(0.022)

주: 괄호는 표준오차

다음으로 36시간 미만 기준을 고려하지 않고 시간제라고 응답한 사람 전체를 시간제로 간주하고 어떤 결과 차이가 있는지 확인해 보았다. 이렇게 하면 전일제 시간당 임금과 시간제 시간당 임금 격차는 6-8차와 12-15차 간에 거의 차이가 없는 각각 약 27, 29%(0.242, 0.253 로그 포인트) 정도의 임금 불이익이 관측되는데, 개인 특성만 통제하면 설명된 차이가 약 절반 가량의 임금 불이익을 설명하는 것으로 분석되었다. 그러나 여기에 일자리 특성까지 고려하면 대부분의 임금 불이익이 분포 차이로 설명되어 임금 불이익 대부분이 개인 특성과 일자리 특성의 결과인 것으로 나타난다.

<표 3> Oaxaca 분해 - 선택편의를 고려하지 않는 경우: 36시간 미만 시간 기준 고려하지 않은 경우

		6-8차		12-15차	
개인특성(연령/ 교육)	전일제 임금	-0.657	(0.010)	-0.278	(0.007)
	시간제 임금	-0.899	(0.029)	-0.531	(0.018)
	차이	0.242	(0.031)	0.253	(0.019)
	설명된 차이	0.115	(0.016)	0.133	(0.011)
	설명되지 않은 차이	0.127	(0.029)	0.120	(0.017)
개인특성+일자리 특성(직업, 산업, 종업원수)	전일제 임금	-0.657	(0.010)	-0.278	(0.007)
	시간제 임금	-0.899	(0.029)	-0.531	(0.018)
	차이	0.242	(0.031)	0.253	(0.019)
	설명된 차이	0.238	(0.021)	0.234	(0.013)
	설명되지 않은 차이	0.004	(0.029)	0.018	(0.017)

주: 괄호는 표준오차.

36시간 기준으로 통제하나 아니냐에 따라 전일제와 시간제 간의 임금 격차가 상당히 크게 차이나지만, 개인 특성에 일자리 특성까지 통제하면 대부분의 격차가 사라진다는 점에서 유사하고, 앞서 분석한 경제활동인구조사 결과와도 별 다르지 않았다.⁴⁾

다음으로는 앞서 설명한 방식으로 선택편의를 고려할 때 결과에 어떤 변화가 있는지 분석한 결과를 보자. 먼저 36시간 미만 기준까지 고려한 회귀분석 결과를 보면, 12-15차년도는 시간제의 경우 Mills Ratio의 계수가 통계적으로 유의한 (-)를 보여 음의 선택편의, 즉 미관측된 특성이 임금이 낮을 특성이 높은 쪽에서 시간제를 선택할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반대로 전일제 정규직은 통계적으로 유의한 양의 선택편의가 나타나 대조를 보였다. 대체로 보면 인적특성은 계수의 절대값이 시간제가 전일제 정규직에 비해 작아 인적 특성에 따른 보상 차이는 시간제에서 적은 것을 알 수 있다.

다음으로 36시간 미만 기준까지 고려한 6-8차 결과를 보면 시간제는 선택편의향이 통계적으로 유의하지 않은 (+)로 추정된 반면, 전일제 정규직은 통계적으로 유의한 (+)로 추정되었다. 과거에도 전일제 정규직은 양의 선택편의가 나타났지만, 시간제는 선택편의가 없었다는 의미이다. 12-15차에서는 시간제에서 음의 선택편의가 나타났는데, 다른 조건이 동일하다면 전일제 정규직에 양의 선택편의가 꾸준히 있고, 시간제에서 과거엔 선택편의가 없다가 현재는 음의 선택편의가 나타나는 방향의 변화가 있었다면, 과거에 비해 현재에 시간제와 전일제 정규직 간의 임금격차가 더 증가했을 것이다. 실제로도 36시간 미만 시간제 기준으로 보면 6-8차에 비해 12-15차에 임금격차가 더 증가했으므로, 선택편의 방향 변화가 과거에 비해 증가된 임금격차의 한 원인이라고 결론지을 수 있겠다.

시간제한을 두지 않고 시간제로 응답한 경우 전체를 기준으로 보면, 시간제 선택편의향이 12-15차에 여전히 (-)이지만 통계적으로 유의하지 않아 통계적 관점으로는 시간제의 경우 선택편의가 존재하지 않는 것으로 나타나는데, 이는 36시간 미만으로 제한한 앞의 결과와는 계수만 같고 통계적 유의도는 다른 결과이다. 전일제 정규직은 12-15차나 6-8차 모두에서 양의 선택편의가 나타났으며, 6-8차에서는 시간제도 10% 수준에서 유의한 양의 선택편의가 관찰되었다. 이는 36시간 미만으로 시간제한 했을 경우와 유사한 결과이다. 시간제한을 두지 않을 경우 6-8차에 비해 12-15차에서 미미하게 시간제 임금격차가 증가했을 뿐인데, 12-15차에 시간제 선택편의가 음이긴 하지만 통계적으로 유의하지 않은 것과 관련이 있을 것이다.

4) 결과를 액면 그대로 해석하면 36시간 미만은 시간당 보상 수준이 그렇지 않은 경우에 비해 높았다는 의미가 되는데, 이것이 얼마나 일반적인 것인지, 일반적이라면 원인이 무엇인지는 별도의 연구가 필요할 것 같다.

<표 4> 선택편의 교정 모형 - 36시간 미만 시간제 기준(12-15차년도 자료)

	선택 방정식			시간제			전일제		
	회귀 계수	표준 오차	p값	회귀 계수	표준 오차	p값	회귀 계수	표준 오차	p값
혼인상태(기준: 미혼)									
기혼	-0.307	0.048	0.000						
이혼	0.026	0.069	0.711						
사별	-0.037	0.072	0.612						
자녀유무(기준: 19세 이하 자녀 무)									
6세 이하 자녀유무	-0.638	0.039	0.000						
12세 이하 자녀 유무	-0.456	0.044	0.000						
19세 이하 자녀 유무	0.203	0.039	0.000						
배우자 소득	0.000	0.000	0.000						
Mills Ratio				-0.173	0.055	0.002	0.102	0.019	0.000
연령	0.137	0.010	0.000	-0.011	0.017	0.519	0.039	0.004	0.000
연령제곱	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.315	0.000	0.000	0.000
교육(기준: 고졸 미만)									
고졸	-0.041	0.034	0.233	0.096	0.055	0.082	0.136	0.019	0.000
전문대졸	0.297	0.043	0.000	0.187	0.085	0.028	0.338	0.024	0.000
대졸 이상	0.297	0.041	0.000	0.237	0.086	0.006	0.487	0.024	0.000
직업(기준: 관리/(준)전문가)									
사무직				-0.722	0.094	0.000	-0.044	0.016	0.005
판매·서비스직				-0.572	0.073	0.000	-0.298	0.021	0.000
기능원				-0.449	0.148	0.002	-0.326	0.030	0.000
조작원				-0.699	0.150	0.000	-0.303	0.028	0.000
단순노무				-0.637	0.082	0.000	-0.424	0.026	0.000
산업(기준: 광공업)									
도소매·숙박음식				0.106	0.087	0.221	-0.071	0.021	0.001
운수·통신·금융· 부동산·사업서비스				0.550	0.114	0.000	0.078	0.020	0.000
공공행정·교육·보건·복지				0.127	0.090	0.161	-0.046	0.020	0.021
오락·기타개인				0.201	0.095	0.034	-0.051	0.025	0.045
종업원수(기준: 29인 이하)									
30~299인				0.352	0.068	0.000	0.177	0.014	0.000
300인 이상				0.326	0.080	0.000	0.348	0.016	0.000
정부소속				0.222	0.086	0.010	0.343	0.020	0.000
특정사업체 소속 아님				0.103	0.089	0.242	0.050	0.066	0.450
상수항				-0.127	0.376	0.735	-1.417	0.082	0.000
cutoff1	1.993	0.186	0.000						
cutoff2	2.117	0.186	0.000						

<표 5> 선택편의 교정 모형 - 36시간 미만 시간제 기준(6-8차년도 자료)

	선택 방정식			시간제			전일제		
	회귀계수	표준오차	p값	회귀계수	표준오차	p값	회귀계수	표준오차	p값
혼인상태(기준: 미혼)									
기혼	-0.493	0.061	0.000						
이혼	-0.060	0.106	0.569						
사별	0.022	0.088	0.803						
자녀유무(기준: 19세 이하 자녀 무)									
6세 이하 자녀유무	-0.610	0.051	0.000						
12세 이하 자녀 유무	-0.220	0.056	0.000						
19세 이하 자녀 유무	0.040	0.052	0.442						
배우자 소득	0.000	0.000	0.000						
Mills Ratio				0.038	0.097	0.697	0.149	0.030	0.000
연령	0.139	0.012	0.000	0.045	0.026	0.092	0.057	0.006	0.000
연령제곱	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.248	-0.001	0.000	0.000
교육(기준: 고졸 미만)									
고졸	-0.241	0.041	0.000	0.009	0.092	0.924	0.131	0.027	0.000
전문대졸	0.051	0.055	0.359	-0.045	0.146	0.759	0.219	0.035	0.000
대졸 이상	0.097	0.051	0.056	0.412	0.150	0.006	0.451	0.035	0.000
직업(기준: 관리/(준)전문가)									
사무직				-0.503	0.179	0.005	-0.064	0.024	0.006
판매·서비스직				-0.827	0.141	0.000	-0.335	0.031	0.000
기능원				-0.636	0.199	0.001	-0.341	0.039	0.000
조작원				-0.685	0.242	0.005	-0.412	0.040	0.000
단순노무				-0.781	0.152	0.000	-0.456	0.038	0.000
산업(기준: 광공업)									
도소매·숙박음식				0.352	0.124	0.005	-0.001	0.031	0.985
운수·통신·금융·부동산·사업서비스				0.635	0.136	0.000	0.159	0.029	0.000
공공행정·교육·보건·복지				0.394	0.156	0.012	0.069	0.030	0.022
오락·기타개인				0.357	0.126	0.005	-0.024	0.040	0.545
종업원수(기준: 29인 이하)									
30~299인				0.352	0.140	0.012	0.141	0.021	0.000
300인 이상				-0.038	0.118	0.750	0.332	0.021	0.000
정부소속				0.465	0.223	0.037	0.403	0.031	0.000
특정사업체 소속 아님				0.141	0.085	0.099	0.044	0.065	0.497
상수항				-1.712	0.563	0.002	-2.030	0.113	0.000
cutoff1	1.794	0.228	0.000						
cutoff2	1.885	0.228	0.000						

<표 6> 선택편의 교정 모형 - 시간제 기준(12-15차년도 자료)

	선택 방정식			시간제			전일제		
	회귀계수	표준오차	p값	회귀계수	표준오차	p값	회귀계수	표준오차	p값
혼인상태(기준: 미혼)									
기혼	-0.310	0.047	0.000						
이혼	0.010	0.067	0.885						
사별	-0.043	0.070	0.539						
자녀유무(기준: 19세 이하 자녀 무)									
6세 이하 자녀유무	-0.638	0.038	0.000						
12세 이하 자녀 유무	-0.441	0.042	0.000						
19세 이하 자녀 유무	0.195	0.038	0.000						
배우자 소득	0.000	0.000	0.000						
Mills Ratio				-0.040	0.041	0.335	0.102	0.019	0.000
연령	0.136	0.009	0.000	0.022	0.012	0.068	0.039	0.004	0.000
연령제곱	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.146	0.000	0.000	0.000
교육(기준: 고졸 미만)									
고졸	-0.058	0.033	0.075	0.114	0.038	0.003	0.135	0.019	0.000
전문대졸	0.273	0.042	0.000	0.234	0.063	0.000	0.337	0.024	0.000
대졸 이상	0.267	0.039	0.000	0.313	0.064	0.000	0.485	0.024	0.000
직업(기준: 관리/(준)전문가)									
사무직				-0.561	0.072	0.000	-0.044	0.016	0.005
판매·서비스직				-0.533	0.058	0.000	-0.298	0.021	0.000
기능원				-0.572	0.097	0.000	-0.326	0.030	0.000
조작원				-0.644	0.102	0.000	-0.303	0.028	0.000
단순노무				-0.592	0.063	0.000	-0.424	0.026	0.000
산업(기준: 광공업)									
도소매·숙박음식				0.041	0.062	0.509	-0.072	0.021	0.001
운수·통신·금융·부동산·사업서비스				0.316	0.079	0.000	0.078	0.020	0.000
공공행정·교육·보건·복지				0.139	0.069	0.043	-0.046	0.020	0.021
오락·기타개인				0.135	0.069	0.052	-0.051	0.025	0.045
종업원수(기준: 29인 이하)									
30~299인				0.205	0.049	0.000	0.177	0.014	0.000
300인 이상				0.186	0.054	0.001	0.348	0.016	0.000
정부소속				0.181	0.077	0.019	0.343	0.020	0.000
특정사업체 소속 아님				0.060	0.064	0.354	0.050	0.066	0.451
상수항				-0.872	0.264	0.001	-1.418	0.082	0.000
cutoff1	1.930	0.180	0.000						
cutoff2	2.126	0.180	0.000						

<표 7> 선택편의 교정 모형 - 시간제 기준(6-8차년도 자료)

	선택 방정식			시간제			전일제		
	회귀계 수	표준오 차	p값	회귀계 수	표준오 차	p값	회귀계 수	표준오 차	p값
혼인상태(기준: 미혼)									
기혼	-0.494	0.060	0.000						
이혼	-0.079	0.103	0.444						
사별	0.009	0.086	0.921						
자녀유무(기준: 19세 이하 자녀 무)									
6세 이하 자녀유무	-0.604	0.050	0.000						
12세 이하 자녀 유무	-0.208	0.054	0.000						
19세 이하 자녀 유무	0.045	0.050	0.368						
배우자 소득	0.000	0.000	0.000						
Mills Ratio				0.127	0.075	0.092	0.152	0.030	0.000
연령	0.143	0.012	0.000	0.058	0.018	0.001	0.057	0.006	0.000
연령제곱	-0.002	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.008	-0.001	0.000	0.000
교육(기준: 고졸 미만)									
고졸	-0.237	0.040	0.000	-0.084	0.064	0.187	0.131	0.027	0.000
전문대졸	0.044	0.054	0.412	0.029	0.110	0.788	0.218	0.035	0.000
대졸 이상	0.093	0.049	0.059	0.250	0.108	0.020	0.451	0.035	0.000
직업(기준: 관리/(준)전문가)									
사무직				-0.588	0.123	0.000	-0.064	0.023	0.006
판매·서비스직				-0.849	0.102	0.000	-0.335	0.031	0.000
기능원				-0.777	0.143	0.000	-0.341	0.039	0.000
조작원				-0.904	0.150	0.000	-0.412	0.040	0.000
단순노무				-0.890	0.113	0.000	-0.456	0.038	0.000
산업(기준: 광공업)									
도소매·숙박음식				0.339	0.092	0.000	-0.001	0.031	0.985
운수·통신·금융· 부동산·사업서비스				0.510	0.107	0.000	0.158	0.029	0.000
공공행정·교육·보건·복지				0.439	0.123	0.000	0.068	0.030	0.023
오락·기타개인				0.406	0.098	0.000	-0.024	0.040	0.546
종업원수(기준: 29인 이하)									
30~299인				0.041	0.087	0.633	0.140	0.021	0.000
300인 이상				0.068	0.079	0.391	0.332	0.021	0.000
정부소속				0.153	0.163	0.349	0.403	0.031	0.000
특정사업체 소속 아님				0.122	0.068	0.073	0.044	0.065	0.498
상수항				-1.874	0.386	0.000	-2.042	0.113	0.000
cutoff1	1.829	0.223	0.000						
cutoff2	1.991	0.223	0.000						

36시간 미만 시간제한을 둔 경우 선택편의를 고려한 분해 결과는 <표 8>에 제시되어 있다. 표준 오차는 모두 부트스트랩 100회 반복해 추정한 결과이다. 선택편의에 의해 설명되는 격차는 6-8차는 10% 수준에서, 12-15차는 5% 수준에서 통계적으로 유의했다. 선택편의를 고려하지 않았을 때와 비교해 보면 개인 및 일자리 특성 차이의 영향은 그리 큰 변화가 나타나지 않았는데, 선택편의 만으로도 전체 시간제 임금불이익이 모두 설명되고도 남을 만큼 선택편의의 역할도 상당히 큰 것으로 분석되었다.

시간 제한을 두지 않은, 선택편의 고려한 시간제 임금격차 분해 결과는 <표 9>에 제시되어 있다. 역시 개인 및 일자리 특성 차이 영향은 별 변화가 없었고, 선택편의 영향은 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만, 선택편의는 실제 나타난 격차의 약 절반 조금 못 미치게 설명하므로, 36시간 미만 시간제한을 할 때에 비해 격차에 대한 설명력이 크지는 않은 것으로 결론지을 수 있겠다. 그러나, 이 경우에도 역시 관찰된 특성과 미관찰된 특성(선택편의)이 같다면 시간제는 전일제 정규직에 비해 시간당 임금 기준 임금 불이익이 아니라 임금 프리미엄을 누린다는 점에서 큰 결론은 일치한다고 할 수 있겠다.

<표 8> 선택편의 교정 후 임금 분해 결과 - 36시간 미만 시간제 기준

	6-8차			12-15차		
	특성 차이로 설명되는 부 분	설명되지 않 는 부분	선택편의로 설명되는 부 분	특성 차이로 설명되는 부 분	설명되지 않 는 부분	선택편의로 설명되는 부 분
계수	0.213	-0.308	0.131	0.186	-0.245	0.146
표준오차	(0.032)	(0.074)	(0.067)	(0.026)	(0.049)	(0.037)

<표 9> 선택편의 교정 후 임금 분해 결과 - 시간제 기준

	6-8차			12-15차		
	특성 차이로 설명되는 부 분	설명되지 않 는 부분	선택편의로 설명되는 부 분	특성 차이로 설명되는 부 분	설명되지 않 는 부분	선택편의로 설명되는 부 분
계수	0.229	-0.092	0.104	0.243	-0.098	0.108
표준오차	(0.027)	(0.072)	(0.056)	(0.021)	(0.044)	(0.034)

V. 결론

지금까지의 분석을 정리하면 시간제 임금격차는 연령, 학력 수준, 산업, 직업 배치 및 선택편의 차이의 결과로 요약할 수 있다. 시간제 정의에 따라 임금 격차의 정도나 특성 차이의 영향력, 선택편의의 영향력은 다소 다르게 나타났지만, 관찰된 특성과 선택편의 차이를 통제할 경우 임금 불이익이 아니라 임금 프리미엄이 나타난다는 결론은 다르지 않았다.

경제활동인구조사를 통해 과거로부터의 추이를 보면 최근으로 올수록 임금 불이익의 정도가 커지는 것으로 나타나는데, 이는 36시간 미만으로 근로시간을 제한한 시간제 정의를 적용할 경우 한국노동패널조사에서도 비슷하게 나타났다. 분석결과 이러한 불이익 증가는 저임금 가능성이 높은 연령대와 산업 및 직업에서 시간제가 집중적으로 증가하고 있고, 또 과거와 달리 최근 시간제 선택에서 음의 선택편의가 나타난다는 점과도 연관이 있을 것으로 추정된다.

이와 같은 분석결과는 다른 나라의 연구결과와 비교해 볼 때 특별한 것은 아니다. 다른 비정규직 고용형태와 달리 시간제의 경우는 인적 특성, 일자리 특성, 선택편의를 통제할 때 임금 불이익이 매우 작아지거나 없어진다는 연구 결과가 상당히 많기 때문이다.

이상의 분석결과는 외국처럼 우리나라에서도 시간제 일자리가 다른 일자리에 비해 주로 임금이 낮은 일자리인 결과 격차가 나타난 것이라는 점을 시사한다. 이상과 같은 결론에 기초할 때, 시간제 고용의 질을 개선하기 위해 차별 금지에 주목하는 것은 현재 상태에서 실효성이 크지는 않을 것으로 보인다. 그보다는 좀 더 다양한 산업, 직업에서 시간제 고용관행이 확산될 수 있게 하는 정책적 노력이 보다 실효성 있는 방법임을 시사한다. 동시에, 외국처럼 시간이 지남에 따라 시간제 고용관행이 중장기적으로 확산될 것이라는 점을 전제할 수 있다면, 차별을 막는 보다 강력한 제도 도입의 시기는 바로 지금일 것이라는 판단도 가능할 것이다. 존재하는 차별 자체가 없거나 크지 않은 지금이 경제적 비용이 가장 적은 때일 것이기 때문이다.

참고문헌

- Ernisch, John F. and Robert E. Wright, 1993, Wage Offers and Full-Time and Part-Time Employment by British Women, *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 1., pp. 111-133.
- Fagan, Colette and Brendan Burchell, 2002, Gender, jobs and working conditions in the European Union, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Fernández-Kranz, Daniel and Núria Rodríguez-Planas, 2010, The Part-Time Pay Penalty in a Segmented Labor Market, Working Paper.
- Hardoy, Ines and Pal Schone, 2006, The part-time wage gap in Norway: How Large is it Really, *British Journal of Industrial Relations*, 44:2, pp. 263-282.
- Hirsch, Barry T., 2005, Why Part-Time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.58, No.4, pp.525-551
- Idson, Todd L. and Danieal J. Feaster, 1990, A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differentials, *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 1, pp. 99-122
- Jepsen M., S. O'Dorchai, R. Plasman, and F. Rycx , 2005, The Wage Penalty Induced by Part-time Work: The Case of Belgium, *Brussels Economic Review*, 48(1-2), 73-94.
- Manning, Alan and Barbara Petrongolo, 2008, The Part-Time Pay Penalty for Women in Britain, *The Economic Journal*, 118 (February), F28-F51
- Matteazzi, Eleonora, Ariane Pailhé, and Anne Solaz, 2012, Part-time wage penalties in Europe: A matter of selection or segregation, ECINEQ Working Paper series 2012 - 250.
- Neuman, Shoshana and Ronald L. Oaxaca, 2004, Wage decomposition with selectivity-corrected wage equations: A methodological note, *Journal of Economic Inequality* 2: 3-10.
- Wolf, Elke, 2013, The German part-time wage gap: bad news for men, *Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2013: Wettbewerbspolitik und Regulierung in einer globalen Wirtschaftsordnung – Session: Wages in Germany*, No. E18-V1.