

短時間 勞動選擇의 決定要因 分析

金 泰 洪*

< 目 次 >

- | |
|--|
| I. 問題의 提起
II. 短時間勞動의 現況과 選擇要因
III. 結 論 |
|--|

I. 問題의 提起

일반적으로 단시간노동(part-time works)은 근로시간이나 근로일에 제약이 있는 기혼여성, 장애인, 노령자 등과 같은 인력집단에게 취업의 기회를 확대시킴에 따라 노동공급을 증가시키는 효과가 있다.¹⁾ 최근 우리나라 노동시장에서도 단시간노동을 비롯한 임시직, 파견직 등과 같은 비정규고용형태의 보급이 늘어나고 있다. 이와 같이 비정규고용형태가 증가하고 있는 원인으로는 노동수요측면에서 노동시장의 인력부족 현상, 산업의 서비스화, 기업들의 노동유연화(labor flexibility) 전략 등을 들 수 있다. 우리나라도 다른 나라와 마찬가지로 단시간노동을 하고 있는 인력은 대부분(64.9%)이 여성이었다. 이들 여성 단시간

* 韓國女性開發院

유익한 논평을 해 주신 익명의 논평자에게 감사드립니다.

1) 'part-time works'는 '시간제노동', '단시간노동', '파트타임노동' 등 여러 가지로 번역되고 있다. 그러나 거의 모든 나라의 'part-time works'에 대한 법적·통계적 정의가 근로시간을 기준으로 하여 주당근로시간이 일정한 시간보다 짧은 노동으로 정의하고 있고, 파트타임노동을 시간제로 정의할 경우 임금지불형태의 하나인 '時間給'(혹은 시급)과 혼동될 우려가 있으므로 본 논문에서는 'part-time works'를 '短時間勞動'으로 번역한다.

근로자의 인적특성을 보면, 연령계층별로는 30~39세 연령층의 비율(35.7%)이 가장 높고, 교육정도별로는 중졸 이하 비율이 37.8%로 가장 높으나 대졸 이상도 27.6%로 상당수에 달한다.²⁾

기존 여성공급형태를 분석한 연구들을 보면 경제활동참가와 비참가의 二分變數(김수곤·심경옥(1984), 진수희(1994), 양승주(1991))나 혹은 임금근로, 무급가족종사자와 비경제활동참가의 三分變數(신영수(1991)) 등을 종속변수로 사용하였다. 즉 아직까지 우리나라의 기혼여성들이 단시간노동을 선택하는 주요한 요인, 정규노동과 단시간노동의 선택요인의 차이를 밝힌 연구는 없다. 이에 본 연구는 기혼여성 노동공급함수의 종속변수를 정규노동, 단시간노동, 비경제활동으로 나누어서, 최근 기혼여성을 중심으로 확산되고 있는 단시간노동의 주요한 결정요인을 분석하였다.

II. 短時間勞動의 現況과 選擇要因

1. 短時間勞動의 定義와 分析 資料

단시간 여성근로자의 특성을 파악할 수 있는 자료로는, 통계청의 『經濟活動人口年報』와 『雇傭構造調査報告書』, 그 외에 한국여성개발원, 대우경제연구소 등이 조사한 자료가 있다. 이들 원자료 중에서 기혼여성의 노동공급에 영향을 주는 것으로 알려진 가구 및 가족상황에 대한 정보가 가장 풍부한 자료는 한국여성개발원의 「第2次 女性の 就業實態調査」(이하 '여성취업'이라고 함)이다. 이에 따라 본 연구는 '여성취업'의 원자료를 사용하여 기혼여성의 노동공급형태를 분석하였다.

또한 본 연구에서는 단시간노동과 정규직노동을 근로시간(주당 35시간 미만이면 단시간노동을) 기준으로 구분하였다. 물론 단시간근로자를 조사항목 중에서 “귀하가 하시는 일은 주로 하는 일(mainly work)입니까, 틈틈이 하는 일(partly work)입니까?”라는 항목에 대한 응답을 기준으로 구분할 수도 있다. 그러나 이와 같은 분류에 의할 경우 ‘주당 35시간 이상의 장시간을 일하면서도 본인의 주된 일을 가사일이라고 생각하는’ 기혼여성 무급가족종사자의 상당수가 단시간취업자로 분류되게 된다. 이에 따라 본 연구에는 서구의 많은 나라들이 채택하고 있는 단시간취업자의 定義인 주당 35시간 미만 일하는 취업자를 단시간

2) 줄고, 『시간제 및 임시직 고용현황과 정책과제』, 1994, 81~86쪽.

취업자의 정의로 사용하였다.³⁾

2. 短時間勞動의 現況과 特性

구미제국의 단시간노동의 과급현황을 보면 대체로 북유럽 국가들에서는 상당히 많이 보급되어 있는 반면에, 남유럽 국가의 과급 정도는 상대적으로 낮다. 즉 전체근로자 중에서 단시간근로자가 차지하는 비율을 보면, 북유럽에 속하는 주요 국가인 네덜란드가 34.3% (1991년 기준), 스웨덴 23.4%, 덴마크 23.3%, 노르웨이가 21.2%에 달한다.⁴⁾ 그리고 일본도 17.2%(1992년)로서 상당히 높은 편에 속한다. 이에 비해 남유럽에 속하는 이탈리아의 단시간근로자 비율은 4.9%, 포르투갈 6.8%, 프랑스 12.0% 등으로 상대적으로 과급 정도가 낮다.

우리나라도 단시간노동의 보급이 지속적으로 늘어나는 추세를 보이고 있으나 단시간근로자 비율은 전체 임금근로자의 4.9%(1993년)에 지나지 않는다. 즉 아직 우리나라의 단시간노동의 보급은 다른 나라에 비해서 낮은 편에 속한다.⁵⁾ 그러나 이러한 단시간근로자 중에서 여성이 차지하는 비율은 64.9%로서, 단시간노동은 여성의 주요한 고용형태의 하나로 되어 가고 있다. 이에 따라 먼저 단시간노동을 하는 기혼여성의 특성을 살펴보았다.

한국여성개발원의 '여성취업' 조사를 분석한 결과에 의하면 기혼여성의 경제활동참가율은 52.5%이고, 전체 기혼여성취업자 중에서 단시간취업자의 비율은 12.9%이었다.⁶⁾ 지역별로 기혼여성의 경제활동참가율을 보면 市部가 42.3%인 데 비해서 郡部는 83.8%이다. 또한 지역별로 단시간취업자 비율을 보면 시부가 16.8%로서 군부(7.2%)보다 높다.

<표 1> 기혼여성의 경제활동상태

(단위 : %, 명)

		경제활동참가율	단시간취업자비율	표본수
지 역	시 부	42.3	16.8	2,015
	군 부	83.8	7.2	668
전 체		52.5	12.9	2,683

3) 우리나라와 각국의 단시간노동의 정의에 대해서는 줄고, 앞의 책, 한국여성개발원, 1994, 19~34쪽.

4) OECD, *Employment Outlook*, 1993, 7.

5) 줄고, 앞의 책, 한국여성개발원, 1994.

6) 통계청의 「경제활동인구조사」에 의하면 1992년 기혼여성 경제활동참가율은 47.0%이다. 이와 같이 한국여성개발원의 참가율이 통계청의 참가율보다 높은 것은, 한국여성개발원의 조사에 있어서 군부(rural area) 조사자의 응답률이 상대적으로 높아, 조사된 가구수에서 군부의 비율이 표본설계보다 높아진 데 기인한다. 한국여성개발원, 「여성의 취업실태조사」, 1993, 34~35쪽.

학력별로 기혼여성의 경제활동상태를 보면 학력이 높아질수록 경제활동참가율이 낮아져, 국졸 기혼여성의 경제활동참가율이 68.9%인 데 비해서 대졸은 32.8%에 지나지 않았다. 또한 학력별로 기혼여성취업자 중에서 단시간취업자의 비율을 보면, 대체로 학력이 높을수록 단시간취업자 비율이 높았다. 이와 같은 기혼여성에게 있어서 교육수준과 경제활동참가율간의 負의 관계나 교육수준과 단시간취업자비율간의 正의 관계에 대해서는 보다 세밀한 분석을 필요로 한다. 왜냐하면 일반적으로 기혼여성의 교육수준은 남편의 교육수준과 正의 관계에 있고, 높은 남편 소득에 의한 소득효과는 아내의 낮은 경제활동참가율이나 근로시간단축으로 나타날 가능성이 크기 때문이다.

기혼여성의 경제활동참가율이 만 6세 이하 자녀의 유무가 미치는 영향은 많은 연구결과에서 상당히 큰 것으로 밝혀졌다(Bowen & Finagan(1969), Killingsworth & Heckman (1986)). 이에 따라 취학전인 6세 이하, 7~12세(취학 후-국민학교 졸업), 13~18세(국민학교 졸업-고등학교 졸업)의 자녀의 유무에 따른 기혼여성의 경제활동참가율과 단시간취업자비율을 살펴보았다. 분석결과에 의하면 예상했던 대로 6세 이하 자녀를 가진 기혼여성은 평균보다 훨씬 낮은 경제활동참가율과 높은 단시간취업자비율을 보였다. 그러나 7~12세와 13~18세의 자녀를 가진 집단의 경제활동참가율과 단시간취업자비율에 있어서 큰 차이가 없었다.

<표 2> 학력별 기혼여성의 경제활동상태

(단위 : %, 명)

	무 학	국 졸	중 졸	고 졸	대 졸
경제활동참가율	70.8	68.9	52.3	38.9	32.8
단시간취업비율	8.7	8.9	12.1	19.8	22.9
표 본 수	411	628	507	825	311

<표 3> 자녀유무별 기혼여성의 경제활동상태

(단위 : %, 명)

	자녀 100	자녀 110	자녀 010	자녀 001	자녀 011	자녀 000
경제활동참가율	31.7	46.8	61.8	68.8	64.3	53.2
단시간취업비율	22.0	19.8	13.6	10.4	10.0	10.3
표 본 수	571	220	317	462	300	793

주 : 1) 자녀 뒤의 숫자는 각각 6세 이하, 7~12세 이하, 13~18세 이하의 자녀로, 자녀가 있으면 1, 없으면 0을 나타냄.

2) 자녀 111, 자녀 101의 표본수는 너무 적었음.

<표 4> 기타가구원 소득계층별 기혼여성의 경제활동상태

(단위 : %, 명)

	기타소득 없음	1~19만원	50~99만원	100~199만원	200만원 이상
경제활동참가율	93.6	65.9	39.4	27.9	15.1
단시간취업비율	8.8	8.9	22.6	16.8	21.7
표 본 수	842	123	640	735	179

주 : 20~49만원에 속하는 표본수는 극히 적었음.

총가구소득에서 기혼여성의 소득을 제외한 기타가구원소득(other family income)을 계층별로 구분하여 기혼여성의 경제활동참가율을 보면, 기타가구원의 소득이 전혀 없는 가구에 속하는 기혼여성은 대부분이 경제활동에 참가하는 것으로 나타났다.⁷⁾ 그리고 <표 4>에서 보듯이 기타가구원의 소득과 기혼여성의 경제활동참가율간에는 전체적으로 負의 상관관계를 보였다. 또한 기타가구원의 소득계층별로 단시간취업자비율을 보면 저소득계층에 속하는 20만원 미만은 단시간취업자비율이 평균보다 훨씬 낮은 9%대인 데 비해서 소득이 100만원 이상에서는 20%대의 높은 단시간취업자비율을 보였다.

3. 短時間勞動의 選擇要因 分析

앞에서 살펴본 여성의 경제활동참가에 영향을 주는 것으로 밝혀진 주요 변수별 기혼여성의 경제활동참가율과 단시간노동비율의 차이에 의하면, 주요 여성 노동공급결정변수가 경제활동참가율과 단시간취업비율에 미치는 영향이 상당히 달랐다. 그러나 위에서 검토한 제반 변수들은 상호 연관되어 있으므로, 단순한 통계분석만으로 기혼여성의 정규노동과 단시간노동의 선택에 영향을 미치는 요인을 밝힐 수 없다. 이에 따라 아래에서는 기혼여성의 단시간노동 선택에 영향을 미치는 주요 변수를 살펴보기 위해서 計量分析을 하였다.

가. 분석모형

일반적으로 여성은 정규직노동(f), 단시간노동(p)으로 취업을 하든가, 아니면 전업주부로서 가사활동(h)이라는 세 가지 상호 배타적인 선택에 직면하여, 세 가지 선택 중에서 가장 효용이 높은 것을 선택할 것이다. 그래서 세 가지 선택확률을 각각 p_f , p_p , p_h 라고 하면, 해

7) 가구총소득에는 기혼여성을 제외한 기타가구원의 근로소득뿐만 아니라 재산소득 등 모든 소득을 합산한 것이다.

당 확률은 아래와 같은 로지스틱 분포(logistic distribution)를 가질 것이다.⁸⁾ 이와 같은 선택모형을 통상 多項로짓模型(multinomial logit model)이라고 한다.⁹⁾

$$p_i = [\exp (\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_{ij}) / (1 + \sum_i \exp(\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_{ij})))] \dots\dots\dots(1)$$

i = f, p.

$$p_h = [1 / (1 + \sum_i \exp(\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_{ij})))] \dots\dots\dots(2)$$

여기서, X_j 는 추정에 사용되는 독립변수이다. 위의 식 (1)은 식 (3)과 같이 선형함수식으로 전환시킬 수 있다.

$$\ln (p_i/p_h) = \alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_{ij}), i = f, p. \dots\dots\dots(3)$$

실제 추정에 사용된 종속변수인 경제활동형태(p_i)는 정규직으로서 경제활동을 하고 있으면 $i=1$, 단시간노동을 하고 있으면 $i=2$, 비경제활동상태에 있으면 $i=3$ 이라는 세 가지 값을 갖는 변수(p_i)를 사용하였다. 설명변수(X_j)는 여성의 경제활동참가에 영향을 주는 주요한 변수들을 사용하였다. 일반적으로 기혼여성은 市場提議賃金(market offer wage)이 본인의 留保賃金(reservation wage) 수준보다 높을 때 경제활동에 참가한다. 이에 따라 기혼여성 i 의 경제활동참가의 확률은 기혼여성 i 의 시장과 관련된 속성(즉 인적자본변수)인 Y_i 와 개인 i 의 비시장과 관련된 속성(즉 가사생산과 여가의 가치에 영향을 주는 변수)인 Z_i 로서 나타낼 수 있다.¹⁰⁾

이에 따라 설명변수로는 많은 선행연구에서 여성의 시장임금에 영향을 주는 주요 변수로 알려진 경력과 학력변수를 사용하였다. 일반적으로 여성은 남성에 비해서 노동시장의 퇴출입이 빈번함에 따라 경력년수의 자료를 입수하기가 상당히 어려우나, '여성취업'에서는 조사대상 여성들의 과거 취업력(work history)에 대한 조사가 이루어져 실제 총경력년수를

8) 삼분변수를 종속변수로 하는 모형의 도출과정에 대해서는 신영수 교수의 논문(1991, 45~47쪽) 참조.
 9) G.S. Maddala, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1985, pp.41~46.
 10) 기혼여성 i 의 경제활동참가확률을 p_i , 기혼여성 i 의 시장제의임금을 W_i^m , 기혼여성 i 의 유보임금을 W_i^f 라고 하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$p_i = \text{prob}(W_i^m \geq W_i^f) = \text{prob}(\varepsilon_{2i} - \varepsilon_{1i} \leq \alpha_i Y_i - \beta_i Z_i) = \text{prob}(\varepsilon_{0i} \leq \alpha_0 i)$$

$$= P(I_i) = P \{ (1/\sigma_{0i})(\alpha_i Y_i - \beta_i Z_i) \}$$

사용할 수 있었다. 이 외에 연령변수를 포함시켰다.

그리고 비시장과 관련된 변수로서는 먼저 자녀관련변수를 사용하였다. 자녀변수로는 6세 이하 자녀유무더미변수(자녀가 있으면 =1, 없으면 =0), 7~12세 자녀유무더미변수(자녀가 있으면 =1, 없으면 =0), 13~18세 자녀유무더미변수(자녀가 있으면 =1, 없으면 =0), 본인 이외에 가구내에 6세 이하 자녀를 양육할 수 있는 부모나 형제의 존재유무더미변수(양육자가 있으면 =1, 없으면 =0) 등을 사용하였다. 남편의 소득 또는 기타가구원의 소득 또한 유보임금에 영향을 주기 때문에 기타가구원의 소득(전체가구소득-본인소득의 대수치)변수를 포함시켰다. 그 이외의 변수로는 기타가구원의 소득, 시부와 군부의 여성노동공급형태가 상당히 다르기 때문에 지역더미(시부=1, 군부=0) 등의 변수를 포함시켰다.

나. 추정결과

기혼여성의 경제활동참가를 추정한 결과는 <표 5>와 같다. 먼저 교육변수를 보면 정규 및 단시간노동에서 모두 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 교육의 임금효과에도 불구하고 이와 같이 교육의 추정계수가 통계적으로 유의하지 못한 것은 교육이 경제활동참가에 미치는 陰의 효과, 즉 개인이 비경제활동참가를 선택함에 따라 얻게 되는, 효용을 높여 주는 효과가 교육의 임금효과를 상쇄시키기 때문으로 보인다.¹¹⁾

경력변수는 정규노동과 단시간노동에 있어서 모두 통계적으로 유의미하였다. 경력변수의 추정계수를 보면 경력변수는 경제활동에 正의 영향을 미치는 것으로 나타나(경력에 따른) 시장임금을 상승은 기혼여성의 경제활동참가 성향을 증대시킴을 알 수 있다. 그리고 이러한 임금의 대체효과는 단시간노동보다는 정규노동에 있어서 보다 큰 것으로 나타나, 임금상승이 단시간노동으로보다는 정규적노동으로의 참가를 높이고 있음을 알 수 있다.

기혼여성의 경제활동참가에 상당한 영향을 미칠 것으로 기대되는 자녀변수를 보면 정규취업에서는 0~6세 이하 자녀, 본인 이외의 6세 이하 자녀의 양육자, 7~12세 이하 자녀 등의 더미변수들이 모두 통계적으로 유의미하였다. 그러나 단시간노동 참가에서는 자녀와 관련된 변수들이 모두 통계적으로 유의치 못한 결과를 보였다. 그리고 각 추정계수의 부호를 보면 6세 이하 자녀의 존재는 기혼여성의 정규적노동으로의 취업을 저해하는 것으로 나타났다. 그러나 6세 이하 자녀가 있다라도, 본인 이외에 자녀를 양육할 부모·형제들과 동거하는 기혼여성들은 정규적으로서 경제활동에 참가할 성향이 높은 것으로 나타났다.¹²⁾

11) 신영수 교수(1991)도 동일하게 해석하고 있다.

12) 개별설명변수가 각 경제활동상태에 미치는 영향, 즉 각 설명변수의 탄성치(X_i 의 p_i 에 대한 한계효과)는 다음의 식으로 구할 수 있다.

자녀변수 중에서 예상치 못한 결과 중의 하나는 7~12세 이하의 자녀변수와 총자녀수를 나타내는 변수의 추정계수가 正의 값을 보인다는 것이다. 이와 같은 陽의 부호가 나타나는 현상은 취학자녀의 교육비 증대가 기혼여성의 정규직으로 경제활동을 촉진시킨 결과가 아닌가 라고 추측해 본다.¹³⁾

기타가구원소득(other family income)변수를 보면 정규취업이나 단시간노동에서 모두 통계적으로 유의미하였고, 負의 값을 가졌다. 이와 같은 사실은 가구소득이 낮은 기혼여성일수록 경제활동에 참가할 가능성이 크고, 가구소득이 상대적으로 높은 기혼여성일수록 정규노동보다는 단시간노동에 취업하는 성향이 높다는 것을 나타낸다.

연령변수는 연령의 임금효과 때문에 이론적으로 陽의 부호를 나타내어야 함에도 불구하고, 정규취업과 단시간취업에 있어서 모두 통계적으로 유의미한 負의 값을 보였다. 이와 같은 현상은 기혼여성의 경우 연령 그 자체가 임금에 크게 영향을 미치지 않은 데 따른 것으로 보인다.¹⁴⁾ 이에 따라 기혼여성의 연령변수는 임금의 대리변수가 아니라 취업과 관련한 특성(예컨대, 취업태도, 의식 등)의 세대간 차이를 나타내는 대리변수로 보아야 할 것이다. 따라서 연령변수의 추정계수가 陰의 값을 보인다는 것은, 기혼여성의 연령이 낮을수록 경제활동에 참가하는 성향이 강함을, 즉 젊은 연령계층일수록 노동시장참가 욕구가 강함을 나타낸다. 그리고 단시간노동에 있어서 연령변수의 추정계수가 정규취업의 것보다 절대값이 컸는데, 이것은 저연령 기혼여성은 정규취업보다는 단시간취업자로서 노동시장에 참가하는 성향이 큼을 보여준다. 즉 우리나라의 단시간취업형태는 다른 나라에서 보이는 것과는 달리 고연령층의 기혼여성이 아니라 저연령층 기혼여성들이 보다 선호하는 것으로 나타났다. 이와 같은 노동공급형태는, 기혼여성에게 정규직의 취업기회가 전혀 제공되지 않는 노동시장의 여건에 의해서도 상당한 영향을 받았을 것으로 보인다.¹⁵⁾ 기혼여성의 경제활동참가율이 지역별로 상당히 차이가 있음에도 불구하고, 지역더미는 통계적으로 유의하지 못했다. 이에 따라 市部 거주 여성만을 대상으로 추정해 보았다. 추정결과에 의하면, 추정계수의 크기만 차이가 있을 뿐 거의 같은 결과를 보였다.

$$(\partial p_i / \partial X_j) = \beta_{ij} p_i - p_i \sum_i (\beta_{ij} p_i), \quad i = f, p,$$

$$(\partial p_f / \partial X_j) = - \sum_i (\partial p_i / \partial X_j)$$

13) 여성 노동공급형태에 관한 일본의 연구결과에서도, 취학아동의 존재와 자녀수의 추정계수가 통계적으로 유의미한 陽의 값을 보였다. 大淵恵知子(1993).

14) Moo Ki Bai, Woo Hyun Cho(1995).

15) 기업들이 정규직 임금근로자로 미혼여성만을 채용하고 기혼여성에게는 정규직취업의 기회를 전혀 주지 않는 이와 같은 관행을 이번송 박사는 연령차별(age discrimination)이라고 한다. Bun Song Lee, "Sex Differential in Labor Force Participation in Korea", KDI, 1993.

<표 5> 기혼여성의 정규 및 단시간노동공급함수의 추정결과

		전지역		시 부	
		정 규	단시간	정 규	단시간
절 편		3.059*** (27.31)	1.655** (3.91)	2.302*** (13.56)	1.790 (3.83)
교육년수		-0.0026 (0.02)	0.0026 (0.01)	-0.004 (0.06)	-0.019 (0.41)
경력년수		0.218*** (141.2)	0.133*** (25.14)	0.228*** (117.17)	0.152*** (20.67)
(경력년수) ²⁾		-0.0036*** (68.93)	-0.0023*** (13.17)	-0.004*** (55.31)	-0.003*** (10.76)
연 령		-0.036*** (14.03)	-0.038*** (7.23)	-0.026** (6.71)	-0.040*** (6.71)
자녀유무	0~ 6세	-0.804*** (15.61)	-0.393 (1.75)	-0.798*** (13.05)	-0.469 (2.02)
	7~12세	0.476*** (6.73)	0.265 (0.99)	0.417** (0.03)	0.230 (0.65)
	13~18세	0.066 (0.11)	-0.068 (0.05)	-0.160 (0.56)	-0.201 (0.37)
총자녀수		0.306*** (8.20)	0.520 (0.10)	0.309*** (7.04)	0.319 (3.50)
자녀양육자 유무		1.642*** (38.32)	0.411 (0.76)	1.555*** (31.61)	0.258 (0.26)
지역더미		-0.028 (0.02)	0.290 (0.96)	-	-
ln(기타 가구소득)		-0.322*** (250.98)	-0.289*** (152.60)	-0.299*** (178.01)	-0.259*** (104.95)
-2 Log-Likelihood		2,816.49		2,312.08	
표 본 수		2,445		1,810	

주 : 1) **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의미함을 의미.

2) ()안의 숫자는 Chi-Square 값을 의미함.

기혼여성의 정규직 및 단시간노동 선택요인을 좀더 자세히 살펴보기 위해서, 연령집단별로 구분하여 노동공급함수를 추정한 결과는 <표 6>과 같다. 먼저 <표 6>에서 출산과 육아부담이 높은 29세 이하 기혼여성집단을 보면, 정규직노동의 경우 경력변수, 자녀양육자 더미변수가 통계적으로 유의미한 양의 값을 보인 반면에, 단시간노동에서는 양변수가 통계

<표 6> 연령계층별 정규 및 단시간노동공급함수의 추정결과

		29세 이하		30~39세		40~49세		50세 이상	
		정규	단시간	정규	단시간	정규	단시간	정규	단시간
절편		0.257 (0.04)	-0.175 (0.01)	3.21*** (14.36)	1.32 (1.51)	2.47*** (7.13)	1.82 (2.39)	0.862 (2.60)	-1.36 (2.03)
교육년수		0.100 (2.07)	0.055 (0.35)	-0.07* (4.70)	-0.25 (1.39)	-0.02 (0.39)	-0.02 (0.22)	0.0288 (0.78)	-0.001 (0.00)
경력년수		0.50*** (7.35)	0.05 (0.22)	0.14* (5.11)	0.004 (0.00)	0.26*** (23.72)	0.36*** (15.34)	0.173*** (26.79)	0.179*** (5.20)
(경력년수) ²		-0.02 (2.47)	-0.0005 (0.05)	0.0025 (0.42)	0.0065 (2.11)	-0.005*** (9.91)	-0.011*** (12.90)	-0.002*** (12.51)	-0.002* (5.20)
자녀유무	0~6세	-1.09 (1.84)	0.47 (0.14)	-0.85*** (9.36)	-0.43 (1.25)	0.16 (0.07)	-0.675 (0.32)	-	-
	7~12세	-	-	0.28 (1.18)	-0.13 (0.15)	0.62 (2.63)	-0.07 (0.01)	1.78* (5.27)	2.72*** (7.75)
	13~18세	-	-	-0.72* (5.34)	-0.42 (0.94)	0.97* (4.27)	0.08 (0.01)	0.32 (0.57)	-0.02 (0.96)
총자녀수		0.46 (2.24)	-0.22 (0.23)	0.16 (0.91)	0.26 (1.27)	-0.07 (0.12)	-0.10 (0.09)	-0.09 (0.21)	0.05 (0.02)
자녀 양육자		2.33*** (33.26)	1.06* (2.98)	1.27*** (10.33)	-0.28 (0.13)	-	-	-	-
지역더미		-1.14* (3.84)	-0.32 (0.15)	-0.28 (0.92)	0.07 (0.05)	-0.85 (2.24)	-1.13 (2.17)	0.55 (2.49)	0.83 (2.08)
ln(기타 가구소득)		-0.28*** (39.68)	-0.24*** (22.58)	-0.31*** (55.18)	-0.26*** (33.73)	-0.34*** (38.40)	-0.32*** (28.72)	-0.34*** (112.94)	-0.37*** (61.00)
-2 Log-Likelihood		406.82		1,143.62		525.30		651.31	
표본수		362		880		501		702	

주 : 1) *, ***는 각각 10%, 1%에서 통계적으로 유의미함을 의미.

2) ()안의 숫자는 Chi-Square 값을 의미함.

적으로 유의하지 않았다. 6세 이하 자녀유무가陰의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않은 것은 동 연령층의 기혼여성의 대부분이 6세 이하 자녀를 가지고 있기 때문인 것으로 보인다. 결과적으로 대부분의 여성들이 6세 미만 자녀를 가진 동 연령층에서는 본인 이외의 자녀양육자의 존재가 정규직으로의 노동참가에 주요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구소득은 전 연령층의 추정결과에서와 동일한 형태의 영향을 미쳐서, 저가구소득의 기혼

여성일수록 경제활동에 참가하는 성향이 높고 단시간노동보다는 정규직 노동시장에 참가하려는 성향이 큰 것으로 나타났다.

육아기에 접어드는 30~39세 연령층의 기혼여성을 보면, 정규직노동에 있어서 경력변수는 유의미한 陽의 값을 보여 시장임금이 높을수록 정규직노동으로의 노동시장에 참가하는 성향이 큼을 알 수 있다. 그리고 학력변수의 추정계수는 통계적으로 유의미한 陰의 값을 보였다. 즉 학력이 높은 30세대 기혼여성일수록 정규노동에 참가하기보다는 비경제활동에 있는 성향이 큼을 의미한다(학력이 비경제활동참가의 효용을 증가시키는 효과의 크기가 임금효과 크기를 능가함을 의미함). 그리고 6세 이하와 13~18세 자녀를 가진 기혼여성은 정규직으로의 노동시장참가를 기피하고 있음을, 자녀양육자의 존재는 정규직으로의 경제활동참가를 증대시키는 효과가 있음을 보여주고 있다. 단시간노동에 있어서는 경력변수, 자녀변수 모두가 통계적으로 유의하지 못했다. 다만, 가구소득은 정규직과 단시간노동에서 모두 통계적으로 유의미한 陰의 값을 보였다.

40~49세 기혼여성집단에 있어서 경력변수의 추정계수를 보면 임금이 높을수록 경제활동에 참가하려는 성향이 높아지나, 정규직보다는 단시간노동을 선호하는 것으로 나타났다. 자녀변수와 관련해서는 13~18세 자녀변수의 추정계수가 기대한 바와는 달리 통계적으로 유의미한 陽의 값을 보였다. 즉 중고등학생을 가진 기혼여성들은 정규직으로의 경제활동을 선호하는 것으로 나타났는데, 이에 대해서는 좀더 연구가 필요하나 캐나다(G에 대비 민간 교육비 부담률; 0.6%), 미국(1.6%), 프랑스(0.5%) 등 서구에 비해서 굉장히 높은 우리나라(7.7%)의 학부모의 사교육비 부담이 기혼여성의 경제활동참가에 오히려 陽의 영향을 주는 것은 아닌가 하고 추측해 본다.¹⁶⁾ 가구소득은 다른 연령층과 같은 형태로 영향을 주는 것으로 나타났다.

50세 이상 장년층 기혼여성집단을 보면, 경력변수가 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 그리고 가구소득변수는 다른 연령층의 기혼여성과 같은 형태로 노동공급에 영향을 미쳤다. 그러나 자녀변수에 있어서 7~12세 자녀변수의 추정계수가 40대와 같이 통계적으로 유의미한 陽의 값을 보였다.

16) 조우현(1995), 24쪽.

III. 結 論

지금까지 기혼여성의 노동공급형태를 정규노동, 단시간노동, 비경제활동으로 나누어서 기혼여성의 노동공급형태를 분석하였다. 본연구의 결과를 요약하면, ① 기혼여성은 시장임금이 증가하면 비경제활동상태로 있기보다는 노동시장에 참가하는 것을 선호하였는데, 특히 단시간노동보다는 정규직노동을 보다 선호하는 것으로 나타났다. ② 기타가구소득이 낮은 기혼여성일수록 경제활동에 참가하는 성향이 큰 것으로 나타났으며, 가구소득이 비교적 높은 여성은 정규직노동보다는 단시간노동을 선호하는 것으로 나타났다. ③ 6세 이하 자녀가 있는 기혼여성은 비경제활동상태에 있기를 선호하였으나, 본인 이외에 부모·형제와 같은 자녀양육자가 있으면 상대적으로 경제활동에 참가하는 성향이 큰 것으로 나타났다. ④ 7세 이상의 아동을 둔 기혼여성은 오히려 노동시장에 참가하고자 하는 성향이 높은 것으로 나타났는데, 이것에 대해서는 좀더 연구를 필요로 하나 자녀의 교육비 증대에 기인한 것이 아닌가 하고 추측해 본다. ⑤ 기혼여성 중에서 젊은 연령층일수록 노동시장에 참가하는 욕구가 강하고, 비교적 연령이 낮은 기혼여성은 정규직노동보다는 단시간노동자로서 노동시장에 참가하려는 성향이 컸다. ⑥ 기혼여성의 정규직노동 선택에 영향을 주는 주요 변수인 자녀와 관련된 변수들은 단시간노동에 있어서는 통계적으로 유의하지 않았다.

이상과 같은 연구결과에 의하면 가구소득이 비교적 높은 기혼여성은 노동시장에 참여하는 성향이 적고, 노동시장에 참여하여도 정규직보다는 단시간노동으로 참여하는 성향이 높다. 그리고 비교적 연령이 낮은 집단은 노동시장에 참가하는 욕구가 강하나, 단시간노동으로 참여하고자 하는 성향이 강하다. 이와 같은 결과는 우리나라의 단시간노동 실태에서 보이는 특징 중의 하나인 단시간 여성근로자 중에서 저연령층이 차지하는 비율이 다른 나라에 비해 훨씬 높은 현상과 일치한다. 뿐만 아니라 이러한 결과는 일반적으로 단시간노동을 선택하는 집단 중의 하나가 육체적으로 노동시장 공급에 있어서 한계를 보이는 장노령집단임에도 불구하고, 우리나라에서는 단시간 고용형태가 가지는 기능 중의 하나인 노동공급에 제약이 있는 장년층의 취업기회를 제고하는 기능이 거의 발휘되고 있지 못함을 나타낸다.

추정결과에 의하면 우리나라에서도 6세 미만 미취학 아동은 기혼여성의 경제활동참가를 저해하는 주요 요인으로 나타나, 출산·육아가 여성의 M자형 연령별 경제활동참가율 곡선

의 계곡의 원인이 되고 있음을 간접적으로 나타낸다. 그러나 단시간노동과 관련해서는 일반적으로 육아로 인해서 근로시간에 제약이 있는 기혼여성의 취업을 제고시키는 역할을 하는 것으로 알려진 단시간 고용형태가 가진 공급측면의 주요한 장점 중의 하나가, 우리나라에서는 거의 나타나지 않는 것으로 밝혀졌다.

앞에서 언급했듯이 최근 단시간노동이 주목받고 있는 것은 노동공급시간에 있어서 제약이 있는 인력의 추가적인 공급으로 인해서 노동시장의 인력난을 어느 정도 해소해 줄 것으로 기대하기 때문이다. 그러나 본 연구결과에 의하면 현재 과급되고 있는 단시간노동은 육아나 노령으로 인해서 정규취업을 할 수 없었던 기혼여성 인력들에게 취업의 기회를 확대시키는 기능을 거의 하지 않는 것으로 보인다. 즉 현재 정부가 단시간 노동형태의 보급하고자 하는 정책 목표와 실제 과급되고 있는 단시간노동의 실태 사이에는 상당한 괴리가 있다. 따라서 향후 단시간노동이 가진 수요 및 공급측의 장점들이 제대로 발휘되도록 하기 위해서는, 현재 단시간노동과 관련된 정책목표와 방향의 재검토가 필요함을 알 수 있다.

參 考 文 獻

- 김성환, 『비정규노동에 관한 연구』, 한국노동연구원, 1992.
- 김수곤·심경옥, 『한국여성의 경제활동참가요인분석』, 한국개발연구원, 1984.
- 김태홍, 『시간제 및 임시직 고용현황과 정책과제』, 한국여성개발원, 1994.
- 신영수, 『여성노동시장의 중장기전망과 과제』, 한국노동연구원, 1991.
- 양승주, 『기혼여성의 경제활동참가요인 분석』, 『여성연구』, 한국여성개발원, 1993.
- 조우현, 『교육제도와 인적자원개발』, 한국노동경제학회 월례발표회 자료(미발간), 1995.
- 진수희, "Labor Supply Behavior of Married Women", 『노동경제논집』, 제17권 제1호, 한국노동경제학회, 1994.
- 한국경영자총협회, 『노동시간단축의 이론과 실제』, 1992.
- _____, 『파트타임 고용과 법률실무』, 1992.
- _____, 『파트타임 고용의 실태조사』, 1993.
- 岡伸一, "ハートタイムの 労働の 國際比較", 『日本労働協會雜誌』, No 355, 日本労働協會, 1989.

大測恵知子, 「経済變化と 女子労働-日美の 比較研究」, 日本経済評論社, 1993.

筒井清子, “パートタイムの 特性と 雇用管理”, 「日本労働協會雑誌」, 7, 日本労働協會, 1988.

Bowen, W.G. and T.A. Finegan, *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press, 1969.

Bronstein, A.S. “Temporary Work in Western Europe: Treat or Complement to Permanent Employment”, *International Labor Review*, Vol. 130, 1991, pp.291~310.

Cordova, E., “From Full-time Wage Employment to Atypical Employment”, *International Labor Review*, Vol. 125, 1986, pp.641~657.

deRivage, V.L. ed., *New Policies for the Part-Time and Contingent Workforce*, M.E. Sharpe, 1992.

Deutermann, W.V. Jr., S.C. Brown, “Voluntary Part-time Workers: a Growing Part of the Labor Force”, *Monthly Labor Review*, June, 1978, pp.3~10.

Hedges, J.H. and S.J. Gallogly, “Full and Part-time: a Review of Definitions”, *Monthly Labor Review*, March 1977, pp.21~28.

ILO, “Part-time Work,” *Conditions of Work Digest*, Vol. 8, ILO, 1/1989.

....., “Part-time Work,” Report V(1), Report V(2), 80th Session, ILO, 1993.

Killingsworth, M.R., & J. Heckman, “Female Labor Supply: A Survey”, in O. Ashenfelter & R. Layard ed., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, 1986, pp.103~204.

Lee, Bun Song, *Sex Differential in Labor Force Participation in Korea*, KDI, 1993.

Montgomery, M., “On the Determinants of Employer Demand for Part-time Workers”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, 1988, pp.112~117.

Montgomery, M. and J. Cosgrove, “The Effect of Employee Benefits on the Demand for Part-time Workers”, *Industrial and Labor Review*, Vol. 47, 1993, pp.87~98.

Moo Ki Bai, and Woo Hyun Cho, *Women's Wages and Employment in Korea*, Seoul National University, 1995.

Smith, J.P., ed., *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, 1980.

