# 입직과정에서의 직무일치 여부가 임금에 미치는 영향 분석

최영섭*

이 글은 직무일치가 노동자원의 효율적 배분에 중요한 역할을 한다는 점에 주목하여, 근로자의 직장 선택 과정에서 희망직장의 선택과 비희망직장의 선택을 구분한 후, 그러한 선택 차이가 임금 및 생산성에 미치는 영향을 추론해 보고자 하였다. 이를 위해 이 글에서는 패널 자료를 활용하여 근로자의 비관측된 이질성이 임금에 미치는 영향을 통제할 수 있는 모형을 제시하고, 그를 한국노동패널 조사의 3개년 조사 결과에 적용하여 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차를 계산하였다.

그 결과 우리는 희망직장의 선택 여부에 따라 약 50% 이상의 임금격차가 발생함을 발견할 수 있었으며, 이러한 임금격차가 전통적인 임금격차의 설명틀로 설명될 수 없다는 점에서 상당한 정도의 생산성 격차가 존재함을 추론할 수 있었다. 이러한 결과는 자료상의 제약, 임금격차로부터 생산성 격차의 존재를 추론하는 과정에서의 어려움 등에 따라 확정적인 것이라고 할 수는 없다. 그러나 여러 가지 제약에도 불구하고 이 글에서 나타난 결과는 우리나라에서의 자원배분 효율성 제고에 있어 직무 일치 문제가 갖는 중요성을 보여주는 것으로 해석된다.

## Ⅰ. 머리말

직무일치(job match)는 근로자 개인과 경제전체적으로 중요한 의미를 갖는다. 즉 근로자 개인의 학력, 경력, 적성 등과 일자리의 특성이 부합하는 경우에는 높은 생산성이 기대되지만, 반대로 이러한 특성들이 서로 불일치하는 경우에는 사회적 자원낭비의 가능성이 있다. 예를 들어 직무일치를 개선시키기 위한 노동이동(Jovanovic, 1979)의 경우에도 그에 수반되는 사회적 비용이 발생할 수 있으며, 거시적 차원에서도 실업과 공석(vacancy)의 병존이 지속될 수 있다(Petrongolo and Pissariades, 2001). 따라서 직무일치의 문제는 개별 근로자의 후생 차원 뿐만 아니라, 노동자원의 효율적 활용에서 중요한 의미를 갖는다. 한편 우리나라에서 직무일치(job match)에 대한 연구는 학력과 직무사이의 불일치에 대한 분석(어수봉, 1994; 김주섭 · 이상준, 2000; 박진희, 2001) 등에서 이뤄져 왔으며, 안주엽 · 이윤신(2000)의 경우에는 일자리 만족도 등을 중심으로 살펴 본 바 있다.

---

* 산업연구원 부연구위원

학력별 직무불일치를 다룬 어수봉(1994) 등의 연구는 근로자의 학력과 해당 직무의 요구 학력수준을 비교하여 직무와 학력불일치의 문제를 다룬 것이다. 그러나 직무일치의 문제는 학력 등과 같이 외적으로 드러나는 지표들 보다는 외적으로 드러나지 않는 요인들에 많이 의존한다. 따라서 객관적 지표인 학력을 통해 직무일치 여부를 따져 보는 것은 직무 일치 문제의 한 측면을 살펴 본 것에 불과하다고 할 수 있다. 이런 점에서 직무일치의 문제를 일자리 만족도와 연관시켜 분석하는 안주엽 · 이윤신(2000)의 시도는 중요한 시사점을 갖는 것으로 보인다.

따라서 이 글에서는 직무 일치의 문제를 근로자 개인의 주관적 판단에 기초하여 분석하되, 입직과정에서의 일치 여부가 재직중의 임금, 나아가 생산성에 미치는 영향에 초점을 두고자 한다. 즉 근로자가 입직 과정에서 해당 일자리를 희망하여 선택한 것인지, 아니면 단순한 호구책으로 선택한 것인지에 따라 직무일치 여부를 구분하고, 그러한 선택의 차이가 임금에 어떤 영향을 미치는지 살펴 보게 된다. 특히 이러한 임금격차가 생산성 격차를 반영한다고 간주할 경우, 직무 일치 여부에 따른 생산성 격차의 크기에 대해서도 살펴 보게 된다.

즉 직무 일치 여부에 따라 임금격차가 발생하는 경우, 그러한 임금격차를 차별이나 렌트분배와 같은 기존의 임금격차 설명 방식으로 설명하기 곤란하다면 직무 일치 여부에 따른 임금격차는 상당부분 생산성 격차를 반영하고 있을 가능성이 높다. 이 경우 적절한 직업알선 등을 통해 직무일치도를 제고시키는 것이 노동자원의 효율적 활용에서 중요하다는 것을 다시 확인할 수 있다.

이러한 분석이 유의미하기 위해서는 몇가지 전제가 필요하다. 첫째, 근로자가 일자리를 선택하는데 있어 현재의 직종, 산업, 직장 등에 대해 어느정도 정확한 정보를 갖고 선택한다는 점, 둘째, 개인의 생산성이 비교적 체계적으로 개인의 임금으로 반영된다는 점 등이 전제되어야 한다. 첫째의 경우, 근로자들이 해당 일자리에 대한 모든 정보를 갖고 취업한다고 볼 수는 없다. 그러나 동시에 근로자들이 해당 일자리에 대한 최소한의 정보, 즉 근무환경이나 업무내용 등에 아무런 사전정보를 갖지 않고 일자리를 선택할 가능성 또한 없다고 보인다. 이런 점에서 우리는 근로자의 직장 선택이 최소한 기본적인 업무내용 등에 대한 정보를 갖고 이뤄진다고 가정한다. 둘째의 경우, 개인의 생산성과 임금과의 관계에 있어 우리나라의 전통적 임금체계인 연공급이 최근 많이 와해된 상태라는 점에서 개인의 생산성이 임금에 반영될 가능성이 상당히 높아졌다고 볼 수 있다. 이러한 점을 고려하여 이 글에서는 입직과정에서의 희망직장 선택 여부가 근로자의 임금에 어떤 영향을 미치는지 살펴 보고, 그를 통해 간접적으로 생산성에 미치는 영향도 추론하게 된다.

글의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 이 글에서 이용될 분석 모형에 대해 살펴 보게 된다. 이 글에서는 패널 자료를 사용하는 경우의 선택회귀 모형(switching regression model)을 적용하게 되는데, 그 유도과정에 대해 살펴 본다. 3절에서는 분석 자료에 대해 살펴 보며, 4절에서는 입직과정에서의 직무일치 여부가 근속기간에 미치는 영향을 살펴 보게 된다. 5절에서는 이 글의 주제인 직무일치에 따른 임금격차의 크기를 분석하며, 6절에서는 이상의 내용을 다시 한번 정리하고 이 글의 한계와 발전방향 등에 대해 검토한다.

## II. 분석모형의 설정

이 글에서는 한국노동패널조사의 1, 2, 3차년 자료를 모두 사용하여 패널 자료에 대한 선택회귀 모형을 적용하게 된다. 이 경우 우선 패널 자료의 개별효과(individual effects)에 대해서는 오차항의 일부를 구성한다고 가정한다. 이는 패널의 시계열이 짧고 횡단면 관측치가 크기 때문에 고정효과(fixed effects)를 가정하는 경우 자유도(degrees of freedom)의 문제가 발생할 수 있고, 또한 개별 효과를 오차항의 일부로 가정함으로써 선택 회귀 모형을 변형하는 것이 용이해 지기 때문이다. 따라서 이 글에서 적용되는 모형은 개별효과를 오차항의 일부로 간주하는 임의효과(random effects) 모형으로, 특히 임의효과를 고려하는 선택회귀(switching regression) 모형이 된다. 이는 통상적인 선택회귀 모형을 패널 자료에 응용하기 위해 적절히 변형한 것으로 다음과 같다. 각 개인별 데이터가 일정 기간에 걸쳐 연속적으로 존재하는 패널 데이터(Panel data)에서 다음과 같은 잠재모형(latent equations)을 가정하자.

임금함수:

(y= 임금, 1= 희망직장 취업, 2= 비희망직장 취업)

$$y_{1it} = x_{it}\beta_1 + u_{1i} + v_{1it}$$

$$y_{2it} = x_{it}\beta_2 + u_{2i} + v_{2it}$$

희망직장 선택함수:

$$I_{it}^{*} = z_{it}\gamma + e_{it}$$

$$(v_{1_it}, v_{2_it}, e_{it}) \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{1v}^2 & 0 & \sigma_{1e} \\ & \sigma_{2v}^2 & \sigma_{2e} \\ & & 1 \end{bmatrix}$$

이 경우 $u_{1i}, u_{2i}, v_{1it}, v_{2it}, e_{it}$ 는 모두 오차항으로, $v_{1it}, v_{2it}, e_{it}$ 에 대해서는 통상적인 정규성 가정이 주어지며, $u_{1i}, u_{2i}$ 는 $v_{1it}, v_{2it}, e_{it}$ 와는 서로 독립이며, 각각 각 개인에게 고유한 영향, 즉 개별효과를 나타내는 확률변수로, 각 관측치의 임금에 미치는 관찰되지 않은 영향(unobserved effects)를 표시한다. 따라서 위의 모형에 따르면 관찰자가 통제하지 못하는 개인특성이 임금에 미치는 영향이 통제된 임금함수의 추정이 가능해 진다. 이 경우 우리는 다음과 같은 조건에 따라 실제 임금의 값을 관찰하게 된다.

$$y_{it} = y_{1it} \quad \text{if} \quad I_{it}^{*} \geq 0$$

$$= y_{2it} \quad \text{otherwise}$$

**이 경우** $v_{1it}, v_{2it}, e_{it}$ **가 각 시점(period)에 대해 서로 독립이므로 각 개인이 일정 기간동안 에 취할 수 있는 확률은 다음과 같이 표현할 수 있다.**

$$\begin{aligned} Pr(y_i, I_i | u_{1i}, u_{2i}) &= Pr(y_{i1}, y_{i2}, \ldots, y_{iT}, I_{i1}, I_{i2}, \ldots, I_{iT} | u_{1i}, u_{2i}) \\ &= \prod_{t=1}^{T} Pr(y_{it}, I_{it} | u_{1i}, u_{2i}) \end{aligned}$$

**또한 i번째 개인의 t시점에서 첫 번째 임금함수에 따른 임금을 관찰할 수 있는 경우의 확률은 다음과 같이 표현된다.**

$$\begin{aligned} Pr(y_{it}, I_{it} = 1 | u_{1i}, u_{2i}) &= Pr(v_{1it}, z_{it}\gamma + e_{it} \geq 0) \\ &= Pr(v_{1it}) \int_{\Delta}^{\infty} f(e_{it} | v_{1it})\, de \\ &= \frac{1}{\sigma_{1v}} \phi\left(\frac{y_{1it} - x_{it}\beta_1 - u_{1i}}{\sigma_{1v}}\right) \Phi\left[\frac{1}{\sigma_{1e.v}}\left(z_{it}\gamma + \rho_{1ev}\frac{1}{\sigma_{1v}}(y_{1it} - x_{it}\beta_1 - u_{1i})\right)\right] \end{aligned}$$

( $\Delta = -z_{it}\gamma$, $\rho_{1ev} = \frac{\sigma_{1e}}{\sigma_{1v}\sigma_e}$, $\sigma^2_{1.ev} = 1 - \rho^2_{1ev}$ **을 의미**)

**두 번째 임금함수에 따른 임금을 관찰할 수 있는 경우의 확률도 이와 유사하게 다음과 같이 표현할 수 있다.**

$$\begin{aligned} &Pr(y_{it}, I_{it} = 0 | u_{1i}, u_{2i}) \\ &= \frac{1}{\sigma_{2v}} \phi\left(\frac{y_{2it} - x_{it}\beta_2 - u_{2i}}{\sigma_{2v}}\right) \Phi\left[\frac{1}{\sigma_{2e.v}}\left(-z_{it}\gamma - \rho_{2ev}\frac{1}{\sigma_{2v}}(y_{2it} - x_{it}\beta_2 - u_{2i})\right)\right] \end{aligned}$$

**따라서 각 개인별 조건부 우도함수(conditional likelihood function)는 다음과 같이 정의된다.**

$$L_i(u_{1i}, u_{2i}) = \prod_t \left[ Pr(y_{1it}, I_{it} = 1 | u_{1i}, u_{2i})^{I_{it}} Pr(y_{2it}, I_{it} = 0 | u_{1i}, u_{2i})^{1 - I_{it}} \right]$$

**위의 개인별 우도 함수는 각 개인에게 고유한 특성을 나타내는 확률변수** $u_{1i}, u_{2i}$ **를 포함하고 있으므로 이를 제거하기 위해서는 다음과 같이** $u_{1i}, u_{2i}$ **에 대해 주변확률(marginal probability)를 구하여 비조건부 우도함수(unconditional likelihood function)를 유도해야 한다.**

$$L_i = \int^{u_2} \int^{u_1} L_i(u_{1i}, u_{2i})\, g(u_1, u_2)\, du_1\, du_2$$

이를 구하는 경우 $u_{1i}, u_{2i}$의 분포에 대한 특별한 가정을 필요로 하지 않고 주변확률을 구하는 절차는 Burtler et al(1989)에 따라 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저 원래의 우도함수에 대해 다음과 같은 변형을 가정하면,

$$J_i(u_{1i}, u_{2i}) = L_i(u_{1i}, u_{2i})\, g(u_1, u_2) \exp(u_1^2/2 + u_2^2/2)$$

위의 개인별 비조건부 우도함수는 다음과 같이 다시 표현할 수 있다.

$$L_i = \int^{u} \int^{\alpha} J_i(u_{1i}, u_{2i}) \exp(-u_1^2/2 - u_2^2/2) du_1 du_2$$

이는 Burtler et al(1989)이 비관찰된 이질성이 존재하는 경쟁적 위험(competing risks) 모형에서 수치적 적분(numerical integration)을 구하는 경우를 응용하는 것으로, 위의 형태는 2변수 경우(bivariate case)에서의 Gauss-Hermite integration에 적합한 형태이므로, Gauss-Hermite integration을 적용하면 다음과 같이 개인별 비조건부 우도함수에 대한 근사치를 구할 수 있다.[1)]

$$L_i = \sum_{l=1}^{L} \sum_{m=1}^{M} L_i(q_l, q_m)\tau_{lm}, \quad \tau_{lm} = g(q_l, q_m) \exp(q_l^2/2 + q_m^2/2) w_{lm}$$

(단, L, M은 수치적 적분의 적분지점의 개수, $q_l, q_m$은 적분지점의 값(abscissa), $w_{lm}$은 적분지점의 가중치(weights)를 의미)

여기서 $\tau_{lm}$은 모형의 추정과정에서 같이 추정되며, 이 과정에서 $\tau_{lm}$에 대한 제약이 부과된다. 이는 다음과 같은 점 때문이다.

$$\begin{aligned}
&\sum_l \sum_m g(q_l, q_m) \exp(q_l^2/2 + q_m^2/2) w_{lm} \\
&\quad \approx \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(u_1, u_2) \exp(q_l^2/2 + q_m^2/2) \exp(-q_l^2/2 - q_m^2/2) du_1 du_2 \\
&\quad = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(u_1, u_2) du_1 du_2 = 1
\end{aligned}$$

따라서 $\tau_{lm}$에 대해 다음과 같은 제약이 부과된다.

$$\sum_l \sum_m \tau_{lm} = 1$$

---

1) Gaussian integration에 대해서는 Greene(1999)을, Gaussian integration의 abscissas와 weights의 값은 Abramowitz and Stegun(1971)를 참조.

따라서 전체 관측치에 대한 비조건부 로그 우도함수(unconditional log-likelihood function)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \ln \left( \sum_{l=1}^{L} \sum_{m=1}^{M} L_i(q_l, q_m) \tau_{lm} \right)$$

이 비조건부 로그 우도함수에 최우추정법(MLE)를 적용하여 $\beta, \gamma, \tau$와 다른 파라메터들에 대한 추정치를 구하게 된다. 이 글에서는 수치적 적분을 수행하는 지지점의 개수는 $u_{1i}, u_{2i}$ 각각에 대해 4개씩으로 하였으며, 따라서 $\tau_{lm}$의 전체 개수는 16개가 된다. 이러한 모형이 갖는 장점은 무엇보다 개인별 비관찰된 이질성을 나타내는 $u_{1i}, u_{2i}$에 대한 별도의 모수적 가정을 필요로 하지 않는다는 점이 된다.

즉 일반적으로 임의효과 모형(random effects model)을 선형 모형으로 추정하는 경우, 개별 효과에 대해서는 일반적으로 정규 분포를 가정한다. 그러나 이에 따른 모형설정의 오류 가능성이 있고, 또한 비조건부 로그우도함수를 유도하기 어려운 점이 있다. 물론 이경우에도 $u_{1i}, u_{2i}$가 각각 정규분포를 가지고, 상호 독립이라는 가정을 도입하면 비교적 용이하게 수치적 적분값을 유도할 수 있다. 그러나 그 경우에도 $u_{1i}, u_{2i}$의 상호 독립에 대한 가정의 타당성이 문제될 수 있다. 따라서 이 글에서 제시된 방법은 $u_{1i}, u_{2i}$에 대한 잘못된 가정의 부과에 따른 추정편의를 해결할 수 있는 방법으로 간주될 수 있다.

## III. 분석자료

분석에 이용될 표본은 한국노동패널조사의 1차년도 조사에서 임금근로자로 조사된 근로자들의 1차년도, 2차년도, 3차년도 조사결과가 된다. 임금근로자 만으로 분석대상을 한정하는 것은 1차년도 조사에서 임금근로자에 대해 입직과정의 직무일치 여부를 질문하고 있기 때문이다. 즉 한국노동패널조사의 1차년도 조사에서는 임금근로자에 대해, "현재의 직장에 어떻게 취업하게 되었는지"에 대해 조사하고 있다. 그에 대한 답으로는 (1) "내가 좋아서 선택했다", (2) "별다른 대안이 없어서 그냥 다니게 되었다", (3) "다른 일거리나 직장을 구할 때까지 임시로 다니고 있다"의 세가지를 제시하고 있다.

이 경우 (1)을 응답하는 근로자는 입직과정에서 자신과 일자리와의 일치 여부를 충분히 검토하여 자신의 적성이나 희망에 부합하는 일자리를 구한 경우로 볼 수 있고, (2)와 (3)을 응답하는 근로자는 현재 일자리에 대한 일치 여부와는 상관없이 단순히 호구지책으로 현재 일자리를 선택했던 경우로 볼 수 있다. 따라서 이 글에서는 현재 직장으로의 취업 경과에 대한 조사결과를 입직 과정에서의 직무 일치 여부에 대한 조사 결과로 간주하고, 본인이 희망하여 선택한 경우를 '희망직장

선택'으로, 그 외에 별다른 대안이 없었거나 다른 일자리를 구할 때까지 임시로 다니는 경우를 '비희망직장 선택'으로 간주하여 분석하게 된다.

한편 한국노동패널조사에서는 1차년도의 경우에는 위와 같은 질문이 주어졌지만, 2차, 3차년도의 경우에는 위의 질문이 제외되어 있다. 따라서 한국노동패널 조사결과를 이용하는 경우 희망직장과 비희망직장의 구분은 1998년에만 가능하다. 이에 따라 이 글에서는 1998년에 조사된 일자리에 대한 1999년과 2000년의 조사결과를 추적하여 분석에 활용하게 된다. 즉 1998년에 조사된 일자리를 계속 보유하는 경우의 임금이나 근로시간 등에 대한 정보를 이용, 개인의 비관측된 이질성이 임금에 미치는 영향을 통제한 상태에서 희망직장의 선택여부가 임금에 미치는 영향을 살펴 보게 된다.

이에 따라 이 글의 분석자료는 1998년에 임금근로자로 조사된 근로자의 1998년, 1999년, 2000년 일자리 관련 사항들이 되며, 이 중 분석에 필요한 변수들에 적절한 응답이 이뤄진 경우들을 추려내었다. 이에 따라 정리된 분석자료는 3개년 전체에 총 6,904개이며, 개인별로는 3,092명의 자료가 활용되었다. 3,092명의 개인 자료 중, 1개년도만 관측된 경우가 599명, 2개년도만 관측된 경우가 1,174명, 3개년도가 관측된 경우가 1,319명을 차지하고 있다.

이 경우 개인별로 1998년에 조사된 일자리를 1999년이나 2000년에 이미 떠난 경우도 있고, 또는 조사대상에서 탈락된 경우도 있다. 또는 1998년에 임금근로자로 조사되었다고 하여도 관련 변수들에 대한 응답이 적절히 이뤄지지 않은 경우도 1998년 자료가 분석대상에서 제외되었다. 이에 따라 이 글에서 사용된 분석자료는 3,092명 근로자의 3개년 패널 자료가 되지만, 각 개인별로 시계열 관측치 개수가 상이한 패널 자료, 즉 불균형 패널(unbalanced panel) 자료가 된다[2]. 이중 자신이 희망하는 직장을 선택한 경우는 1개년도만 관측된 경우 304개, 2개년도가 관측 된 경우 574개, 3개년도가 관측된 경우 770개를 차지하고 있다. 분석에 이용된 자료들의 정의 및 기초통계량은 <부표 1>에 제시되어 있다. 임금의 경우에는 월평균임금을 근로시간으로 나눈 시간당임금의 로그값을 이용했으며, 그외의 경우에는 통상적인 연구 절차에 따랐다.

한편 1998년에만 현재의 직장에 어떻게 취업하게 되었는지 조사함에 따라 발생한 자료상의 제약 때문에 앞 절에서 살펴 본 모형에 일정한 수정이 불가피하게 되었다. 즉 앞 절에서 희망직장 선택함수는 각 개인의 각 년도의 값에 따라 규정되어 있지만, 현실적인 자료상의 제약은 이러한 모형 설정을 불가능하게 한다. 즉 현재 직장을 어떻게 선택하게 되었는지에 대한 질문은 1998년 조사에서만 이뤄졌고, 1999년과 2000년 조사에서는 이러한 질문이 누락되어 있다. 따라서 희망직장에 대한 희망직장 선택함수를 설정할 수 있는 것은 1998년 자료 뿐이고, 이에 따라 이 글에서는 1998년에 임금근로자로서 취업하였던 직장에 대한 조사결과만을 이용하여 희망직장 선택함수를 정의하게

2) 각 개인별로 관측갯수가 동일한 균형패널(balanced panel)을 이용하는 경우에는 표본선택의 문제가 발생할 수 있다. 즉 1998년 당시 조사된 직장에 심각한 불만을 갖는 개인은 1999년이나 2000년에 다른 직장으로 이동했을 것이다. 이 경우 모든 개인에 대해 3개년의 관측치가 존재하는 균형패널을 구축하고자 하는 경우에는 이들 개인이 분석대상에서 탈락된다. 이러한 표본탈락은 현재 직장에 잘 적응하는 근로자들만 분석대상으로 한정시키게 되기 때문에, 표본선택의 문제가 발생하게 된다. 따라서 이 연구에서는 균형패널 자료에 따른 표본선택 편의를 해결하기 위해 불균형 패널 자료를 구축하여 활용하게 된다.

된다. 따라서 희망직장 선택함수에 이용되는 변수들은 1998년의 조사결과들로, 이는 다음과 같은 가정, 즉 1998년 조사에서의 입직 과정 질문에 대한 응답이 1999년과 2000년에도 동일하게 유지된다는 가정이 전제되어 있음을 의미한다[3]. 이러한 희망직장 선택함수에서의 모형상 변형에도 불구하고, 기본적인 모형 설정은 앞 절에서 설명한 모형과 동일하게 유지된다.

## Ⅳ. 희망직장 여부에 따른 근속기간의 차이

희망직장의 선택여부가 임금에 미치는 영향을 살펴 보기에 앞서, 희망직장의 선택여부가 근로자의 근속기간에는 어떤 영향을 미치는지 살펴 보자. 이는 희망직장의 선택여부가 직무일치 지표로서의 특성을 갖는지 검토하는 것으로, 일반적인 직무일치 가설의 예측에 비추어 살펴 보게 된다. 즉 직무일치 가설에 따르면 직무일치가 잘 이뤄지는 경우 그 직장에 상대적으로 오래 머무르려 한다고 간주된다(Jovanivic, 1979; Hersch and Reagan, 1990, 1994; Bowlus, 1995). 따라서 희망직장의 선택여부에 따라 해당 직장의 근속기간에 유의한 차이가 발생한다면 희망직장의 선택 여부도 직무일치 지표로서의 속성을 갖는 것으로 볼 수 있고, 직무일치의 한 지표로 해석될 수 있다.

이를 위해 희망직장의 선택여부에 따라 근속기간이 어떻게 영향을 받는지 근속기간에 대한 생존분석을 실시해 보았다. 이 경우 근속기간에 대한 자료는 1998년에 관측된 일자리에 대한 최종 관측자료에서 계산하였다. 따라서 전체 6,904개의 관측치 중에서 각 개인의 최종 관측자료인 3,092개의 자료를 활용하여 분석하였다. 일자리의 우측 절단에 대해서는 해당 일자리를 이직한 경우 완료된 기간으로 하고, 해당 일자리에 계속 근속하는 경우에는 절단(censored)된 기간으로 하여 분석하였다.

예를 들어 2차년도까지만 조사된 표본의 경우 해당 일자리를 2차년도 조사시점에서 이미 이직한 것으로 관측되었다면 입직연월과 이직연월에서 근속기간을 계산하고 완료된 기간(complete spell)으로 하였으며, 2차년도 조사시점에서도 계속 근속하고 있었다면 입직연월에서 조사시점까지의 근속기간으로 계산하고 절단된 기간(censored spell)으로 하였다. 마찬가지로 1차년도까지만 조사된 자료와 3차년도까지 조사된 자료에 대해서도 근속기간을 계산하고, 근속기간과 절단 여부를 확인하여 분석에 활용하였다.

분석모형으로는 모수적 모형으로 가속실패기간(AFT; Accelerated Failure Time) 모형을 분석하였다. Weibull 분포를 가정한 경우의 결과만 수록하였으며, 다른 분포를 가정한 경우에도 유사한 결과를 얻었으므로 별도로 보고하지는 않았다. 이 경우 가속실패기간 모형이 기간의존성에 대한 모수적 가정(parametric assumption)을 전제로 하기 때문에 기간의존성에 대한 모수적 가정이 잘못

3) 이는 3절의 희망직장 선택함수에서 $z_{it}$ 대신에 $z_i$가 포함된다는 것을 의미한다. 한편 1998년의 조사결과에서 분석에 이용되는 변수들에 대한 조사가 적절하게 이뤄지지 않아 1998년 자료가 없는 관측치들의 경우에는 1999년의 조사결과를 활용하였다. 이러한 자료상 제한에 따른 추정상 문제점이 존재한다는 점을 감안하여 이하의 분석결과를 해석하게 된다.

된 경우 분석결과가 달라질 수 있다. 이에 따라 Cox의 준모수적(semi-parametric) 모형을 별도로 추정하여 수록하여 비교하였다.

<표 1> 근속기간에 대한 생존분석 결과

| | AFT (weibull) | | Cox's model | |
|---|---|---|---|---|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| INTERCPT | -3.8497*** | 0.6247 | - | - |
| LNWAGE | 0.6895*** | 0.0649 | -0.6795*** | 0.0681 |
| MATCH | 0.3303*** | 0.0682 | -0.3128*** | 0.0703 |
| DMARR | 0.0531 | 0.0822 | -0.0422 | 0.0844 |
| DOWNER | 0.1225 | 0.0897 | -0.0969 | 0.0921 |
| DSEX | 0.1908** | 0.0867 | -0.1822** | 0.0896 |
| AGE | 1.3439*** | 0.1905 | -1.1395*** | 0.2025 |
| AGESQ | -1.2067*** | 0.2199 | 0.9691*** | 0.2348 |
| DEDU2 | -0.0942 | 0.0791 | 0.0901 | 0.0814 |
| DEDU3 | -0.0021 | 0.0968 | -0.0168 | 0.0999 |
| DEDU4 | -0.1833 | 0.2353 | 0.1505 | 0.2425 |
| DIND1 | -0.1460 | 0.4917 | 0.0947 | 0.5074 |
| DIND2 | 0.4322 | 0.8469 | -0.3477 | 0.8730 |
| DIND3 | -0.2710 | 0.5010 | 0.2289 | 0.5167 |
| DIND4 | -0.3494 | 0.4963 | 0.2721 | 0.5119 |
| DIND5 | -0.4186 | 0.4979 | 0.3828 | 0.5134 |
| DIND6 | 0.1904 | 0.4985 | -0.2279 | 0.5139 |
| DIND7 | 0.1943 | 0.4994 | -0.2564 | 0.5149 |
| DOCC1 | 0.2500** | 0.1271 | -0.2952** | 0.1310 |
| DOCC2 | 0.5873*** | 0.1110 | -0.6182*** | 0.1132 |
| DOCC3 | 0.2444** | 0.1107 | -0.2847** | 0.1137 |
| DSIZE2 | 1.0555*** | 0.1748 | -1.0951*** | 0.1787 |
| DSIZE3 | 1.8623*** | 0.3713 | -1.8988*** | 0.3801 |
| DSIZE4 | 1.1059*** | 0.2335 | -1.1248*** | 0.2394 |
| DSIZE5 | 1.5934*** | 0.1976 | -1.6248*** | 0.2000 |
| DJONG2 | -0.7010*** | 0.0936 | 0.7294*** | 0.0964 |
| DJONG3 | -0.2217* | 0.1191 | 0.2416** | 0.1217 |
| DUNION | 1.9369*** | 0.2278 | -1.9474*** | 0.2307 |
| SCALE | 0.9704 | 0.0242 | - | - |
| | -2504.4800 | | -6922.0860 | |

자료: 한국노동패널 1,2,3차년도 조사결과 중 3,092개 표본.

주: 1. AFT의 경우 종속변수는 log(근속기간), Cox 모형의 경우 종속변수는 근속으로부터의 탈출확률(hazard rate)이므로 추정치의 부호가 서로 반대임

2. * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함

<표 1>의 분석결과에 따르면, 인적자본 변수의 경우에는 남성(DSEX)와 연령(AGE) 이외에는 대부분의 변수들이 유의한 차이를 보여주지 못하고 있다. 남성의 경우에는 여성보다 출산, 육아의 부담이 없다는 점이, 연령의 경우에는 일자리의 특성을 통제한다면 고연령층 일수록 한 직장에 오

래 머무르려 할 것이라는 점이 때문에 근속기간이 길어지는 것으로 보인다[4]. 다음으로 일자리의 특성을 나타내는 기업규모 더미(DSIZE2 DSIZE5), 임시 및 일용직 더미(DJONG2, DJONG3)도 기업규모가 클수록 근속기간이 길어지고, 상용직일수록 근속기간이 길게 나타나 기대했던 부호를 나타내고 있다.

한편 희망직장 선택여부(MATCH)의 추정치도 근속기간을 길게 하는 것으로 나타나고 있다. 이는 근로자가 입직과정에서 자신이 희망한 직장일수록 보다 오래 근속한다는 것으로, 입직과정에서의 직무일치가 근로자의 직장정착에 중요한 요인으로 작용하고 있음을 보여준다. 임금(LNWAGE)의 경우에는 플러스의 추정치를 보여 줘 임금이 근로자의 직장안정성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 결과들은 직무일치가 근속에 미치는 영향에 대한 연구 결과와 부합하는 것으로, 이들에 따르면 일반적으로 높은 인적자본을 보유한 근로자의 근속기간이 길어지고, 또한 직무일치가 잘 이뤄진 경우 근속기간이 길어지며, 임금과 근속기간 사이에 정의 상관관계가 나타나는 것으로 보고된다(Green and Wilson, 1992; Bowlus, 1995; Hersch and Reagan, 1990, 1994; Grossberg, 2000).

그러나 이 글에서 근속기간에 미치는 영향에 대한 분석 결과가 엄밀한 의미에서 근속기간 결정요인을 모두 정확히 보여 준 것이라고 보기는 곤란하다. 예를 들어 Topel(1986)의 경우 임금과 근속의 연립성(simultaneity)에 따른 의사(spurious)상관관계 가능성을 지적하고 있다. 이를 피하기 위해서는 근속기간에 대한 단일방정식 모형이 아닌 구조방정식 모형의 추정을 고려할 수 있으며, 또한 해자드 모형의 설정에서 비관측된 이질성을 포함하는 모형을 설정 등도 고려할 수 있다[5]. 그러나 이 글의 초점이 희망직장의 선택이 생산성에 어떤 영향을 미치는지 살펴 보는 것이고, 엄밀한 의미에서 근속에 미치는 제반 변수들의 영향을 살펴 보고자 한 것은 아니었다. 따라서 이 글에서는 이상의 분석을 통해 최소한 희망직장의 선택이 근로자의 근속기간에 긍정적인 영향을 미치며, 희망직장의 선택 여부 또한 직무일치의 한 지표라는 점을 확인하는데 그치고, 보다 엄밀한 근속기간 결정요인에 대한 분석은 별도의 연구과제로 설정하고자 한다.

# Ⅴ. 희망직장 여부에 따른 임금격차 분석

## 1. 희망직장 여부에 따른 임금격차의 해석

이 절에서는 입직과정에서의 희망직장 선택 여부가 임금에 미치는 영향을 살펴 봄으로써 입직과정에서의 희망직장 선택이 생산성에 미치는 영향을 추론하고자 한다. 이 경우 임금격차를 통해 생산성 격차를 살펴 보기 위해서는 임금격차가 생산성 격차를 반영한다는 점이 전제되어야 한다. 이

4) 이는 동시에 근속으로부터의 탈출확률이 낮아진다는 것과 동일한 의미를 갖는다.
5) 임금과 근속에 대한 연립방정식 모형을 통한 접근은 Hersch and Reagan(1990), 근속과 직무일치의 관계를 비관측된 이질성이 고려된 해자드 모형으로 분석하는 것은 Bowlus(1995)를 참조.

를 좀 더 자세히 살펴 보면 다음과 같다. 우선 이론적으로 임금은 근로자의 생산성을 반영하는 것으로 가정된다. 이에 따라 임금의 가장 기본적인 결정요인은 근로자의 인적자본으로 설정된다. 그러나 현실의 임금은 생산성 이외의 요인들, 예를 들어 비합리적 차별, 노조의 임금효과, 독점기업의 렌트(rent)분배 등이 복합적으로 반영되어 결정된다. 따라서 현실적으로 발생하는 임금격차를 모두 생산성 격차로 환원시키는 것은 상당한 이론적 무리를 수반한다. 또한 임금이 결정되는 사회경제적 조건의 차이, 즉 임금이 강한 연공급적 지급관행에 따라 지급되거나 집단성과 위주로 지급되는 경우에도 개인의 생산성과 임금은 뚜렷한 상관관계를 갖지 않을 수 있다.

이러한 점에도 불구하고 이 글에서 희망직장 여부에 따른 임금격차가 생산성 격차를 반영한다고 가정하는 것은 희망직장 여부에 따른 임금격차를 차별이나 독점적 렌트배분 등으로 설명할 수 없다는 점 때문이다. 즉 성별, 학력별 임금격차의 경우 특정 개인의 주관적 특성이 아니라 특정 개인이 갖고 있는 외적 지표들, 즉 성별이나 학력과 같은 외적 지표에 따라 사용자가 임금수준을 달리한다고 가정할 수 있다. 이 경우에는 성별, 학력별 임금격차가 생산성 격차를 반영하기 보다는 사용자의 차별을 반영한다고 할 수 있다. 반면 희망직장의 선택 여부는 근로자의 주관적 판단의 문제이며, 사용자가 객관적으로 파악할 수 있는 외적 지표를 갖지 않는다.

또한 렌트분배의 경우에도, 대기업이나 노동조합 등의 압력으로 임금격차가 발생하더라도 그러한 임금격차는 해당 사업체 혹은 노조원 모두에게 영향을 미치며, 희망직장 선택여부에 따라 달라지지 않는다. 이는 결국 희망직장 선택여부에 따른 임금격차를 차별이나 렌트분배 등으로 설명하기 곤란하며, 만약 희망직장 선택 여부에 따른 임금격차가 존재한다면 그러한 격차의 상당부분이 생산성 격차를 반영하리라는 점을 시사한다. 물론 이러한 주장은 희망직장여부에 따른 임금격차가 생산성 격차를 반영한다는 점에 대한 직접적인 입증을 거치지 않은 것이므로 희망직장여부에 따른 임금격차를 모두 생산성 격차로 해석하는 것은 분명히 무리가 있다. 그러나 앞서 지적한 대로 희망직장여부에 따른 임금격차를 차별이나 독점적 렌트분배 등으로 설명할 수 없는 상황에서, 그러한 임금격차가 생산성 격차를 전혀 반영하지 않으리라고 가정하는 것 또한 무리가 있다. 이러한 점에서 우리는 희망직장의 선택여부에 따라 발생하는 임금격차가 해당 직장에서의 생산성 격차를 상당정도 반영하고 있다고 가정하여 분석하게 된다.

## 2. 희망직장 선택여부에 따른 임금격차 추정결과

희망직장 선택여부에 따른 임금격차를 2절에서 설명한 모형에 따라 분석하기 이전에, 통상적인 임금격차 분석 모형에 따라 살펴 보기로 하자. 이를 위해 다음과 같은 모형들을 차례로 추정하여 그 결과를 요약, 수록하였다. 우선 가장 단순한 모형으로, 희망직장 선택 근로자와 비희망직장 선택 근로자의 임금함수가 동일하다고 가정하고, 희망직장 선택여부를 더미 변수로 처리한 후 그로부터 희망직장 선택여부에 따른 임금격차를 계산할 수 있다. 이 경우 전체 표본에 대해 단순선형회귀(OLS) 모형과, 임의효과(random effects)를 고려하는 모형을 고려할 수 있다. 이에 따라 희망직장 선택여부를 더미변수로 처리한 후 추정한 결과는 <표 2>에 제시되어 있다[6].

<표 2> 단일방정식 추정을 통한 임금격차

| | lnwage | %격차 |
|---|---|---|
| OLS | 0.1645 | 17.9 |
| REM | 0.1662 | 18.1 |

다음으로 희망직장선택여부에 따른 임금함수의 추정을 하나의 회귀식으로 추정하는 것이 타당한지에 대한 검정을 실시하는 것이 필요하다. 이 경우 선택편의의 문제를 무시할 경우 OLS 추정치가 일치(consistent) 추정치이므로, 두 개의 임금함수를 설정하여 OLS로 회귀분석한 후 F-test를 실시하여 검정할 수 있다. 테스트 결과에 따르면 F값이 11.95(d.f=27, 6,850)로, 1% 수준에서 두 개의 임금함수가 동일하다는 가설을 기각하고 있다. 따라서 희망직장의 선택여부에 따라 상이한 임금함수를 설정하여 분석하는 것이 타당하다.

이에 따라 이하에서는 희망직장의 선택여부에 따라 상이한 임금함수를 설정하고, 또한 희망직장의 선택확률이 근로자의 인적 속성 등에 따라 달라진다고 가정하는 선택회귀 모형(switching regression model)을 분석하게 된다. 이 경우 희망직장의 선택을 결정하는 요인들로 이 글에서는 근로자의 인적 속성 이외에, 일자리 자체의 속성도 고려하였다. 우선 인적 속성의 경우, 특정 인적 자본을 가진 근로자들에게 일자리가 제한되거나 경제적 압박이 큰 경우 직장의 선택에 영향을 미치게 된다. 예를 들어 일자리 자체가 제한된 근로자 집단의 경우에는 불가피하게 비희망직장을 선택할 가능성이 커진다.

일자리 자체 속성의 경우, 일반적으로 사회적으로 유리한 조건의 일자리가 희망직장으로 선택될 가능성이 크다. 즉 일반적으로 근로자들은 안정된 정규직 일자리를 원할 가능성이 크고, 이 경우 정규직 일자리는 희망직장으로 선택될 가능성이 크며, 반면 임시직이나 일용직의 경우에는 비희망직장으로 선택될 가능성이 크다. 따라서 이 글에서는 직무일치가 근로자와 일자리의 속성에 따라 결정된다고 간주하여, 근로자의 희망직장 선택 함수에 근로자의 인적 속성 이외에 일자리 자체의 속성, 즉 산업, 직업, 종사상 지위 등도 포함시켜 추정하였다. 다만 근속기간과 노조원 여부의 경우, 입직 이후에 결정된다는 점 때문에 희망직장 선택함수에서 제외시켰다.

먼저 2절에서 설명한 임의효과 선택회귀 모형의 추정에 앞서, 통상적으로 활용되는 선택회귀 모형의 추정 결과를 살펴 보기로 하자. 이는 이 글에서 사용되는 자료가 갖고 있는 제한, 즉 1998년 조사에서만 입직과정에서의 희망직장 선택여부를 파악할 수 있다는 점 때문이다. 즉 원래의 임의효과 선택회귀 모형에서는 희망직장 선택함수에 각년도의 변수들이 포함되어야 하나, 자료상의 제한에 따라 이 글에서는 1998년(일부 관측치의 경우에는 1999년)의 조사결과만을 활용하여 희망직장 선택함수를 정의하고 있다. 따라서 이러한 문제점이 존재하지 않는 경우의 추정결과를 먼저 검토하고, 그러한 추정결과와 2절에서 제시한 임의효과 선택회귀 모형의 추정결과를 비교하여 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차의 크기를 추론하는 것이 필요하다[7].

6) OLS와 임의효과 모형을 이용한 단일회귀식 모형의 추정결과는 <부표 5> 참조.
7) 물론 이 경우 임의효과 선택회귀 모형의 추정결과가 통상적인 선택회귀 모형의 추정결과와 유

<표 3> 선택회귀 모형 추정결과(1998년 표본)

| | 희망직장 선택 | | 비희망직장 선택 | | 선택함수 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| ONE | -1.2383*** | 0.3454 | -0.9181** | 0.4234 | -0.9981*** | 0.3116 |
| DMARR | 0.0834** | 0.0383 | 0.0543* | 0.0325 | 0.1047* | 0.0606 |
| DOWNER | 0.0885*** | 0.0317 | 0.1377*** | 0.0358 | 0.0044 | 0.0070 |
| DSEX | 0.1004*** | 0.0338 | 0.1437*** | 0.0369 | 0.2269*** | 0.0568 |
| AGE | 3.2312*** | 1.0733 | 2.9220*** | 0.8621 | 0.1987 | 0.3141 |
| AGESQ | -3.6323*** | 1.2500 | -3.9676*** | 1.0207 | -0.7328 | 0.5256 |
| DEDU2 | -0.0390 | 0.0273 | -0.0949*** | 0.0342 | -0.0383 | 0.0389 |
| DEDU3 | 0.2394*** | 0.0352 | 0.2087*** | 0.0406 | 0.1538*** | 0.0278 |
| DEDU4 | 0.5034*** | 0.0600 | 0.6495*** | 0.1348 | 0.5949*** | 0.1694 |
| TENURE | 0.1764*** | 0.0151 | 0.2167*** | 0.0213 | - | - |
| DIND1 | 0.7503*** | 0.2140 | 0.1814 | 0.3283 | 0.1791 | 0.3359 |
| DIND2 | 0.8132*** | 0.2474 | 0.2924 | 0.4642 | 1.1349 | 0.1389 |
| DIND3 | 0.7779*** | 0.2211 | 0.2884 | 0.3315 | 0.1781 | 0.3506 |
| DIND4 | 0.7384*** | 0.2155 | 0.1661 | 0.3301 | 0.1316 | 0.3529 |
| DIND5 | 0.8267*** | 0.2159 | 0.1466 | 0.3296 | 0.2419 | 0.3507 |
| DIND6 | 0.7052*** | 0.2177 | 0.2136 | 0.3354 | 0.4959 | 0.3518 |
| DIND7 | 0.6673*** | 0.2196 | 0.2515 | 0.3370 | 0.7534** | 0.3535 |
| DOCC1 | 0.4479*** | 0.0653 | 0.3734*** | 0.0617 | 0.8120*** | 0.1021 |
| DOCC2 | 0.1661*** | 0.0621 | 0.1764*** | 0.0515 | 0.5718*** | 0.1017 |
| DOCC3 | 0.1280** | 0.0620 | 0.0762 | 0.0525 | 0.5131*** | 0.1054 |
| DSIZE2 | 0.0170 | 0.0440 | 0.0433 | 0.0425 | -0.2383*** | 0.0910 |
| DSIZE3 | -0.0846 | 0.0600 | 0.0673 | 0.0644 | -0.1513 | 0.1250 |
| DSIZE4 | -0.0430 | 0.0432 | 0.0301 | 0.0623 | 0.1883* | 0.1007 |
| DSIZE5 | 0.0447 | 0.0362 | 0.1651*** | 0.0494 | 0.2853*** | 0.0781 |
| DJONG2 | 0.0009 | 0.0339 | 0.0277 | 0.0308 | -0.7083*** | 0.0875 |
| DJONG3 | -0.0188 | 0.0287 | 0.0379 | 0.0287 | -0.5137*** | 0.1100 |
| DUNION | 0.0292 | 0.0314 | 0.0109 | 0.0257 | - | - |
| sig(u) | 0.4364*** | 0.0112 | 0.4721*** | 0.0121 | - | - |
| rho | -0.3669*** | 0.0829 | -0.2277* | 0.1198 | - | - |
| | -3495.3720 | | | | | |

주: * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함

이러한 점을 감안하여 1998년에 관찰된 표본 2,902개를 대상으로 통상적인 선택회귀 모형을 추정한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 우선 선택함수의 추정결과를 보면, 기혼(DMARR), 남자(DSEX), 고졸 및 대졸이상(DEDU3, DEDU4)의 근로자가 희망직장을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 이들 근로자들이 상대적으로 높은 인적자본을 갖고 자신에게 유리한 직장을 선택할 가능성이 높기 때문으로 보이며, 반면 여자나 저학력 근로자의 경우에는 유리한 조건의 직장의

사하여야 하는 것은 아니다. 다만 1998년 표본을 대상으로 하는 통상적인 선택회귀 모형의 추정이 모형상, 자료상 문제가 없다고 가정된다면, 그 결과와 어느정도 다른지 살펴 봄으로써 본문에서 지적된 자료상의 제한 등이 갖는 문제점을 가늠해 볼 수 있을 것이다.

제의 가능성이 낮기 때문으로 보인다.

일자리의 속성이 희망직장의 선택에 미치는 영향을 보면, 전문직(DOCC1), 사무직(DOCC2), 기능직(DOCC3) 일자리의 경우 단순노무직에 비해 희망직장으로의 선택 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 100인 이상 사업체(DSIZE4, DSIZE5)의 일자리의 경우 희망직장으로의 선택가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 종사상 지위별로는 임시직(DJONG2), 일용직(DJONG3)의 경우 희망직장으로의 선택가능성이 낮은 것으로 나타났다. 일자리의 속성이 희망직장으로의 선택가능성에 미치는 영향을 종합하면, 사회적으로 유리한 조건으로 평가받는 일자리, 즉 대규모 사업체의 정규직, 전문직 등이 희망직장으로 선택될 가능성이 높은 것으로 나타났다.

이는 근로자들이 일자리를 선택하는데 있어 순수히 자신의 적성에 부합하는 일자리만을 선택하는 것이 아니라 직장의 안정성이나 임금 수준 등도 고려하여 선택하는 것을 반영하는 것으로 보인다. 즉 한국노동패널 조사에서 취업 당시의 임금수준에 대한 조사가 이뤄지지 않아 근로자의 직장 선택에 취업 당시의 임금수준이 미치는 영향이 통제되지 않은 상태에서, 사업체 규모나 종사상 지위 등이 취업 당시의 임금수준과 정(正)의 상관관계를 가질 가능성이 높고, 그에 따라 근로자들이 보다 높은 임금을 제시하는 대규모 사업체의 정규직, 전문직 등의 일자리를 희망직장으로 선택하였기 때문으로 볼 수 있다.

다음으로 선택회귀 모형에 따른 추정결과를 보면, 희망직장 선택함수와 부문별 임금함수 오차항 간의 상관관계를 나타내는 부문별 상관계수(rho)가 모두 마이너스를 나타내고 있다. 선택회귀 모형에서 부문별 상관계수는 자기선택(self-selection)이 존재하는 경우, 근로자들이 자신들에게 보다 유리한 방향으로 선택하는지 여부를 보여준다. 이 글에서 설정된 선택회귀 모형에서 부문별 상관계수의 부호는 근로자들의 선택이 자신에게 유리한 방향으로 이뤄질 경우, 희망직장 선택의 경우 플러스, 비희망직장 선택의 경우 마이너스로 나타날 것으로 예상되었다. 그러나 실제 추정결과에 따르면 두 부문 모두 마이너스의 상관계수로 예상과 달리 나타나고 있다. 이는 비희망직장을 선택한 근로자의 경우에는 비희망직장을 선택함으로써 자기선택이 없는 경우보다 높은 임금을 받는 반면, 희망직장을 선택한 근로자의 경우에는 희망직장을 선택함으로써 자기선택이 없는 경우보다 오히려 임금이 낮아지고 있음을 의미한다. 이 점에 대해서는 임의효과 선택회귀 모형의 추정결과를 검토하면서 보다 집중적으로 다루게 된다.

인적 속성과 일자리의 속성에 대한 추정결과는 일반적인 임금함수 추정의 경우와 유사하게 나타나고 있다. 기혼(DMARR), 가구주(DOWNER), 고연령(AGE, AGESQ), 고학력(DEUD3, DEDU4), 단순노무직이 아닌 직업(DOCC1, DOCC2, DOCC3), 대기업(DSIZE5) 등의 경우 희망직장 선택이나 비희망직장 선택에 따라 유의수준에 차이는 있으나 대체로 다른 임금함수 연구결과와 부합하는 결과를 제시하고 있다.

이러한 선택회귀 모형을 적용한 경우 희망직장 선택여부에 따른 임금격차를 살펴 보면(<부표 3> 참조), 로그임금 기준으로 0.3771, 백분비로는 45.8%로[8], 단일회귀식을 가정한 경우의 18% 수준보다 상당히 높게 나타난다. 이러한 임금격차가 갖는 의미에 대해서도 임의효과 선택회귀 모형

8) 임금격차의 계산방식에 대해서는 3절을 참조.

의 추정결과를 다루는 부분에서 자세히 살펴 보기로 한다.

다음으로 2절에서 제시된 모형을 이용, 1998년에서 2000년 동안의 불균형 패널 자료를 분석한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 우선 전반적으로 임의효과 선택회귀 모형의 추정결과는 1998년을 대상으로 통상적인 선택회귀모형을 추정한 경우와 크게 다르지 않은 것으로 나타나고 있다.

<표 4> 임의효과 선택회귀 모형 추정결과(1998년 2000년 표본)

| | 희망직장 선택 | | 비희망직장 선택 | | 선택함수 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| ONE | -1.4822*** | 0.2085 | -1.6331*** | 0.2169 | -0.9093** | 0.4326 |
| DMARR | 0.0891*** | 0.0206 | 0.0384*** | 0.0191 | 0.0888** | 0.0361 |
| DOWNER | 0.0904*** | 0.0211 | 0.1301*** | 0.0208 | 0.0427 | 0.0580 |
| DSEX | 0.1204*** | 0.0229 | 0.1235*** | 0.0216 | 0.1903*** | 0.0519 |
| AGE | 3.8751*** | 0.5266 | 4.3489*** | 0.5447 | -0.2787 | 0.1910 |
| AGESQ | -5.0657*** | 0.6141 | -5.8260*** | 0.6797 | -0.0961 | 0.0759 |
| DEDU2 | -0.0533*** | 0.0169 | -0.0697*** | 0.0200 | -0.0797* | 0.0453 |
| DEDU3 | 0.1613*** | 0.0238 | 0.2055*** | 0.0254 | 0.1780*** | 0.0583 |
| DEDU4 | 0.4222*** | 0.0411 | 0.4421*** | 0.0740 | 0.6311*** | 0.1217 |
| TENURE | 0.2050*** | 0.0101 | 0.1764*** | 0.0127 | - | |
| DIND1 | 0.5188*** | 0.1627 | 0.1484 | 0.1786 | 0.1936 | 0.3618 |
| DIND2 | 0.6869*** | 0.1776 | -0.0580 | 0.2159 | 1.1588*** | 0.4303 |
| DIND3 | 0.5421*** | 0.1650 | 0.2249 | 0.1835 | 0.3078 | 0.3648 |
| DIND4 | 0.4751*** | 0.1640 | 0.0967 | 0.1823 | 0.1867 | 0.3504 |
| DIND5 | 0.6493*** | 0.1645 | 0.1528 | 0.1808 | 0.3061 | 0.3611 |
| DIND6 | 0.4733*** | 0.1651 | 0.1158 | 0.1859 | 0.5424 | 0.3536 |
| DIND7 | 0.5090*** | 0.1662 | 0.2112 | 0.1841 | 0.8129** | 0.3529 |
| DOCC1 | 0.2993*** | 0.0424 | 0.1662*** | 0.0337 | 0.7725*** | 0.0699 |
| DOCC2 | 0.1094*** | 0.0396 | 0.0918*** | 0.0276 | 0.4920*** | 0.0688 |
| DOCC3 | 0.0768* | 0.0400 | -0.0113 | 0.0212 | 0.4943*** | 0.0689 |
| DSIZE2 | 0.0294 | 0.0277 | -0.0422* | 0.0255 | -0.2695*** | 0.0588 |
| DSIZE3 | -0.0489 | 0.0343 | 0.0250 | 0.0408 | -0.1218 | 0.0881 |
| DSIZE4 | -0.0223 | 0.0316 | -0.0026 | 0.0250 | 0.1603** | 0.0649 |
| DSIZE5 | 0.0329 | 0.0205 | 0.0762*** | 0.0249 | 0.3370*** | 0.0516 |
| DJONG2 | -0.0514 | 0.0392 | 0.0911*** | 0.0283 | -0.6522*** | 0.0607 |
| DJONG3 | 0.0425 | 0.0462 | 0.0788*** | 0.0292 | -0.5634*** | 0.0729 |
| DUNION | 0.0415** | 0.0192 | 0.0754*** | 0.0252 | | |
| sig(v) | 0.3826*** | 0.0088 | 0.4475*** | 0.0120 | | |
| rho | -0.4432*** | 0.0979 | -0.7005*** | 0.0415 | | |
| | -7765.8979 | | | | | |

주: * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함

부문별 임금함수에 대한 추정결과 또한 추정치의 크기나 부호에서는 통상적인 선택회귀 모형의 추정결과와 크게 달라지지 않고 있다. 몇가지 차이점을 보이는 경우를 보면, 우선 상수항(ONE)의 경우 그 크기가 <표 3>의 경우보다 상당히 작아지고 있는데, 이는 임의효과를 모형 내에서 명시적

으로 가정하고, 또한 그 임의효과의 평균이 0이라는 가정을 부과하지 않음으로써 상수항의 크기가 작아진 것으로 보인다. 다음으로 연령(AGE)과 연령자승(AGESQ)의 경우 그 크기가 커져 연령에 따른 임금효과가 보다 뚜렷해 지고 있다. 그리고 노조원 더미(DUNION)의 경우도 희망직장 선택여부에 상관없이 플러스의 유의성을 보여줘 노조의 임금효과가 보다 뚜렷해지고 있다.

주목할 점으로는 비희망직장 선택의 경우 임시, 일용직 더미(DJONG2, DJONG3)가 플러스의 유의성을 보여주고, 일반적으로 임시, 일용직의 시간당 임금이 상용직보다 낮다고 보고되는 점과 비춰보면 의외의 결과이다. 이러한 결과가 타당한지 검토하는 것이 필요한데, <부표 5>의 단일회귀식 모형 결과에서 희망직장 선택 더미를 제외하고 1998년 표본만을 대상으로 분석한 경우 임시, 일용직 더미가 모두 마이너스이고, 또한 임시직의 경우 5% 수준에서 유의하게 나타난다. 그러나 희망직장 더미를 추가한 경우에는 마이너스 부호는 유지되나 그 계수값이 모두 줄어들고 임시직 더미의 유의성도 없어진다. 또한 <표 3>에서도 비희망직장 선택의 임시, 일용직 더미가 유의성은 없으나 플러스로 나타나고 있다.

이러한 점들은 희망직장의 선택여부를 고려하지 않았을 때에는 임시, 일용직의 시간당 임금이 정규직보다 낮게 나타나나, 이를 고려할 때에는 차이가 없어지거나, 오히려 높아지기도 한다는 점을 보여준다[9]. 물론 <표 4>의 결과가 이 글에서 이용된 자료의 제한 때문에 확정적인 것이라고 할 수 없으나, 적어도 희망직장 선택여부를 고려할 때 임시, 일용직이 상용직보다 시간당임금에서 반드시 불리하지만은 않다고 할 수 있다. 이러한 현상의 원인에 대해서는 다음에서 희망직장 선택함수 오차항과 임금함수 오차항 사이의 상관관계를 다루면서 같이 살펴 보기로 한다.

다음으로 희망직장 선택함수의 오차항과 임금함수식의 오차항 사이의 상관계수를 살펴 보면, <표 3>의 결과와 마찬가지로 모두 마이너스로 나타나고 있다. 이는 희망직장 선택 근로자들은 희망직장 선택에 따른 임금손실을 받고 있는 반면, 비희망직장 선택 근로자들은 그에 따른 임금 이득을 받지 못하고 있음을 의미한다. 그 크기를 평균적으로 계산해 보면, 희망직장 선택 근로자들은 로그임금기준 -0.107, 백분비 기준 10.1%의 임금손실을, 비희망직장 선택 근로자들은 각각 0.237, 26.7%의 임금 이득을 보고 있다[10].

이처럼 희망직장을 선택한 근로자들이 임금손실을 보고 있는 점이 희망직장 근로자들의 비합리적 선택의 결과가 아니라면, 다음과 같은 설명을 시도할 수 있다. 즉 희망직장 선택근로자들의 임금이 자기선택이 존재하지 않는 경우보다 낮아지는 것은 헤도닉(Hedonic) 임금이론에서 주장하는 바와 같이, 보다 좋은 조건의 직장을 선택하면서 임금의 일부를 그 비용으로 지불한 것으로 해석

9) 한편 1998 2000년 표본을 대상으로 한 선택회귀 모형의 추정결과를 <부표 4>에서 살펴 보면, 비희망직장 임시직의 유의한 플러스 추정치 대신 희망직장 일용직의 유의한 플러스 추정치를 볼 수 있다. 따라서 본문의 결과는 이용자료나 모형 설정에 따라 다소 변화가 있을 수 있으나, 희망직장 선택여부를 고려했을 때 임시, 일용직의 시간당임금이 상용직보다 낮지 않다는 점은 계속 지지되는 것으로 보인다.

10) 한편 1998년 표본에 대해 통상적인 희망직장 선택함수를 적용한 <표 3>의 결과를 이용하면, 희망직장 선택의 경우 -0.1025, 9.7%의 임금손실, 비희망직장 선택의 경우 0.0688, 7.2%의 임금이득을 얻는 것으로 나타났다.

할 수 있다(Borjas, G, 1996).

헤도닉 임금이론에 따르면 근로자는 보다 좋은 조건의 일자리를 선택하는 경우 그에 따른 보상비용으로 일정한 임금손실을 감내하는 것으로 가정되며, 이에 따라 보상적 임금격차가 발생하는 것으로 설명된다. 만약 이 글에서 나타난 결과가 근로자들의 비합리적 행동의 결과를 의미하는 것이 아니라면, 희망직장, 즉 사회적으로도 유리하고, 또한 자신에게도 적합한 직장을 선택하기 위해 근로자들이 임금의 일부를 그 비용으로 지불하는 것으로 해석하는 것이 타당한 것으로 보인다[11].

반면 비희망직장을 선택한 근로자들의 경우 임금이득을 보고 있는 것도 이들이 사회적으로 불리한 조건 혹은 자신의 적성 등과 맞지 않는 직장을 선택하면서 그에 대한 보상을 받고 있다고 할 수 있다. 이 경우에도 헤도닉 임금이론에 따른 보상적 격차를 통해 설명할 수 있을 것으로 보인다. 또한 위에서 언급된 임시, 일용직의 시간당임금이 희망직장선택을 고려했을 때 상용직보다 낮아지지 않는 현상 또한 유사하게 설명될 수 있다. 특히 비희망직장 선택의 경우 고용조건도 임시, 일용직에 불과한 경우 임금면에서의 보전이 필요할 것이기 때문이다. 따라서 비희망직장 선택의 경우 임시, 일용직의 경우 시간당 임금이 상용직보다 낮아지지 않는 것 또한 보상적 격차의 하나로 설명될 수 있다[12].

<표 5> 비관측된 이질성에 대한 추정결과

| | 희망직장선택 | 비희망직장선택 |
|---|---|---|
| 평균 | 0.5427 | 0.4962 |
| | (0.2813) | (0.2830) |
| 분산 | 0.0792 | 0.0801 |
| | (0.0289) | (0.0292) |

다음으로 비관측된 이질성에 대한 추정결과를 <표 5>에서 살펴 보면, 평균값의 경우에는 희망직장 선택이 비희망직장 선택보다 다소 높으며, 분산의 경우에는 비희망직장 선택이 다소 높게 나타나고 있다. 그러나 그러한 차이가 근소하기 때문에 큰 의미를 부여할 수는 없는 것으로 보인다. 한편 비관측된 이질성의 공분산과 상관계수를 계산해 보면 공분산 0.0042, 상관계수 0.0528로 상관관계가 상당히 낮게 나타나고 있어 이들 사이의 독립성을 고려하는 추정도 모형설정상 큰 문제를 야

11) 한편 캐나다의 산업재해가 임금에 미치는 영향을 분석한 Gunderson and Hyatt(2001)에 따르면 캐나다의 경우 산업재해에 대한 보상적 임금격차는 평균시간당 임금의 약 8% 가량에 이르는 것으로 보고되고 있다.

12) 임시, 일용직의 시간당 임금이 유의하게 높아지는 것으로 해석하지 않는 것은 이 글에서 이용된 자료의 제약 때문이며, 한편 <부표 4>에서와 같이 희망직장 일용의 경우 플러스를 보이는 것은 본문의 메카니즘과는 다소 다른 이유, 즉 주부가 육아 부담 때문에 전일제 근무 대신에 일용, 파트타임을 선택하되, 그 중에서 상대적 고임금 분야를 선택하는 경우가 있기 때문으로 보인다.

기하지 않을 것으로 보인다[13].

## 3. 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차 분석

다음으로 이러한 선택회귀 모형의 추정결과를 기초로, 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차의 크기를 계산해 보자. <표 6>에는 Oaxacca(1973)의 임금격차 분해 방식에 따라, 인적자본 특성 그룹별로 수익률 격차에 따른 임금격차를 계산한 것이 수록되어 있다. 수익률 격차에 따른 임금격차와, 그 격차의 표준오차는 김우영 · 최영섭(1996)에 따라 다음과 같이 계산하였다.

$$WD_j = \overline{X_j}'(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)$$

$$Std.Err(WD_j) = \sqrt{\overline{X_j}'VC(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)\overline{X_j}}$$

( $\overline{X_j}$ 는 j 근로자 집단의 인적자본평균 $k \times 1$ 벡터 , $VC(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)$ 는 $(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)$ 의 공분산 행렬을 각각 의미)

우선 전체 표본을 대상으로 할 경우 수익률 격차에 따른 임금격차는 로그임금 기준 0.4984로, 이를 백분비로 환산하면 64.6%에 이르고 있다. 임금격차를 인적자본 특성 그룹별로 살펴 보면 남자, 고연령, 고학력의 경우 높게 나타나고 있다. 이러한 차이는 모든 경우에 1% 수준에서 유의하여 모든 인적자본 특성 그룹별로 수익률 격차에 따른 임금격차가 존재하는 것을 알 수 있다.

그러나 인적자본 특성별로 수익률 격차에 따른 임금격차가 어떤 패턴을 보이는지에 대해서는 <부표 3>의 결과와 비교하면 일관되지 않은 것으로 보인다. 예를 들어 <표 6>에서는 남자의 경우 수익률 격차에 따른 임금격차가 로그임금 기준 0.508, 백분비 기준 66.3%인데 비해, 여자의 경우 각각 0.499, 64.6%로 남자가 높게 나타나고 있다. 그러나 <부표 3>에서 1998년 자료만을 대상으로 선택회귀 모형을 추정한 후 계산한 수익률 격차에 따르면 백분비 기준으로 남자 44.1%, 여자 50.2%로 여자의 경우 오히려 높게 나타나고 있다. 그러나 이러한 차이의 원인을 규명하기는 현재 이 글에서 사용된 자료상 제약 때문에 어려운 상황으로, 희망직장의 선택 여부에 따른 임금격차가 인적자본 특성별로 어떤 패턴을 보이는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요한 것으로 보인다.

한편 이 글에서 나타난 수익률 격차에 따른 임금격차가 상당히 높은 것으로 볼 수 있다. 그러나 1998년 자료만을 대상으로 통상적인 선택회귀 모형을 추정한 후, 수익률 격차에 따른 임금격차를 계산한 <부표 3>의 경우에도 그 크기가 로그임금 기준 0.3771, 백분비 기준 45.8%로 나타나고 있다. 더욱이 임의효과를 고려한 선택회귀 모형 추정결과에서 임의효과 평균의 차이 또한 수익률 격차에 반영되어 수익률 격차의 크기가 더 커진 것으로 보인다. 물론 계속 지적되는 자료상의 제약 때문에 60% 이상의 수익률 격차에 대해 확정적인 결론을 내리기는 곤란하지만, 적어도 50% 가량의 수익률 격차가 존재한다는 점은 분명해 보인다.

---

13) 비관측된 이질성의 평균, 분산, 공분산 등에 대한 계산은 Burtler et al(1989)에 따랐다.

<표 6> 인적자본특성별 수익률 격차(임의효과 선택회귀 모형, 1998년 2000년)

| | 로그임금격차 | 표준오차 | 백분비 격차 |
|---|---|---|---|
| 전체 | 0.4984 | 0.043 | 64.6 |
| 성별 | | | |
| 여자 | 0.4986 | 0.0482 | 64.6 |
| 남자 | 0.5084 | 0.0429 | 66.3 |
| 연령대별 | | | |
| 10대 | 0.4356 | 0.0590 | 54.6 |
| 20대 | 0.4613 | 0.0427 | 58.6 |
| 30대 | 0.5040 | 0.0429 | 65.5 |
| 40대 | 0.5240 | 0.0465 | 68.9 |
| 50대 | 0.5381 | 0.0550 | 71.3 |
| 60대이상 | 0.5803 | 0.0749 | 78.7 |
| 학력별 | | | |
| 국졸이하 | 0.5307 | 0.0553 | 70.0 |
| 중졸 | 0.4348 | 0.0653 | 54.5 |
| 고졸 | 0.4937 | 0.0413 | 63.8 |
| 대졸 | 0.5761 | 0.0887 | 77.9 |

한편 Maddala(1983)에 따라 다른 방식의 임금순격차 계산도 가능하다. 즉 Maddala(1983)에 따라 기대임금이 다음과 같이 계산되면,

$$\hat{y}_j = E\exp(\ln\hat{y}_j) = \exp(x\hat{\beta}_j + \sigma_j^2/2),\ j = 1, 2$$

기대임금의 격차는 다음과 같이 계산할 수 있다[14].

$$WD = (\hat{y}_1 - \hat{y}_2)/\hat{y}_2$$

이에 따르면 전체 표본을 대상으로 할 경우 임금순격차는 63.5%에 이른다. 이러한 임금격차를 어떻게 해석할 것인가와 관련하여, 우리는 이러한 임금격차가 생산성 격차를 상당부분 반영하는 것으로 해석하고자 한다. 이는 앞에서 지적한 바와 같이, 전통적인 임금격차의 설명방식, 즉 차별이나 렌트배분 등의 경우 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차를 설명할 수 없다는 점 때문이다. 즉 성별 임금순격차의 경우에는 성별이라는 외적 특징이 사용자가 차별적인 임금정책을 실시하는 지표가 될 수 있으며, 이러한 점은 학력별, 직종별 임금순격차의 경우에도 유사하다. 한편 기업규모별 임금격차나 노동조합의 임금격차의 경우에는 대기업의 독점력이나 노조의 교섭력이 임금격차의 요인으로 설명될 수 있다.

14) 이는 분모에 $\hat{y}_1$이 아니라 $\hat{y}_2$가 들어간다는 점에서 Maddala의 임금격차 계산방식과 차이가 난다. 이에 따라 이 글에서의 임금격차는 '희망하는 직장을 선택할 경우 얻을 수 있는 임금증가분'으로 정의되며, 앞의 더미변수 추정결과와도 비교할 수 있게 된다.

그러나 근로자가 직장의 선택과정에서 희망하는 직장을 선택하였는지 여부는 외적으로 표현되지 않으며, 이에 따라 차별적 임금정책의 실시 근거가 존재하지 않는다. 또한 기업규모별 임금격차나 노동조합의 임금격차 또한 해당 기업이나 노조원 전체에 대해 영향을 미치며, 희망직장의 선택여부에 따라 달리 적용될 근거 또한 갖지 않는다. 따라서 희망직장의 선택 여부에 따라 발생하는 임금격차는 전통적인 임금격차 설명틀로 설명되지 않으며, 이러한 점에서 이 글에서는 이러한 임금격차가 상당정도 희망직장의 선택 여부에 따른 생산성 격차를 반영한다고 간주한다.

이 경우 그러한 격차가 순수히 근로자 개인의 생산성 격차 때문인지, 아니면 일자리의 특성이 반영된 것인지 검토하는 것이 필요하다. 즉 이 글의 임금함수에서 근로자 개인의 비관측된 특성은 통제하고 있지만 일자리의 비관측된 특성은 통제되지 않고 있다. 따라서 직종대분류나 산업대분류, 종사상 지위분류 등으로 통제되는 것 이외의 일자리의 특성이 생산성에 영향을 미칠 수 있고, 그 차이가 임금에 반영될 수 있다. 즉 희망직장 선택함수에서 나타나듯 일반적으로 유리한 조건의 직장이라고 보이는 일자리를 희망직장으로 선택할 가능성이 큰데, 이에 따라 예를 들어 성장산업의 유망직종이거나 높은 지불능력을 갖춘 일자리에서 임금격차가 발생할 수 있다.

그러나 이 경우에도 높은 지불능력이 지속적으로 유지되기 위해서는 근로자의 생산능력이 보다 효율적으로 활용되는 것이 필요하기 때문에, 근로자의 생산성 차이가 어떤 형태로든 임금격차에 반영되었을 것으로 보인다. 즉 희망직장 선택여부에 따른 임금격차에는 자신이 원하는 직장을 선택함에 따라 발생하는 순수히 개인적 생산성에서의 차이 뿐만 아니라, 유리한 조건의 일자리와의 직무 일치를 통해 근로자의 생산적 능력이 보다 효율적으로 활용된 것도 반영된 것으로 보인다. 따라서 직무 불일치에 따른 임금격차, 나아가 생산성 격차를 개인이 원하는 일자리를 제공하는 것만으로 극복할 수 있는 것은 아니며, 오히려 개인의 생산적 능력이 잘 발휘될 수 있는 조건의 일자리를 제공하는 것 또한 중요하다고 할 것이다[15].

물론 모든 근로자에게 그들의 생산적 능력이 모두 발휘될 수 있는 조건의 일자리를 제공할 수 있는 것은 아니다. 따라서 이 글에서 정의되는 바와 같은 직무 불일치의 문제가 완벽하게 해소될 수 있다고 가정하는 것은 비현실적이다. 따라서 이 글에서 제시된 바와 같은 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차, 나아가 생산성 격차를 완전히 해소함으로써 경제 전체의 자원배분의 효율성을 획기적으로 개선시킬 수 있을 것으로는 기대할 수 없다. 그럼에도 불구하고 이 글에서의 분석에 따라 희망직장의 선택 여부에 따라 상당 정도의 생산성 격차가 존재하는 것이 현실이라면, 근로자와 일자리의 직무 일치도를 높여 나가고, 또한 근로자의 생산적 능력이 최대한 발휘될 수 있는 일자리를 제공하려는 정책적 노력을 통해 경제 전체의 효율성을 크게 높일 수 있다는 점 또한 분명해 보인다.

---

15) 이러한 점에서 ILO의 1998년 16차 노동통계회의에서 채택된 '부적합 취업자'(inadquate employment)에 대한 정의는 참고할 만 하다. 여기에 따르면 부적합 취업자는 "노동능력과 복지수준을 감소시키는 상황에 놓여 있는 취업자"로, 구체적 기준으로는 숙련, 임금, 초과근로 등에 따른 부적합 취업 상황을 제시하고 있다. ILO, 1998, 16th ICLS Final report.

# Ⅳ. 맺음말

이 글은 근로자가 직장을 선택하는 과정에서 어떤 이유에서 현재의 직장을 선택하였지를 기준으로, 희망직장의 선택과 비희망직장의 선택을 구분한 후, 그러한 선택 차이가 임금 및 생산성에 미치는 영향을 추론해 보고자 하였다. 이 경우 입직과정에서 희망직장을 선택하였는지, 비희망직장을 선택하였는지 하는 것은 근로자의 입직과정에서의 직무 일치 여부라고 할 수 있다. 따라서 이 글에서의 분석은 입직 과정에서의 직무 불일치가 임금 및 생산성에 미치는 영향에 대한 분석을 목적으로 하고 있다. 이를 위해 이 글에서는 패널 자료를 활용하는 경우 근로자의 임금에 미치는 비관측된 이질성의 영향을 통제할 수 있는 모형을 제시하고, 그를 한국노동패널 조사의 3개년 조사 결과에 적용하여 희망직장의 선택여부에 따른 임금격차를 계산하였다.

그 결과 우리는 희망직장의 선택 여부에 따라 약 50% 이상의 임금격차가 발생함을 발견할 수 있었으며, 이러한 임금격차가 전통적인 임금격차의 설명틀로 설명될 수 없다는 점에서 상당한 정도의 생산성 격차가 존재함을 추론할 수 있었다. 이러한 결과는 자료상의 제약, 임금격차로부터 생산성 격차의 존재를 추론하는 과정에서의 어려움 등에 따라 확정적인 것이라고 할 수는 없다. 그러나 여러 가지 제약에도 불구하고 이 글에서 나타난 결과는 우리나라에서의 자원배분 효율성 제고에 있어 직무 일치 문제가 갖는 중요성을 보여주는 것으로 해석된다. 따라서 앞으로 인력정책은 거시적, 총량적 차원에서의 노동수급 조절 중심에서 직무일치도의 제고를 보다 강조하는 방향으로 추진되어야 할 것이다.

마지막으로 이 글에서의 분석상 한계 및 발전방향을 지적하면, 가장 큰 문제점으로 자료상의 제약을 들 수 있다. 원래의 임의효과 선택회귀 모형에서 희망직장 선택함수는 각년도의 희망직장 선택여부에 따라 정의되도록 되어 있으나, 한국노동패널조사의 자료상 제약에 따라 1998년 조사결과에 따라서만 희망직장 선택여부를 정의하고 있다. 이러한 자료상의 제약을 현재로서는 극복할 수 있는 방법이 없으나, 이후 보다 적절한 자료를 이용하여 분석하는 것이 필요한 것으로 보인다. 마지막으로 이 글에서는 희망직장의 선택여부에 따라 발생하는 임금격차를 생산성격차로 해석하고 있는데, 이에 대한 보다 엄밀한 이론적, 실증적 뒷받침이 필요하다. 즉 기존의 임금격차 설명틀로 설명되지 않는 점에 따라 임금격차를 생산성 격차로 환원시키고 있는데, 이러한 환원의 타당성에 대한 보다 심층적인 분석이 필요하다.

또한 입직과정에서의 직무일치가 임금 및 생산성에 미치는 효과 뿐만 아니라, 현직에서의 직무일치가 임금 및 생산성 격차에 미치는 영향까지 설명하는 방향으로 발전시켜, 고용 정책이 단지 총량 차원에서의 숫자 관리가 아니라 실질적으로 노동자원의 최적 배분을 달성하는 정책이 될 수 있도록 하는 것이 중요한 과제로 남는다.

## 참고문헌


Abramovitz, M., and I. Stegun (1971) *Handbook of Mathematical Functions*, New York; Dover Press.

Alba-Ramirez, A., (1992) "Mismatch in the Spanish Labor Market", *Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 2.

Borjas, G. (1996) *Labor Economics*, Mcgraw-Hill.

Bowlus, A. (1995) "Matching Workers and Jobs: Cyclical Fluctuations in Match Quality" , *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 2.

Butler, J., Anderson, H., and R. Burkhauser (1989), "Work and Health after Retirement: A Competing Risks Model with Semiparametric Unobserved Heterogeneity", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71.

Cox, D. (1972) "Regression Models and Life-Tables", *Journal of The Royal Statistical Society*, B34.

Devine, T. and N. Kiefer (1991) *Empirical Labor Economics*, Oxford University Press, Oxford.

Green, C. and R. Wilson (1992) "Occupational Duration in the Careers of White Males", *Quaterly Review of Economics and Finance*, Vol. 32, No. 4.

Greene, W. (1999) *Econometric Analysis*, 4th Ed. Prentice Hall.

Grossberg, A. (2000) "The Effects of Formal Training on Employment Duration", *Industrial Relations*, Vol. 39, No. 4.

Gunderson, M. and D. Hyatt (2001) "Workplace Risks and Wages: Canadian Evidence from Alternative Models", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 2.

Hersch, J. and P. Reagan, (1990) "Job Match, Tenures and Wages Paid By Firms", *Economic Inquiry*,

_____, (1994) “Job Matching and Women's Wage-Tenure Profile", *Applied Economics*, Vol. 26, No. 3.

Jovanovic, B. (1979) "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5.

Lancaster, T. (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.

Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables*, Cambridge Univ. Press.

Oaxacca, R. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, Vol. 14.

Topel, R. (1986) "Job Mobility, Search, and Earnings Growth", in Ehrenberg, R. ed, *Research*

*in Labpor Economics*, JAI press.

**김우영 · 최영섭** (1996) **「우리나라에서 노동조합의 임금효과는 존재하는가?」, 『노동경제논집』, 『노동경제논집』 1996년 여름호.**

**김주섭 · 이상준** (2000) **『학력과잉과 노동시장 불균형 실태분석』, 한국직업능력개발원.**

**박진희** (2001) **『학력-직무 불일치가 임금에 미치는 영향과 그 조정』, 고려대학교 경제학 박사 학위 논문.**

**안주엽 · 이윤신** (2000) **「일자리 불일치와 일자리 만족도의 결정요인」, 한국국제경제학회 동계 학술발표대회 발표논문.**

**어수봉** (1993) **「우리나라 일궁합의 실태와 노동이동」, 『노동경제논집』, 17권 2호.**

<부표 1> 희망직장 선택/비희망직장 선택별 기초통계

| | 전체 | 희망직장 선택 | 비희망직장 선택 | 1998년 | 1999년 | 2000년 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| LNWAGE(로그시간당임금) | 0.6749 | 0.8652 | 0.4472 | 0.6461 | 0.6424 | 0.7851 |
| MATCH(희망직장선택=1) | 0.5449 | 1.0000 | 0.0000 | 0.5393 | 0.5322 | 0.5771 |
| DMARR(기혼=1) | 0.6918 | 0.7116 | 0.6680 | 0.6577 | 0.6961 | 0.7505 |
| DOWNER(가구주=1) | 0.5685 | 0.6031 | 0.5271 | 0.5482 | 0.5630 | 0.6171 |
| DSEX(남자=1) | 0.6360 | 0.6805 | 0.5827 | 0.6271 | 0.6261 | 0.6698 |
| AGE(연령) | 0.3731 | 0.3677 | 0.3795 | 0.3637 | 0.3747 | 0.3886 |
| AGESQ(연령의 자승) | 0.1508 | 0.1457 | 0.1568 | 0.1439 | 0.1522 | 0.1615 |
| DEDU2(중졸=1) | 0.4392 | 0.4094 | 0.4749 | 0.4397 | 0.4462 | 0.4263 |
| DEDU3(고졸=1) | 0.7345 | 0.7863 | 0.6725 | 0.7297 | 0.7289 | 0.7532 |
| DEDU4(대졸이상=1) | 0.0358 | 0.0579 | 0.0092 | 0.0337 | 0.0356 | 0.0400 |
| TENURE(근속기간) | 0.7613 | 0.9244 | 0.5660 | 0.7029 | 0.7133 | 0.9545 |
| DIND1(제조업=1) | 0.3050 | 0.2727 | 0.3437 | 0.2944 | 0.3123 | 0.3135 |
| DIND2(전기가스수도=1) | 0.0065 | 0.0101 | 0.0022 | 0.0059 | 0.0056 | 0.0093 |
| DIND3(건설업=1) | 0.0802 | 0.0667 | 0.0964 | 0.0823 | 0.0852 | 0.0680 |
| DIND4(도소매음식숙박=1) | 0.1517 | 0.1175 | 0.1926 | 0.1581 | 0.1555 | 0.1328 |
| DIND5(운수창고금융=1) | 0.1354 | 0.1465 | 0.1222 | 0.1309 | 0.1347 | 0.1454 |
| DIND6(사업서비스행정=1 | 0.1488 | 0.1560 | 0.1400 | 0.1550 | 0.1355 | 0.1588 |
| DIND7(기타서비스=1 | 0.1699 | 0.2283 | 0.0999 | 0.1708 | 0.1687 | 0.1701 |
| DOCC1(전문직=1 | 0.2890 | 0.3913 | 0.1665 | 0.2875 | 0.2835 | 0.3009 |
| DOCC2(사무판매직=1) | 0.2859 | 0.2743 | 0.2998 | 0.2951 | 0.2755 | 0.2855 |
| DOCC3(기능직=1) | 0.3172 | 0.2796 | 0.3622 | 0.3058 | 0.3291 | 0.3195 |
| DOCC4(단순노무직=1) | 0.1079 | 0.0548 | 0.1715 | 0.1116 | 0.1120 | 0.0941 |
| DSIZE2(10 49인=1) | 0.0747 | 0.0625 | 0.0894 | 0.0837 | 0.0572 | 0.0867 |
| DSIZE3(50 99인=1) | 0.0381 | 0.0385 | 0.0376 | 0.0389 | 0.0340 | 0.0434 |
| DSIZE4(100 499인=1) | 0.0594 | 0.0651 | 0.0525 | 0.0630 | 0.0476 | 0.0720 |
| DSIZE5(500인이상=1) | 0.1379 | 0.1667 | 0.1034 | 0.1302 | 0.1355 | 0.1568 |
| DJONG2(임시직=1) | 0.0855 | 0.0460 | 0.1327 | 0.0944 | 0.0948 | 0.0527 |
| DJONG3(일용직=1) | 0.0691 | 0.0316 | 0.1139 | 0.0754 | 0.0716 | 0.0527 |
| DUNION(노동조합원=1) | 0.1577 | 0.1826 | 0.1279 | 0.1532 | 0.1307 | 0.2115 |
| N | 6904 | 3762 | 3142 | 2904 | 2501 | 1499 |

<부표 2> 임의효과 선택회귀 모형의 지지점별 가중치( $\tau_{lm}$ )에 대한 추정결과

| | l=1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| m =1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2 | 0.0015*** | 0.0051 | 0.0144 | 0.0050 |
| | 0.0003 | 0.0037 | 0.0109 | 0.0080 |
| 3 | 0.0025*** | 0.0266*** | 0.8984*** | 0.0064 |
| | 0.0009 | 0.0067 | 0.0115 | 0.0050 |
| 4 | 0.0016*** | 0.0003 | 0.0344*** | 0.0039 |
| | 0.0004 | 0.0016 | 0.0063 | 0.0041 |

주: * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함

<부표 3> 인적자본특성별 수익률 격차(선택회귀 모형, 1998년 표본)

| | 로그임금격차 | 표준오차 | 백분비 격차 |
|---|---|---|---|
| 전체 | 0.3771 | 0.0432 | 45.8 |
| 성별 | | | |
| 여자 | 0.4068 | 0.0473 | 50.2 |
| 남자 | 0.3653 | 0.0465 | 44.1 |
| 연령대별 | | | |
| 10대 | 0.3127 | 0.0908 | 36.7 |
| 20대 | 0.3411 | 0.0569 | 40.7 |
| 30대 | 0.3787 | 0.0406 | 46.0 |
| 40대 | 0.4109 | 0.0378 | 50.8 |
| 50대 | 0.4073 | 0.0547 | 50.3 |
| 60대이상 | 0.4521 | 0.1106 | 57.2 |
| 학력별 | | | |
| 국졸이하 | 0.3823 | 0.0483 | 46.6 |
| 중졸 | 0.2829 | 0.0806 | 32.7 |
| 고졸 | 0.3883 | 0.0490 | 47.4 |
| 대졸 | 0.2007 | 0.1567 | 22.2 |

주: Maddala(1983)에 따라 계산하면 전체 기준 임금격차는 41.8%의 격차

<부표 4> **선택회귀 모형 추정결과**(1998년 2000년 표본)

| | 희망직장 선택 | | 비희망직장 선택 | | 선택함수 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| ONE | -0.8912*** | 0.1943 | -1.0142*** | 0.1555 | -0.9055*** | 0.1319 |
| DMARR | 0.0822*** | 0.0223 | 0.0441* | 0.0244 | 0.0947** | 0.0430 |
| DOWNER | 0.1208*** | 0.0225 | 0.1297*** | 0.0226 | 0.0332 | 0.0366 |
| DSEX | 0.0901*** | 0.0233 | 0.1760*** | 0.0246 | 0.2026*** | 0.0452 |
| AGE | 2.5746*** | 0.5735 | 3.7416*** | 0.5256 | -0.2976** | 0.1255 |
| AGESQ | -2.8312*** | 0.6696 | -4.9718*** | 0.6107 | -0.1108** | 0.0468 |
| DEDU2 | -0.0629*** | 0.0175 | -0.0878*** | 0.0204 | -0.0844* | 0.0490 |
| DEDU3 | 0.2268*** | 0.0240 | 0.2181*** | 0.0252 | 0.1856*** | 0.0542 |
| DEDU4 | 0.4800*** | 0.0402 | 0.6432*** | 0.0934 | 0.6739*** | 0.1198 |
| TENURE | 0.1682*** | 0.0100 | 0.1800 | 0.0136 | - | - |
| DIND1 | 0.5798*** | 0.1519 | 0.1980 | 0.1323 | 0.1935*** | 0.0624 |
| DIND2D | 0.7036*** | 0.1676 | 0.2061 | 0.2434 | 1.1533*** | 0.2594 |
| DIND3 | 0.5728*** | 0.1538 | 0.3043** | 0.1313 | 0.3044*** | 0.0756 |
| DIND4 | 0.5347*** | 0.1524 | 0.1662 | 0.1302 | 0.1902*** | 0.0696 |
| DIND5 | 0.6579*** | 0.1530 | 0.1431 | 0.1369 | 0.3017*** | 0.0832 |
| DIND6 | 0.5126*** | 0.1516 | 0.2275* | 0.1360 | 0.5314*** | 0.0600 |
| DIND7 | 0.4914*** | 0.1521 | 0.2989** | 0.1469 | 0.8186*** | 0.0816 |
| DOCC1 | 0.4005*** | 0.0399 | 0.3549*** | 0.0509 | 0.7673*** | 0.0725 |
| DOCC2 | 0.1569*** | 0.0376 | 0.1697*** | 0.0364 | 0.4865*** | 0.0663 |
| DOCC3 | 0.0985*** | 0.0377 | 0.0577* | 0.0336 | 0.4894*** | 0.0664 |
| DSIZE2 | 0.0627** | 0.0297 | -0.0400 | 0.0297 | -0.2773*** | 0.0572 |
| DSIZE3 | -0.0387 | 0.0360 | 0.0060 | 0.0233 | -0.1322 | 0.0843 |
| DSIZE4 | -0.0044 | 0.0353 | 0.0329 | 0.0403 | 0.1240* | 0.0689 |
| DSIZE5 | 0.0369* | 0.0210 | 0.1365*** | 0.0304 | 0.3479*** | 0.0513 |
| DJONG2 | 0.0337 | 0.0506 | 0.0220 | 0.0279 | -0.6505*** | 0.0616 |
| DJONG3 | 0.1330*** | 0.0461 | -0.0129 | 0.0243 | -0.5481*** | 0.0733 |
| DUNION | 0.0499** | 0.0204 | 0.0473* | 0.0278 | - | - |
| sig(u) | 0.4480*** | 0.0099 | 0.4476*** | 0.0086 | - | - |
| rho | -0.3940*** | 0.0782 | -0.1418 | 0.1725 | - | - |
| | | | -8243.1028 | | | |

**주**: * 10%, ** 5%, *** 1% **수준에서 유의함**

<부표 5> 희망직장 선택여부 임금격차 단일 회귀식 추정결과

| | 1998년 표본 대상(OLS) | | | | 1998 2000년 표본 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 희망직장 선택여부 포함 | | 희망직장 선택여부 제외 | | 임의효과 모형 | | OLS | |
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| ONE | -1.1602*** | 0.1955 | -1.1291*** | 0.1978 | -1.1624*** | 0.1659 | -1.0554*** | 0.1312 |
| MATCH | 0.1513*** | 0.0183 | - | | 0.1662*** | 0.0155 | 0.1646*** | 0.0116 |
| DMARR | 0.0747*** | 0.0229 | 0.0789*** | 0.0232 | 0.0447*** | 0.0175 | 0.0682*** | 0.0150 |
| DOWNER | 0.1117*** | 0.0238 | 0.1116*** | 0.0241 | 0.1040*** | 0.0190 | 0.1229*** | 0.0155 |
| DSEX | 0.1417*** | 0.0240 | 0.1503*** | 0.0242 | 0.1672*** | 0.0200 | 0.1513*** | 0.0156 |
| AGE | 2.9796*** | 0.5765 | 2.9460*** | 0.5832 | 3.6623*** | 0.4687 | 3.0684*** | 0.3767 |
| AGESQ | -3.7648*** | 0.6843 | -3.7960*** | 0.6923 | -4.5559*** | 0.5524 | -3.8642*** | 0.4399 |
| DEDU2 | -0.0702*** | 0.0202 | -0.0728*** | 0.0205 | -0.0526*** | 0.0163 | -0.0795*** | 0.0132 |
| DEDU3 | 0.2334*** | 0.0256 | 0.2396*** | 0.0259 | 0.2004*** | 0.0204 | 0.2369*** | 0.0170 |
| DEDU4 | 0.5343*** | 0.0528 | 0.5560*** | 0.0533 | 0.5096*** | 0.0414 | 0.5219*** | 0.0334 |
| TENURE | 0.2003*** | 0.0123 | 0.2128*** | 0.0124 | 0.1925*** | 0.0104 | 0.1819*** | 0.0079 |
| DIND1 | 0.4283*** | 0.1595 | 0.4455*** | 0.1613 | 0.3649*** | 0.1368 | 0.3395*** | 0.1077 |
| DIND2 | 0.5743*** | 0.1921 | 0.6339*** | 0.1942 | 0.5553*** | 0.1601 | 0.5335*** | 0.1258 |
| DIND3 | 0.5034*** | 0.1618 | 0.5218*** | 0.1637 | 0.4449*** | 0.1386 | 0.3997*** | 0.1091 |
| DIND4 | 0.4064*** | 0.1604 | 0.4228*** | 0.1622 | 0.3224*** | 0.1376 | 0.2983*** | 0.1083 |
| DIND5 | 0.4654*** | 0.1601 | 0.4852*** | 0.1620 | 0.4172*** | 0.1374 | 0.3738*** | 0.1082 |
| DIND6 | 0.4392*** | 0.1603 | 0.4732*** | 0.1622 | 0.3646*** | 0.1375 | 0.3318*** | 0.1083 |
| DIND7 | 0.4453*** | 0.1606 | 0.4891*** | 0.1624 | 0.3818*** | 0.1377 | 0.3623*** | 0.1084 |
| DOCC1 | 0.4642*** | 0.0363 | 0.5013*** | 0.0365 | 0.4231*** | 0.0301 | 0.4194*** | 0.0235 |
| DOCC2 | 0.2020*** | 0.0340 | 0.2257*** | 0.0343 | 0.1825*** | 0.0285 | 0.1848*** | 0.0221 |
| DOCC3 | 0.1207*** | 0.0344 | 0.1419*** | 0.0347 | 0.0830*** | 0.0287 | 0.0930*** | 0.0223 |
| DSIZE2 | 0.0141 | 0.0309 | 0.0042 | 0.0312 | -0.0110 | 0.0163 | -0.0059 | 0.0206 |
| DSIZE3 | -0.0195 | 0.0436 | -0.0257 | 0.0441 | -0.0267 | 0.0225 | -0.0274 | 0.0281 |
| DSIZE4 | 0.0042 | 0.0352 | 0.0159 | 0.0356 | 0.0081 | 0.0188 | 0.0150 | 0.0230 |
| DSIZE5 | 0.1105*** | 0.0270 | 0.1237*** | 0.0272 | 0.0271* | 0.0144 | 0.0839*** | 0.0166 |
| DJONG2 | -0.0284 | 0.0304 | -0.0611** | 0.0305 | -0.0143 | 0.0230 | 0.0007 | 0.0202 |
| DJONG3 | -0.0107 | 0.0360 | -0.0357 | 0.0363 | -0.0147 | 0.0281 | 0.0045 | 0.0238 |
| DUNION | 0.0251*** | 0.0261 | 0.0308*** | 0.0264 | 0.0381** | 0.0159 | 0.0523*** | 0.0163 |
| R-square | 0.4734 | | 0.4609 | | 0.4672 | | 0.4651 | |

주: * 10%, ** 5%, *** 1% 수준에서 유의함