

〈요 약〉

채용과 해고시에 성별에 따른 고용차별의 존재와 정도를 고용률 및 취업자수의 통계를 이용하여 검증한다. 여성근로자들은 남성근로자들에 비하여 해고시에 우선적으로 해고되지만 채용시에는 그 반대로 남성근로자가 우선적으로 채용이 되는 된다는 것이 일반적인 인식이다. 만일 개별기업의 차원에서 그러한 성차별적인 고용행태가 노동시장전체에서 지배적이라면 노동시장통계량에 그러한 차별의 모습이 반영될 것이라는 전제하에 거시노동시장의 고용률 및 취업자수의 통계를 대상으로 고용상태별 성별 이행확률, 성별 고용탄력성, 성별 고용변동진폭의 비율등을 추정한다. 분석결과 고용감소시에는 위 3개의 모든 분석방법들이 일관되게 여성근로자들이 우선적인 해고대상이라는 차별적 고용조정행태에 부합하는 결과를 얻었다. 고용증가시에 대한 분석결과는 이행확률과 고용탄력성의 추정결과만이 여성에 대한 성차별적인 채용행태와 부합하는 결과를 보여주었다.

I. 서 언

노동시장에서 임금, 고용, 승진 및 교육 및 훈련등 여러 형태의 성차별이 있다.¹⁾ 본 연구는 그 중 고용과 관련된 성차별의 존재여부와 그 정도 및 원인을 분석한다. 고용차별은 크게 채용과정에서의 차별과 해고과정에서의 차별로 구분할 수 있다. 고용과 관련된 성차별에 대한 일반적인 인식은 노동력을 고용하면서 여자보다는 남자가 우선적으로 채용이 되고, 반대로 노동력을 감소시킬 때에는 남자보다 여자가 먼저 해고된다는 것이다. 본고는 이러한 비대칭적인 채용 및 해고행태가 실증적으로 사실인지의 여부와 그 정도를 검증하기 위하여 성별에 따른 고용감소와 증가시의 고용통계자료를 분석해본다. 만일 노동력의 수요과정에서 이러한 차별적인 정책이 일반적이라면, 즉, 채용에 있어서는 여자 근로자들을 꺼려하고 반면에 해고시에는 먼저 해당이 된다면 두 그룹의 고용변동은 서로 상이한 비대칭성을 보일 것이다. 남자의 경우 고용의 증가시에 여자보다는 상대적으로 빨리 또한 많은 폭으로 증가하겠지만 여자의 경우 고용의 감소시에 상대적으로 신속하게 또한 많은 폭으로 감소할 것이라는 점이다.

실증분석은 거시노동통계자료를 이용하여 분석한다. 노동시장에서의 고용차별문제를 실증적으로 분석하면서 다양한 방법을 사용할 수 있다. 예를 들어, 몇 개의 표본(기업체)을 선정하여 설문조사를 이용하여 근로자들의 채용이나 해고시 성차별이 있는지 있다면 어느 정도인지를 분석하거나, 또는 특정의 1기간 또는 몇기간을 선정하여 근로자들의 이행상태를 추적하여 유량분석(Flow Analysis)을 실시할 수도 있다.²⁾ 본 연구는 장기간의 표본기간의 노동시장의 고용통계자료를 이용하여 차별의 정도를 추정한다. 이러한 분석방법을 선택하면서 그 전제는 만일 차별이 노동시장전체에서 광범위하게 존재한다면 노동시장전체의 고용통계자료가 그러한 특징을 반영할 것이라는 것이다. 즉, 일부기업에서는 차별을 하고 일부 기업에서는 차별을 하지 않는다면 그 결과

1) 노동시장에서 차별의 개념을 정의하는 것에 대하여 Cain(1986)은 “경제적인 차별은 정확한 정의를 거부하는 개념이다” 라고 언급하고 있다.

2) 이하에서 인용된 일부 연구는 이러한 방법을 사용하였다.

차별문제가 개별기업의 차원에서만 존재하고 전체노동시장에서는 상쇄·회석된다면 거시노동통계자료는 개별기업차원의 차별문제를 반영하지 못할 것이다. 하지만 개별기업들 차원에서의 차별이 체계적이어서 노동시장전체로 시장차별(Market Discrimination)이 존재한다면 거시노동통계의 시계열 자료는 그 차별의 정도를 보여줄 것이다. 따라서 본 연구는 시장전체의 남·녀고용통계자료-고용률, 취업자의 수 등-를 이용하여 성차별에 기인한 특징이 고용통계상에 있는지를 관찰해본다.

실증분석에서의 검증가설은 고용증가시 그 확률이나 크기(또는 진폭)가 남자가 여자보다 상대적으로 크고, 고용축소시 여자의 고용감소확률이나 진폭이 남자보다 크다는 것이다. 첫 번째 분석방법은 고용의 시계열자료가 마르코프 2차 확률과정이라고 가정하고 고용확대시와 감소시 남·녀의 고용상태별 移行確率(Transition Probability)을 추정하여 남·녀별 추정치가 어떻게 다른지를 비교한다. 즉, 채용과 해고시 위에서 언급한 성차별이 광범위하고 체계적으로 발생하고 있다면 고용확대와 감소시 남·녀의 고용통계는 일정한 비대칭성을 보일 것이다. 두 번째 방법은 고용탄력성의 개념을 이용하여 고용확대시와 감소시 성별로 차이가 있는지를 비교한다. 예를 들어, 고용증가시 여자들보다 남자들이 우선적으로 채용이 된다면 남자고용탄력성은 여자고용탄력성보다 크게 될 것이고, 고용감소시에는 반대로 여자들의 고용탄력성이 남자들보다 크게 된다. 끝으로, 단순하게 고용통계에서 남자근로자와 여자 근로자들의 취업자수의 크기가 고용확대시와 감소시에 어떻게 변화하는 지를 측정한다. 예를 들어 여자들이 해고시 성차별을 체계적으로 받고 있다면 고용감소시 여자취업자수의 감소폭은 남성들의 그것보다 크게 될 것이다.

분석대상의 통계자료의 선정시 다음과 같은 측면을 고려해야한다. 예를 들어 해고시 성차별에 대한 본 고의 가설은 모든 실업유입확률-고용상태와 비경제활동상태에서-이 남성보다 여성근로자의 경우 크다는 것이 아니고 취업상태에서 실직할 확률이 크다는 것이다. 또한 실직의 경우도 해고와 이직이라는 두가지 형태가 있지만 그 중 본 연구에서는 여성 근로자들이 우선적인 해고대상자가 되는지를 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 하지만 그 동안의 해고관행을 고려해본다면 한국노동시장에서 통계상 해고와 이직을 명확하게 구

분하는 일은 어려워 보인다.³⁾ 그러한 점에서 거시통계자료에 개별기업차원의 차별적 고용관행이 반영되는지를 분석하는 것이 목적인 본 연구에서 적절한 통계량은 성별에 따른 고용률(Employment Rate)과 취업자수(Number of Employees)의 변동이다.⁴⁾ 분석대상산업은 먼저 전 산업의 고용통계를 분석하고, 산업별로 차별의 정도가 차이가 있는지를 보기 위하여 차별의 정도가 클 것이라고 생각되는 산업-건설업-과 차별이 존재하지만 그 정도가 심하지 않을 것으로 생각되는 산업-서비스업-을 선정하여 동일한 방법을 적용하여 분석한다.⁵⁾

본 연구의 주제와 관련된 유사연구들은 다음과 같다. 특히, 많은 연구들은 차별문제를 논의하면서 해고시의 차별에 관심을 많이 가졌다. 먼저, 김옥암(1997)은 한국의 여성노동시장에 대한 전반적인 분석을 하면서 노동시장참가율과 실업율의 변동추이를 다른 국가들의 자료와 비교하여 분석하였다. 금재호·조준모(1998)는 프로빗(Probit)분석을 이용하여 해고를 당할 가능성이 남녀간에 차이가 있고 여성들에게 훨씬 큼을 실증적으로 보였다.⁶⁾ 김장호(1998)는 노동시장의 유량분석(Flow Analysis)모형을 이용하여 여성노동시장에서 다양한 이행확율을 추정한 결과 고용상태에서 실업이나 비경제활동으로의 이행확율이 성별로 차이가 있음을 보였다. 먼저 고용상태에서 실업으로의 이행확률은 남성의 확률이 여성보다 크지만, 고용상태에서 비경제활동으로의 이행확률은 그 반대임을 보였다.⁷⁾ 두 경우를 포함하여 고용상태에서 이탈확률은 여성이 남성보다 훨씬 크다는 본 연구의 가설과 일치하는 결과를 보였다. 신동

3) 잘 알고 있는 대로 노동법개정 이전에 통계상으로 해고와 이직을 구별하기는 매우 어렵다. 그 이유는 해고가 현실적으로 어렵기 때문에 이직의 형식으로 해고를 하는 경우가 많았기 때문이다.

4) 남,녀별 채용 및 해고율에 대한 거시노동통계가 있다면 이론의 검증에 보다 적절한 자료일 것이다. 실업률 통계의 경우 비경제활동에서 실업상태로 참여하는 경로를 구별하지 못하므로 본 연구에 적절하지 못하다

5) 예를 들어 본 연구에 사용된 자료의 분석결과 건설업에서는 전체근로자중 여자근로자의 비중은 6%이고 서비스산업에서는 34%이었다. 물론 여자근로자의 비중만을 가지고 성차별의 정도를 판단하는 것은 적절하지 않을 수 있다.

6) 금재호·조준모(1998)는 1996년 8월 1일에서 10월 31일사이에 직장을 떠난 근로자 29만 7,596 명중에서 임의추출한 3,019명들을 대상으로 1년동안의 노동이동과정을 조사한 자료를 바탕으로 실증분석을 하였다.

7) 김장호(1998)는 통계청의 경제활동인구조사의 원자료테이프를 사용하여 패널자료를 만들어 실증분석에 사용하였다. 사용된 자료는 1993년, 1995년 1997년 3개년도의 월별자료이다.

균(1999)도 본 연구와 관련하여 흥미로운 분석결과를 제시하였다. 그의 분석결과 실업으로의 유입률에 있어서 남성(33.4%)보다 여성(43.5%)의 유입률이 높게 나타나지만, 내부적으로 취업상태에서 실업으로의 유입은 남녀(각각 22%, 21%)가 차이가 없고 비경제활동상태에서 취업으로의 유입은 여성(21%)의 유입률이 남성(11%)보다 훨씬 높다는 것이다.⁸⁾ 이 결과는 해고시에 여성근로자들이 우선적인 해고대상이라는 주장이 근거가 없음을 시사한다.

이하의 본고는 다음과 같이 전개된다. 먼저, 2장에서는 가설의 검증을 위하여 사용할 분석방법들을 설명한다. 먼저, 고용상태의 변화에 대한 2차 마르코프모형을 설정하고, 이행확율을 최우법으로 추정할 수 있음을 보인다. 또한 남·여별 고용탄력성의 비교와 고용증가와 감소시에 고용변화의 진폭을 성별로 추정하여 비교하는 방법등이 본고의 연구목적에 유용함을 보인다. 3장에서는 사용된 자료의 설명과 자료를 이용하여 2장에서 논의된 실증분석방법에 따라 분석결과를 제시하고 그 의미를 해석한다. 4장에서는 본 연구를 닫는다.

II. 실증분석의 방법

앞에서도 언급한대로 개별적인 기업들에서의 차별적인 고용행태가 사실이라면 그 것들의 합인 노동시장전체의 고용통계량에도 그러한 행태들이 반영되어 나타날 것이다. 이 절에서는 본고의 실증분석에서 사용하는 방법들을 소개하고 왜 그러한 방법들이 성차별 정도를 측정하는데 유용한지를 설명한다. 방법들은 이행확률의 성별비교, 고용탄력성의 성별비교, 고용변동진폭의 성별비교 등으로 그 내용은 다음과 같다.

1. 이행확률의 성별비교

먼저, 고용량 (또는 고용률)이 2차의 마르코프 확률과정이라고 가정하고 남

8) 신동균(1999) p26 참조.

성과 여성근로자들의 각각의 이행확률을 추정하여 서로 비교하는 방법을 사용한다. 비대칭적인 채용 및 해고관행이 일반적이면 경기변동에 따라 고용의 크기는 변동에서도 비대칭성을 보일 것이다. 고용변동의 그러한 비대칭성은 다음의 마르코프(Markov)모형을 이용하여 분석할 수 있다.⁹⁾ 이론을 이해하기 위하여 다음과 같은 확률과정(Stochastic Process), $X(t)$ 를 고려해보자. $X(t)$ 가 순경기적(Procyclical)인 변수라고 가정하고, $I(t)$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$I(t) = +1 \quad X(t) - X(t-1) > 0 \quad (1)$$

$$I(t) = -1 \quad X(t) - X(t-1) < 0 \quad (2)$$

이와 같이 정의된 새로운 확률과정 $I(t)$ 는 2차 마르코프확률과정(Second Order Markov Stochastic Process)이라고 가정한다. 이 확률과정의 이행확률(Transition Probability)을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\lambda_{11} = P[I(t) = 1 | I(t-1) = 1, I(t-2) = 1] \quad (3)$$

$$\lambda_{00} = P[I(t) = -1 | I(t-1) = -1, I(t-2) = -1] \quad (4)$$

$$\lambda_{10} = P[I(t) = 1 | I(t-1) = 1, I(t-2) = -1] \quad (5)$$

$$\lambda_{01} = P[I(t) = -1 | I(t-1) = -1, I(t-2) = 1] \quad (6)$$

이 확률과정의 우도(尤度)함수는 다음과 같이 된다.

$$L(S(t), \lambda_{ij}, \pi_o) = \pi_o(\lambda_{11})^{N_{11}}(1-\lambda_{11})^{T_{11}}(\lambda_{00})^{N_{00}}(1-\lambda_{00})^{T_{00}}(\lambda_{01})^{N_{01}}(1-\lambda_{01})^{T_{01}}(\lambda_{10})^{N_{10}}(1-\lambda_{10})^{T_{10}} \quad (7)$$

여기에서 $S(t)$ 는 $I(t)$ 의 실현된 상태를 나타내며 π_o 는 초기상태확률을 의미한다. 위의 가설은 이행확률을 이용하여 다음과 같이 표현된다. 채용시 동일한 조건하에서 여성근로자보다는 남성근로자가 우선적으로 채용이 되고, 반면에 해고시에는 여성근로자가 우선적으로 해고된다면 추정된 이행확률은 다음과 같은 부등식을 만족시킬 것이다.¹⁰⁾

9) 이러한 분석방법에 대한 다른 연구는 Neftci(1984) 또는 McQueen and Thoreley(1993)참고.

10) 이하에서 첨자 M과 F는 각각 남자근로자와 여자근로자를 나타냄.

$$\text{성차별에 따른 비대칭적인 채용: } \lambda_{11}^M > \lambda_{11}^F \quad (8)$$

$$\text{성차별에 따른 비대칭적인 해고: } \lambda_{00}^M < \lambda_{00}^F \quad (9)$$

또는 동일한 추정결과를 이용하여 남자근로자들에 비하여 여성근로자들이 고용증가보다는 보다 빈번하게 큰 폭으로 고용감소를 경험한다면 여성근로자들의 채용과 해고과정은 다음과 같은 구조를 보이게 된다.

$$\frac{\lambda_{00}^F}{\lambda_{11}^F} > \frac{\lambda_{00}^M}{\lambda_{11}^M} \quad (10)$$

이행확률의 추정에 사용된 방법은 최우법이다. 위의 우도함수를 극대화하는 1차조건들을 풀면 이행확률을 표본의 통계량으로 다음과 같이 표현할 수 있다.¹¹⁾

$$\lambda_{00}^i = \frac{T_{00}}{(N_{00} + T_{00})}, \quad \lambda_{11}^i = \frac{T_{11}}{(N_{11} + T_{11})}, \quad i=M, F \quad (11)$$

2. 고용탄력성의 성별비교

남자근로자와 여자근로자들이 어느 특정 지배적인 산업이나 직종에서 절대적으로 한정되지 않았기 때문에 고용증가시와 감소시는 각각 경기변동의 호경기와 불경기로 이해할 수 있다. 즉, 남성과 여성근로자들에 대한 노동수요가 특정산업에서는 서로 다른 충격의 영향을 받을 수 있지만 경제전체로는 두 노동수요가 경제전체의 충격에 공통적으로 영향을 받는다고 전제한다. 먼저 다음과 같은 생산함수를 가정한다.

$$Y = F(A, K, L^F, L^M) \quad (12)$$

여기에서 Y=산출량(예를 들어, 전산업의 경우는 GDP), F=생산함수, A=기술충격, K=노동외의 다른 요소(예를 들어, 자본), L^F = 여자노동고용량, L^M =남자노동고용량등이다.

11) 유도과정에서 초기확율은 무시되었으며 추정치의 표준오차의 식은 부록에 정리되어있음.

고용증가와 감소시 성별 고용탄력성은 다음과 같이 정의할수 있다. 생산량에 대한 여성고용탄력성은 $\zeta^F = \frac{\Delta L^F}{\Delta Y} \frac{Y}{L^F}$ 이고 마찬가지로 남성고용탄력성은 $\zeta^M = \frac{\Delta L^M}{\Delta Y} \frac{Y}{L^M}$ 이 된다. 전체 산업에 걸쳐서 생산증가(감소)에 대하여 남성과 여성근로자가 차별없이 동일한 비율로 증가(감소)한다면 성별고용변동은 남성과 여성의 고용탄력성은 같을 것이다. 즉, 고용의 성차별이 없다는 가설의 검증은 다음으로 표현된다.

$$\zeta^F = \zeta^M \text{ 또는 } \zeta(F/M) = \frac{\zeta^F}{\zeta^M} = 1 \quad (13)$$

하지만 고용차별이 존재하게 되면 고용감소시에는 $\zeta^F(+)$ > $\zeta^M(+)$ 또는 그 비율인 $\zeta(-)(F/M)$ 이 1보다 크게 된다. 반면에 고용증가시에는 $\zeta(+)(F/M)$ 이 1보다 작을 것이다.

3. 고용변동진폭의 성별비교

차별적인 고용관행이 지배적이라면 고용의 크기는 고용확대와 감소시에 비대칭적으로 변동할 것이므로 그 변동폭을 측정하여 성별차이를 비교한다. 고용확대시 여성근로자보다 남성근로자가 보다 많이 고용이 된다는 것과 고용감소시는 그 반대로 여성이 남성에 비하여 보다 큰 폭으로 해고된다면 고용증가와 감소의 변동은 다음과 같은 부등식을 만족시킬 것이다. 먼저 다음과 같은 개념을 정의한다.

만일 $X(t) > X(t-1)$ 이라면, $\Delta X(t)(+) = |X(t) - X(t-1)|$ 를 정의하고, 반대로 만일 $X(t) < X(t-1)$ 이라면, $\Delta X(t)(-) = |X(t) - X(t-1)|$ 를 정의한다.¹²⁾ $X(t)$ 가 증가하는 경우들의 평균을 $\mu(+)$ 로, 감소하는 경우의 평균을 $\mu(-)$ 라고 표현한다. 만일 고용증가나 감소시 남자근로자와 여자 근로자들 사이에 차별이 존재한다면 이 변수들은 다음과 같은 관계를 경험하게 될 것이다.

12) (+) 와 (-)는 변수의 차분값인 'X(t) - X(t-1)' 이 0보다 크거나 작은 경우를 의미하고, || 기호는 차분값의 절대값을 의미한다.

$$\text{고용증가시에는 } \Delta X(t)^F(+) < \Delta X(t)^M(+), \text{ 즉 } \mu(+)^F < \mu(+)^M \quad (14)$$

$$\text{고용감소시에는 } \Delta X(t)^M(-) < \Delta X(t)^F(-), \text{ 즉, } \mu(-)^F > \mu(-)^M \quad (15)$$

Ⅲ. 실증분석

1. 자료의 선택과 분석

실증분석에 사용한 자료는 고용률과 취업자의 수에 대한 통계이다. 1963년부터 1998년까지 분기별통계이고 계절조정을 하였다. 자료는 한국노동연구원에서 발간된 KLIdb에서 추출하였다. 근로자가 취업, 실업, 비경제활동이라는 3개의 상태로 이동할 수 있기 때문에 채용 및 해고의 움직임을 분석하는데 고용률 통계는 적절하지 않을 수도 있다. 하지만 근로자들의 상태에 따른 이동의 대부분이 취업 및 실업이라면 비경제활동사이의 이동의 비중을 무시하고 사용할 수 있을 것이다. 반면에 취업자의 수는 차별적인 고용행태를 분석하는데 그러한 문제점을 걱정하지 않고도 본 연구의 실증분석에 사용할 수 있다.¹³⁾ 분석대상산업은 먼저 비농전산업의 통계를 사용하였고, 개별산업의 경우 경험적으로 여성고용비중이 낮고 성차별이 심할 것으로 예상되는 건설업과 그 반대로 여성들의 고용비중이 높고 따라서 성차별의 정도가 심하지 않을 것으로 생각되는 서비스업을 선정하였다. 두 산업에서의 성별 고용비중은 대조적이다. 건설업의 경우 표본기간중 전체 취업자중 여성근로자의 비율은 최저 2%에서 최고 11%로 평균은 6%이었다. 반면에 서비스업은 그 비율이 최저 28%에서 최고 39%로 평균은 34%이었다. 분석대상의 모든 통계자료에 대한 추세제거는 가능한 한 다양한 방법으로 함으로서 결과가 추세제거에 영향을 받는지를 보고자 하였다.

13) 반면에 실업자의 수는 본 연구의 분석에 적절하지 않다. 그 이유는 실업자의 변동에는 취업으로부터 실직자와 다른 신규(또는 재)노동시장참여자도 포함되기 때문이다.

2. 실증분석결과

이행확률의 실증분석결과는 <표 1-3>에 포함되어 있다. 분석결과의 정리는 남자와 여자별로 각각의 추정치를 구하고 비교를 쉽게 하기 위하여 해당추정치들의 여자/남자 비율을 정리하였다. 따라서 여성근로자들이 고용과정에서 차별을 받는지의 여부에 대한 거시노동시장적 근거는 다음비율에 나타난다. 해고시의 여성차별은 $\lambda_{00}(F/M) = \lambda_{00}^F / \lambda_{00}^M$ 의 값이 1보다 적은 경우에 해당되고, 채용시의 여성차별은 $\lambda_{11}(F/M) = \lambda_{11}^F / \lambda_{11}^M$ 의 비율값이 1보다 큰 경우이다.

이행확률의 추정결과에 기초하여 먼저, 해고시-즉, 고용감소시-에서의 차별 여부를 보면 다음과 같다. 이행확률의 경우 전 산업의 분석결과 여성근로자들이 고용률 통계를 제외하고는 해고시 차별이 있음을 보여주고 있다. 즉, $\lambda_{00}(F/M)$ 비율은 고용률 통계를 제외하고는 1보다 크다. 이러한 결과는 건설업과 서비스업에 대한 분석에서도 동일하다. 두 산업의 통계에 대한 분석결과들 중 오직 1개의 경우에만 그 비율이 1보다 적게 추정되었다. 흥미로운 것은 비교적 성차별이 적을 것으로 예측되었던 서비스업에서도 그 비율은 모두 1보다 크게 나왔다. 채용시에 성별에 따른 차별적 고용이 있는지에 대한 것은 건설업을 제외하고는 뚜렷한 결론을 내리기가 어렵다. 즉, 건설업의 경우 이행확률의 추정치에 따르면 추세제거에 관계없이 $\lambda_{11}(F/M)$ 이 1보다 작은 것으로 나왔다. 하지만 전 산업이나 서비스업에서는 그 결과가 확정적이지 못하고 추세제거에 따라 다른 결과를 얻었다. 오히려, 서비스업의 경우 채용시의 여성근로자에 대한 성차별의 존재 가능성에 대하여 의문을 갖게 하였다.

<정리 1> 성별 이행확률추정치에 의하면 전 산업의 노동시장고용통계에 성차별적인 고용행태가 반영되고 있으며, 특히 채용시보다 해고시의 차별이 분명하게 나타나고 있으며 건설업과 서비스업간에 차별의 정도차이는 관측되지 않았다.

<표 4>는 성별 고용탄력성을 비교하고 있다. 성별 고용탄력성값의 비율은 고용확대시와 고용감소시에 1의 값에서 차이가 있음을 보여주고 있으며, 특히

그 정도는 고용증가시보다 고용감소시에 더욱 심함을 보여주고 있다.¹⁴⁾ 즉, 탄력성비율의 값이 1에서 멀어지는 정도가 고용감소시(전산업의 경우 1.406)가 고용증가시(전산업의 경우 0.814)보다 훨씬 큼을 알 수 있다. 이 결과는 건설업과 서비스업에서도 동일하다. 개별 산업별로 보면 서비스산업보다 건설업에서 차별적 고용관행이 심각한 것으로 보인다. 고용감소시 건설업에서는 고용탄력성의 값(=1.910)이지만 서비스업의 탄력성값(=1.274) 보다 크고, 고용증가시에도 건설업(=0.674)에서 서비스업(= 0.793)에서보다 1에서 멀어짐으로서 보다 차별이 심함을 보이고 있다. 이러한 결과는 성차별이 서비스업에서보다 남성지배적인 건설업에서 보다 심할 것이라는 추론과 부합되는 결과이다.

<정리 2> 성별 고용탄력성의 추정치에 의하면 고용증가와 감소시에 고용차별이 존재하며 특히, 고용증가시보다 고용감소시에 또한 서비스업 보다는 건설업에서 그 차별의 정도가 심하다.

고용변동의 진폭을 측정하는 비교적 단순한 방법의 결과는 상당히 혼재되어 있다. 고용증가시의 여성차별이 있다면 $\mu(+)(F/M) = \mu(+)^F / \mu(+)^M$ 이 1보다 적게되고, 고용감소시에 여성차별이 있게되면 $\mu(-)(F/M) = \mu(-)^F / \mu(-)^M$ 이 1보다 크게 된다. 먼저 고용감소시 성별의 차이를 보면 여자근로자들의 감소폭이 큼을 알 수 있다. 즉, $\mu(-)(F/M)$ 비율값은 대부분의 경우에 1보다 크다. 또한 그 비율이 건설업(=2.793)에서 서비스업(=1.311)에서보다 크게 나타나므로서 위의 다른 추정치들과 일관된 결과를 보여주고 있다. 반면에 고용증가시에 대한 분석결과는 이행확률이나 고용탄력성의 추정결과와 달리 여성근로자에 대한 성차별증거를 보여주지 않고 있다. 즉, 고용증가폭의 비율인 $\mu(+)(F/M)$ 이 1보다 크다는 결과는 여성들의 고용증가가 남성들에 비하여 크다는 것을 의미한다. 하지만 이 점에 대한 해석은 신중해야 할 것이다. 이러한 결과가 채용시에 여성에 대한 성차별이 없거나 또는 반대로 남성에 대한

14) 고용감소시에 동일한 충격이 남·녀의 노동수요에 영향을 끼친다면 또한 통계수집작성에 오류가 없다면 탄력성비율은 항상 0보다 커야한다. 하지만 표본에 0보다 작은 경우가 있었다. 표에 정리된 결과는 그러한 경우를 제외하고 얻은 값이다. 물론 0보다 적은 경우는 전체표본수에 비하여 매우 적었다(대부분 5개 이내).

역차별이 있다고 판단할 수는 없다. 추후에 더욱 엄밀한 연구가 있어야 하겠지만 이 결과는 남성근로자들과 여성근로자들의 취업자수의 증가추세와 관련이 있는 것으로 추정된다. 즉, 여성근로자들의 취업자수가 남성근로자들보다 빠른 속도로 확대되었다면 그리고 그 추세가 본 고에서 사용한 추세제거방법으로 완화되지 않았다면 그러한 결과가 나올 수 있다. 이러한 추측을 부분적으로 뒷받침해주는 것이 고용률 통계에서의 진폭에 대한 결과이다. 추세제거의 문제가 없다고 할 수 있는 고용률 통계에서는 $\mu(+)(F/M)$ 이 1보다 작은 것으로 나타나서, 일반적으로 추측되는 고용확대시 여성근로자들에 대한 고용차별을 뒷받침하고 있다. 이것과 관련된 실증적인 사실은 여자고용통계의 변동은 남자고용통계의 변동보다 크다는 점이다. 이 점은 성차별적인 고용행태와 어떠한 관련이 있는지에 대한 추후 연구가 필요한 부분으로 보인다.

<정리 3> 고용증가와 감소시의 성별고용변동진폭에 의하면 고용감소시에는 성차별적인 고용변동이 관찰되는 반면에 고용증가시에는 여성에 대한 차별적인 고용변동이 관측되지 않았다. 고용감소시의 차별 정도는 건설업에서 서비스업보다 크게 나타났다.

요약한다면 첫째로 개별기업차원의 성차별적인 고용행태는 상당히 체계적이어서 노동시장전체의 통계에서도 명확하게 나타난다는 것이다. 만일 개별기업차원의 성차별이 다수의 기업에서가 아니고 소수의 기업에 국한된다면 거시노동통계자료에서 성차별적인 징후를 식별한다는 것이 쉽지 않을 것이다. 두 번째는 고용감소시의 성별 고용변동통계는 여성근로자들이 우선적인 해고대상이라는 사실을 일관성있게 보여주고 있다는 점이다. 반면에 고용증가시의 고용노동통계에서 추정된 성별이행확률과 고용탄력성은 대체로 여성들이 채용시 차별을 받는다는 사실을 뒷받침하지만 고용변동폭의 성별 비율의 추정치는 그 사실과 부합되지 않았다. 따라서 고용확대와 고용감소시에서의 성차별적인 고용행태중 고용감소시에서의 성차별이 더욱 중요한 문제인 것으로 보인다.

IV. 결 론

본 연구는 개별적인 기업에서 채용과 해고시에 차별적인 고용이 노동시장전체에서 지배적이라면 그 현상이 거시 노동시장통계자료에서 확인될 수 있을 것이라는 전제하에 전체노동시장의 취업자수 및 취업율, 동시에 개별산업-건설업과 서비스업-의 취업자수의 고용변동을 분석하였다. 분석결과는 거시 노동통계자료에서도 차별적인 고용행태의 모습을 식별할수 있었다. 일반적으로 알려진대로 고용확대시 남자근로자들이 우선적으로 채용되고, 고용감축시 여자근로자들이 우선적으로 해고되는 모습이 전산업과 선정된 개별산업-건설업과 서비스업-의 노동통계에서 나타났다. 정책적 함의는 성차별에 대한 정책은 우선적으로 해고시의 성차별에 관심을 갖는 것이 필요한 것으로 보인다. 즉, 노동시장의 차별에 대한 정책을 해고시의 차별보다는 채용시의 차별완화에 더욱 비중을 두는 것이 필요한 것으로 보인다. 또한 산업별로는 서비스업에서보다 건설업에서 그 정책의 필요성은 커 보인다. 그러한 관점에서 추후에 본 연구에 사용된 방법을 많은 개별산업에 확대 적용하여 업종별, 또는 산업별 차별의 정도를 분석하는 것은 유용할 것이다. 또는 이러한 고용통계의 시계열자료의 분석을 통하여 차별의 원인을 추론할 수 있는 방법론이 개발된다면 바람직하다. 그 원인에 대한 정보는 노동시장정책을 수립하는데 유용한 도움을 줄 것이다.

[부록]

<표 1 이행확율의 추정분석결과 (전산업 남녀 고용율 및 취업자의수)>

	고용율	취업자의 수*	취업자의 수**
λ_{00}^F	0.57	0.575	0.652
λ_{00}^M	0.63	0.477	0.603
$\lambda_{00}(F/M)$	0.91	1.204	1.080
λ_{11}^F	0.33	0.533	0.630
λ_{11}^M	0.25	0.461	0.711
$\lambda_{11}(F/M)$	1.33	1.156	0.887

<참고> *:1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정.

<표 2 이행확율의 추정분석결과 (건설업 남녀 취업자의수)>

	취업자의 수*	취업자의 수**	취업자의 수***
λ_{00}^F	0.613	0.615	0.627
λ_{00}^M	0.531	0.711	0.613
$\lambda_{00}(F/M)$	1.155	0.865	1.022
λ_{11}^F	0.458	0.558	0.214
λ_{11}^M	0.500	0.566	0.607
$\lambda_{11}(F/M)$	0.916	0.986	0.353

<참고> *:1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정. ***:고용의 변동율

<표 3 이행확율의 추정분석결과 (서비스업 남녀 취업자의수)>

	취업자의 수*	취업자의 수**	취업자의 수***
λ_{00}^F	0.567	0.727	0.688
λ_{00}^M	0.500	0.641	0.682
$\lambda_{00}(F/M)$	1.135	1.134	1.010
λ_{11}^F	0.500	0.666	0.476
λ_{11}^M	0.406	0.641	0.593
$\lambda_{11}(F/M)$	1.230	1.228	0.803

<참고> *:1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정. ***:고용의 변동율

〈표 4 남녀별 고용탄력성비율 비교〉

	전산업	건설업	서비스업
$\zeta(-)(F/M)$	1.406(0.123)	1.910(0.196)	1.274(0.055)
$\zeta(+)(F/M)$	0.814(0.022)	0.674(0.044)	0.793(0.026)

〈표 5 고용변동규모분석결과 (전산업)〉

	취업자의 수*	취업자의 수**	취업자의 수***	고용율
$\mu(-)^F$	0.035(0.004)	0.032(0.004)	0.032(0.004)	1.484(0.160)
$\mu(-)^M$	0.016(0.001)	0.016(0.001)	0.033(0.004)	1.374(0.152)
$\mu(-)(F/M)$	1.989	1.952	0.977	1.080
$\mu(+)^F$	0.027(0.003)	0.027(0.003)	0.034(0.004)	1.101(0.143)
$\mu(+)^M$	0.017(0.002)	0.015(0.002)	0.033(0.004)	1.394(0.198)
$\mu(+)(F/M)$	1.722	1.792	1.018	0.722

〈참고〉 *:1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정. ***:고용의 변동을
()는 표준오차

〈표 6 고용변동규모분석결과 (건설업)〉

	취업자의 수*	취업자의 수**	취업자의 수***
$\mu(-)^F$	0.154(0.021)	0.156(0.021)	0.140(0.016)
$\mu(-)^M$	0.065(0.007)	0.056(0.007)	0.145(0.017)
$\mu(-)(F/M)$	2.373	2.793	0.963
$\mu(+)^F$	0.159(0.023)	0.143(0.021)	0.225(0.039)
$\mu(+)^M$	0.053(0.007)	0.058(0.006)	0.193(0.032)
$\mu(+)(F/M)$	3.036	2.431	1.167

〈참고〉 *:1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정. ***:고용의 변동을
()는 표준오차

〈표 7 고용변동규모분석결과 (서비스업)〉

	취업자의 수*	취업자의 수**	취업자의 수***
$\mu(-)^F$	0.028(0.004)	0.032(0.003)	0.035(0.004)
$\mu(-)^M$	0.025(0.003)	0.024(0.002)	0.034(0.004)
$\mu(-)(F/M)$	1.263	1.311	1.1028
$\mu(+)^F$	0.033(0.004)	0.029(0.004)	0.034(0.004)
$\mu(+)^M$	0.025(0.003)	0.023(0.002)	0.036(0.004)
$\mu(+)(F/M)$	1.136	1.266	0.968

〈참고〉 *1차차분후 선형추세조정. **:선형과 2차추세조정. ***:고용의 변동을
()는 표준오차

〈참고문헌〉

- 김옥암, “여성의 노동력참가와고용문제”, 경제학연구, 제 45집 2호, 1997.
- 김장호, “여성실업구조와 행태:이행확율추정을 통한 유량분석” 한국노동연구원, 1998.
- 신동균, “1998년 노동력이동동향”, 한국노동연구원 고용보험연구센터, 1999.
- Cain, G. G. : The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey, in Handbook of Labor Economics,ed by Ashenfelter, O. and Layard, R., 1986.
- McQueen, G. and Thoreley, S., “Asymmetric Business Cycle Turning Points,” Journal of Monetary Economics, June 1993.
- Neftci, S. N., “Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle,” Journal of Political Economy, April, 1984.