

非對稱的 雇傭變動의 性別差異： 그 構造와 意味*

崔 昶 昆**

논문 초록

景氣의 확장과 침체에 따라 勞動市場에서는 고용증가와 감소의 변동을 경험하게 되고, 그러한 변동은 대칭적이 아니고 非對稱的이라는 사실은 잘 알려져 있다. 본 연구는 그러한 비대칭적인 雇傭變動이 성별로 차이가 있는지를 노동시장통계를 이용하여 확인함을 목적으로 한다. 고용조정비용의 性別差異나 고용조정과정에서 性別差異가 존재한다면, 여성들의 고용변동이 남성들에 비하여 더욱 비대칭적일 수 있다는 假說을 설정하고 검증한다. 분석을 위해 노동시장의 고용통계가 마르코프 2차 확률과정(The 2nd Order Markov Stochastic Process)이라고 가정하고 고용 상태별 성별 移行確率을 추정한다. 분석 대상의 고용통계는 비농가 대상의 상시고 및 일고, 또한 개별산업별 임금근로자 및 자영업근로자 등이다. 분석결과 고용 형태가 被傭者關係인 경우에, 雇傭擴大시 여성근로자들의 고용은 남성근로자들에 비하여 완만하고 적은 폭의 증가를 경험하고 있지만, 반면에 雇傭縮小시 여성들의 고용은 남성들에 비하여 빠르고 큰 폭의 감소를 경험하고 있었다. 하지만 다른 형태의 고용관계인 자영업근로자의 통계에서는 그러한 성별차이를 관측할 수 없었다. 실증분석에서 관측된 특징에 기초하여 고용변동의 성별차이의 원인이 고용 조정비용 및 선호구조의 성별차이나 고용조정과정에서의 성차별 중 어느 요인이 보다 중요할 수 있는지를 추정하고 그 의미를 정리하였다.

핵심 주제어: 고용증가와 감소의 성별차이, 2차 마르코프 확률과정, 조정비용의 성별차이, 고용의 성차별

경제학문헌목록 주제분류: J0

* 이 논문은 1998년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음. 논문의 수정 과정에서 유용한 논평을 해준 익명의 심사위원에게 감사드린다. 또한 본 연구는 1999년도 한국노동경제학회 동계학술대회에서 "여성근로자들은 우선적인 고용조정대상인가? : 해고확률을 통해본 차별의 정도와 원인"이라는 제목으로 발표되었으며, 발표시 좋은 논평을 해준 참가자들에게 감사드린다.

** 전북대학교 경제학부 부교수, E-mail: ckchoi@moak.chonbuk.ac.kr

1. 序言

景氣의 확장과 침체에 따라 기업들은 경기변동의 충격을 흡수하는 과정에서 고용을 증가시키거나 감소시키게 되고, 그 결과 노동시장에서는 고용변동을 경험하게 된다.¹⁾ 그러한 고용변동이 대칭적이 아니고 비대칭적이라는 사실은 잘 알려져 있다. 非對稱인 고용변동에 대한 접근은 대표적으로 다음 두 가지를 들 수 있다. 먼저, 전통적인 경기변동이론에서 주요 경제변수들이 경기변동과정에서 비대칭적인 변동을 경험하며, 비대칭적인 변동의 전형적인 형태는 경기상승은 경기하강보다 완만하고 느리다고 표현되어 왔다.²⁾ 이를 고용변동의 관점에서 해석하면 고용증가는 고용감소보다 완만하고 느리다는 것을 의미한다. 예를 들어, Neftci(1984), Delong and Summer(1986)와 Acemoglu and Scott(1997) 등의 연구를 들 수 있다.³⁾ 다음으로 직업탐색 및 결합이론(Job Search and Matching Theory)의 관점에서 비대칭적인 고용변동에 대한 논의가 있어왔다. 이 분야의 대표적인 연구인 Mortensen and Pissarides(1993, 1994)는 경기변동과정에서 일자리의 창출(Job Creation)과 소멸(Job Destruction)을 지속적으로 경험하는데 일자리 창출과 소멸이 대칭적이 아니고 비대칭적으로 발생한다고 지적하였다. 일자리의 창출은 느리고 완만한 반면에 소멸은 급격하고 큰 폭으로 발생한다는 것이다.⁴⁾ 두 가지 접근방법은 공통적인 비대칭적인 변동을 지적하고 있는데 그러한 변동을 ‘비대칭적 고용변동’ 또는 ‘고용조정’이라고 칭할 수 있다.

본 연구는 고용변동의 비대칭성을 전제하고 그러한 비대칭적인 구조가 성별로 차이가 있는지를 실증적으로 분석하고 차이가 있다면, 그 특징과 의미를 논의함을 목

1) 물론 고용조정은 충격을 흡수하는 여러 방법들 중의 하나이다. 이 논문에서 고용조정은 근로자의 수를 조정하는 것을 의미한다.

2) 또는 “경기침체보다 빈번하고 완만한 경기상승(Upturns are more frequent and less volatile than downturns)”이라고 표현하기도 한다. 최근에 경제변동의 비대칭성 및 비선형성에 대한 관심과 연구가 증가하고 있으며, 경기변동의 비대칭적인 현상에 대해 오래 전에 Keynes(1936)가 그 가능성을 언급하였다.

3) 또한 Falk(1986), Delong and Summer(1986), McQueen and Thorley(1993), Ramsey and Rothman(1996)를 참고.

4) 최근에 Boeri(1996)와 Garibaldi(1998)는 미국과 유럽을 대상으로 비대칭적인 고용변동을 분석하였다. 물론 이론적으로 일자리(Job)는 엄밀하게 말하면 고용과 구분될 수 있다. 하지만 실증분석에서 종종 일자리와 고용은 혼용된다.

적으로 한다. 예를 들어, 비대칭적인 변동의 정도가 남성근로자들에게서보다 여성 근로자들의 고용통계에서 더욱 크게 나타날 수 있고 또는 그 반대의 경우도 가능하다. 그러한 성별차이를 '비대칭적 고용변동의 성별차이'라고 부르기로 한다. 비대칭적인 고용변동의 성별차이가 어떠한 모습을 갖는가에 대한 결론은 실증분석의 결과에 따라 판단이 되어야 하겠지만, 실증분석 전에 본 연구에서 설정하는 가설은 여성근로자들의 고용변동이 남성들보다 더욱 비대칭적일 것이라는 것이다. 그 이유는 크게 고용조정비용의 성별차이와 취업 및 離職 과정에서의 성차별 등 두 가지이다.⁵⁾ 첫째는 노동시장진입 및 취업시 경험하는 비용은 여성이 남성보다 큰 반면에 노동시장이탈 및 離職시 경험하는 비용은 반대로 여성이 남성보다 적을 가능성이 있다. 한국의 노동시장에서 경험적으로 여성들이 취업시 남성들보다 많은 요인(큰 기회비용)들을 고려해야 하는데, 예를 들어 가사노동이 중요한 예이다. 여성들은 취업시 가사노동을 포기해야하므로 남성들보다 취업의 기회비용이 크고, 그 결과 여성들의 취업 및 고용증가는 완만하고 더디게 될 수 있다.⁶⁾ 반면에 離職시에는 여성들이 남성들보다 적은 기회비용을 경험할 수 있는데, 그 대표적인 요인은 인적자본 축적의 성별차이이다. 많은 실증분석들에 따르면 여성들은 인적자본(특히, 기업고유의)의 축적이 남성들보다 적은 것으로 알려져 있다. 따라서 離職시 경험하는 기회비용의 손실은 남성들보다 적게 되고 여성들의 離職 및 고용감소는 남성들보다 신속하고 큰 폭으로 발생할 수 있다. 두 번째 이유는 노동시장에서 종종 제기되는 성차별적 고용행태와 관련이 있다. 그 내용은 인력감축시 남성근로자들보다 여성근로자들이 우선적인 고용조정 대상이 되고,⁷⁾ 반면에 고용확대 시에는 여성근로자들보다 남성근로자들에게 우선적인 채용기회가 주어진다는 주장이다. 따라서 고용감

5) 두 요인 중 하나는 노동공급행태에 관련이 있고, 다른 하나는 노동수요행태에 관련이 있다. 이에 대한 논의는 실증분석결과를 해석하면서 보다 자세하게 언급된다. 여기에서 이직(Job separation)은 해고(layoff 또는 firing)나 사직(quit)을 모두 포함한다.

6) 가사노동은 정도나 내용의 차이는 있지만 기혼이나 미혼 여성근로자들에 공통적으로 적용된다.

7) IMF 경제위기하의 구조조정과정에서 '여성근로자들이 우선적인 고용조정 대상'이라는 주장이 있었다. 하지만 이러한 주장의 사실여부와 그 정도에 대하여 충분한 검증이 이루어진 것 같지는 않다. 개념적으로 고용조정이라는 것은 고용증가와 감소라는 두 가지 행위를 의미하지만 위의 주장에서 언급되는 고용조정의 의미는 고용감소의 경우를 의미하고, 고용감소시 여자근로자들의 고용감소는 남자들보다 신속하거나 큰 폭으로 이루어진다는 것을 뜻하였다. 예를 들어, 금재호·조준모(1998)는 미시적 자료를 이용하여 여자들이 해고를 당할 확률이 남자들보다 크다고 주장하였다.

소와 증가 시의 비대칭적인 성별차이는 고용감소 시에는 남성근로자들보다는 여성들이 우선적으로 감축되지만, 고용증가 시에는 그 반대의 현상이 일어난다는 비대칭적인 고용조정을 의미한다. 만일 노동시장에서 고용조정비용의 비대칭적 성별차이와 고용조정의 비대칭적 성차별이 체계적으로 경험하고 발생한다면 거시고용통계에서 위에서 언급한 “비대칭적 고용변동의 성별차이”를 관측할 수 있을 것이다. 즉, 고용증가 시에는 남성근로자들의 고용이 우선적으로 큰 폭으로 증가하고, 고용감소 시에는 여성 근로자들의 고용이 우선적으로 감소되는 고용변동의 성별비대칭성을 보일 수 있다.⁸⁾

하지만 거시노동시장의 고용통계에 관측되는 고용변동의 성별차이와 위에서 언급한 두 가지 원인 — 조정비용의 성별차이와 性差別 — 과 관련시키는 해석은 신중해야 한다. 두 가지 현상이 노동시장에서 체계적으로 발생하고 있다면, 그러한 행태들의 集合인 거시노동통계는 性別差異를 보이겠지만, 역으로 거시노동통계에서 성별차이가 관측됐다는 사실이 개별근로자나 기업차원에서 고용조정비용의 성별차이나 고용조정시의 성차별을 항상 내포하는 것은 아니다. 고용변동의 성별차이는 다른 원인(들)에 의해서 발생될 수 있기 때문이다.⁹⁾

본 연구에서 사용한 분석방법과 통계자료는 다음과 같다. 기본적인 방법은 장기간의 표본기간동안 거시노동시장에서 관측된 고용통계의 시계열자료를 이용하여 성별고용변동의 차이를 추정하는 것이다.¹⁰⁾ 성별 고용조정과정에 대한 실증분석에서 사용한 방법은 Neftci(1984)와 McQueen and Thorley(1993) 등의 방법을 기초로 하여 고용조정과정에서 남성과 여성의 고용상태별 移行確率(Transition Probability)을 추정하는 것이다. 고용통계의 시계열자료가 마르코프 2차 확률과정(The 2nd Order Markov Stochastic Process)이라고 가정하고 고용확대 시와 감소시 남·녀의 고용상

8) 이 연구의 이하에서는 표현의 간결함을 위하여 특별한 언급이 없는 한 비대칭적 고용변동의 성별차이는 이러한 경우를 지칭하기로 한다.

9) 즉, 두 가지 현상은 비대칭고용변동의 성별차이의 필요조건이지 충분조건은 아니다. 예를 들어 4절에서는 선호구조의 성별차이도 한 원인이 될 수 있음을 제시한다. 동시에 이 연구의 실증분석결과와 특징에 기초하여 중요하다고 보이는 원인을 선택하고 그 의미를 정리하였다.

10) 노동시장에서 성별고용조정차이를 실증적으로 분석하면서 다양한 방법을 사용할 수 있다. 예를 들어, 몇 개의 표본(기업체)을 선정하여 설문조사를 이용하여 고용조정시 성별차이가 있는지 있다면 어느 정도인지를 분석하거나, 또는 특징의 1기간 또는 몇 기간을 선정하여 근로자들의 이행상태를 추적하여 유량분석(Flow Analysis)을 할 수도 있다. 이하에서 인용된 대부분의 연구는 이러한 방법을 사용하였다.

태별 移行確率을 最尤法을 이용하여 추정하고, 남·녀별 추정치가 어떻게 다른지를 비교한다. 본 연구의 가설대로 고용통계에 비대칭적인 고용변동의 성별차이가 존재한다면 고용감소와 증가시의 남·녀별 이행확률은 일정한 비대칭성을 보일 것이다. 실증분석에서는 첫째로 비농가 부문의 상시고, 일고 및 자영업근로자의 통계와, 두 번째는 산업별(광공업과 사회간접 및 서비스산업) 임금근로자와 자영업자들에 대한 통계를 주요 분석 대상으로 하였다. 이러한 자료구분은 실증분석결과가 고용형태 — 피용자관계여부 — 나 또는 산업의 차이에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 알고자함이다. 副次的으로는 비교분석을 하기 위하여 대상을 확대하여 임금 및 비임금근로자 모두를 포함하는 취업자(全 産業, 鑛工業 및 서비스업) 통계와, 또한 농가부문까지를 포함하는 상시고통계를 대상으로 실증분석을 하였다. 이러한 자료의 분석이유는 비임금근로자 및 농가부문의 통계포함여부가 실증분석에 미치는 효과를 알고자함이다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 먼저 비농가 대상의 전체 상시고와 일고의 경우 남·여 모두 전형적인 비대칭변동을 경험하고 있었으며, 비대칭적 고용변동의 정도가 여성들의 경우에 크게 나타났다. 따라서, 여성근로자들은 남성근로자들에 비하여 신속하고 큰 폭의 고용감소와 완만하고 적은 폭의 고용증가를 경험하고 있었다.¹¹⁾ 반면에 자영업근로자의 경우 비대칭변동의 성별차이를 관측할 수 없었다.¹²⁾ 분석 대상을 산업별로 축소하여 광공업과 서비스업의 임금근로자 및 자영업근로자를 대상으로 한 결과는 크게 다르지 않았다. 두 산업의 임금근로자통계에 대한 분석은 비농가부문상시고와 일고의 분석에서와 같은 결과 — 비대칭적 고용변동의 성별차이 — 를 보여주었다. 즉, 여성들의 고용변동이 남성들보다 더욱 비대칭적이었다. 반면에 두 산업의 자영업근로자들에 대한 분석에서는 서로 다른 결과를 보여주었다. 광공업의 자영업근로자들에 대한 분석에서는 위와 같은 비대칭고용변동의 성별차이가 나타났지만 서비스업의 자영업근로자들의 경우 그러한 성별차이를 관측할 수 없었다. 끝으로, 취업자통계와 농가부문까지를 포함하는 전체상시고에 대한 분석결과는 일관성 있는 결과를 얻지 못했다. 예를 들어 전 산업 취업자의 경

11) 특히 상시고에서보다 일고의 통계에서 비대칭적인 고용변동이 더욱 크게 나타났다.

12) 즉, 비대칭적 고용변동의 정도가 여자근로자들에 크다는 현상은 피용자의 고용관계에서 강하게 나타났고, 이러한 점은 본 연구의 4절에서 설명하는 대로 그 원인에 대한 분석에서 유용하다.

우 비대칭적인 고용변동의 징후가 없었고, 산업별로 광공업과 서비스업에서만 매우 약한 정도의 비대칭변동을 확인하였다. 또한 전체 상시고 통계에서도 여성들의 고용변동이 남성들보다 더욱 비대칭적이라는 점을 확인할 수 없었다.

본 연구의 주제와 부분적으로 관련된 研究들은 다음과 같다.¹³⁾ 먼저, 김옥암(1997)은 한국의 여성노동시장에 대한 전반적인 분석을 하면서 노동시장참가율과 실업률의 변동추이를 다른 국가들의 자료와 비교하여 분석하였다. 금재호·조준모(1998)는 프로빗(Probit) 분석을 이용하여 고용조정과정에서 해고를 당할 가능성이 남녀간에 차이가 있고 여성들에게 훨씬 큼을 실증적으로 보였다.¹⁴⁾ 김장호(1998)는 노동시장의 저장-유량분석(Stock-Flow Analysis) 모형을 이용하여 여성노동시장에서 다양한 이행확률을 추정한 결과, 고용상태에서 실업이나 비경제활동으로의 이행확률이 성별로 차이가 있음을 보였다. 먼저 고용상태에서 실업으로의 이행확률은 남성의 확률이 여성보다 크지만, 고용상태에서 비경제활동으로의 이행확률은 그 반대임을 보였다.¹⁵⁾ 두 경우를 포함하여 고용상태에서 이탈확률은 여성이 남성보다 훨씬 크다고 밝혔다. 신동균(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.¹⁶⁾

이하의 본고는 다음과 같이 전개된다. 먼저, II절에서는 본 연구의 실증분석에서 사용할 분석방법들을 설명한다. 먼저, 고용상태의 변화에 대한 2차 마르코프 모형을 설정하고, 이행확률을 최우법으로 추정할 수 있음을 보이고, 추정된 이행확률이

13) 대부분의 연구는 분석 대상과 기간이라는 면에서 이 연구와 차이가 있지만, 분석 대상과 분석 기간이라는 면에서 이 연구와 서로 보완적이다. 분석 대상이라는 면에서 이 연구는 거시 노동 통계를 사용하고 있지만, 다른 연구들은 상대적으로 적은 표본의 미시적 자료를 이용하였고, 분석기간이란 측면에서 이 연구는 장기간—15년에서 20여년—의 자료를 사용하였고, 다른 연구들은 단기간—평균적으로 1, 2년 정도—의 자료를 사용하였다는 차이가 있다.

14) 금재호·조준모(1998)는 1996년 8월 1일에서 10월 31일 사이에 직장을 떠난 근로자 29만 7,596명 중에서 임의 추출한 3,019명을 대상으로 1년 동안의 노동이동과정을 조사한 자료를 바탕으로 실증분석을 하였다.

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

16) 신동균, 1999, p.26 참조.

고용감소와 증가 시에 고용조정의 성별차이를 비교하는 데 유용함을 설명한다. III절에서는 사용된 자료의 설명과 자료를 이용하여 II절에서 논의된 실증분석방법에 따라 분석결과를 제시하고 요약한다. IV절에서는 실증분석결과의 의미를 해석하고, 제V절에서는 본 연구를 맺는다.

II. 實證分析의 方法

이 절에서는 본고의 실증분석에서 사용하는 방법을 소개하고 왜 그러한 방법이 고용조정의 성별 차이의 정도를 측정하는 데 유용한지를 설명한다. 실증분석의 기본원리는 고용통계를 마르코프 2차 確率過程이라고 가정하고 移行確率을 最尤法을 이용하여 추정하는 것이다. 경기변동에 따른 고용조정과정에 성별차이가 존재한다면 고용통계를 대상으로 추정한 이행확률은 성별에 따라 다른 값을 갖게 될 것이다.¹⁷⁾

1. 移行確率의 推定

실증분석방법을 설명하기 위하여 다음과 같은 확률과정(Stochastic Process), $X(t)$ 를 고려해보자. $X(t)$ 가 경기순응적(Procyclical)인 變數라고 가정하고, 새로운 변수 $I(t)$ 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 이행확률을 다음과 같이 정의할 수 있으며, 각각의 이행확률의 의미는 그 정의에 잘 나타나 있다.

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

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

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

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

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

이 확률과정의 우도(尤度) 함수는 다음과 같이 된다. 여기에서 $S(t)$ 는 $I(t)$ 의 실현된 상태를 나타내며 π_o 는 초기상태확률을 의미한다. N_{ij} 와 T_{ij} 는 각각 이행확률, λ_{ij} 와 $1 - \lambda_{ij}$ 에 해당하는 경우가 실현된 표본의 수를 나타낸다.

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

이행확률의 추정에 사용된 방법은 최우법이다. 위의 우도함수 (7)을 극대화하는 1차 조건들을 풀면 이행확률을 標本의 통계량으로 다음과 같이 표현할 수 있다.¹⁸⁾

$$\lambda_{00}^i = \frac{T_{00}}{(N_{00} + T_{00})}, \quad \lambda_{11}^i = \frac{T_{11}}{(N_{11} + T_{11})}, \quad i = M, F \quad (7)' 19)$$

여성과 남성근로자들이 고용증가와 감소 시의 이행확률이 동일하여 경기변동과정에서 대칭적으로 고용변동을 경험한다면 $\lambda_{\infty}^F = \lambda_{11}^F$ 과 $\lambda_{\infty}^M = \lambda_{11}^M$ 이 성립할 것이다. 하지만 경제의 많은 변수들이 경기변동과정에서 비대칭적인 움직임을 경험하는 것처럼 고용변동이 비대칭적이라면 고용증가 시와 감소 시의 이행확률값은 동일하지 않게 된다. 구체적으로 고용변동이 전통적인 비대칭도를 경험한다면 고용감소의 경우는 고용증가보다 급격하고 신속하게 된다. 이러한 비대칭도는 다음의 부등식을 의미한다.

18) 유도과정에서 초기확률 π 는 무시되었다. Falk (1986)는 초기확률의 포함여부와 관계없이 분석 결과가 크게 차이가 없음을 보였다.

19) 이하에서 특별한 언급이 없는 한 첨자 M과 F는 남성과 여성을 의미한다.

$$\frac{\lambda_{11}^F}{\lambda_{11}^M} \geq 1 \quad \text{과} \quad \frac{\lambda_{\infty}^M}{\lambda_{\infty}^F} \geq 1 \quad (8)$$

본 고의 가설은 그러한 비대칭도가 여성들에게 더욱 크다는 것이므로 다음 조건 (9)를 의미한다. 즉, 부등식 (9)의 관계가 본 연구에 검증하고자 하는 비대칭적 고용변동의 성별차이에 대한 가설을 의미한다. 다음 III절의 실증분석에서는 그러한 부등식이 성립하는지를 검증한다.

$$\left| \frac{\lambda_{\infty}^F}{\lambda_{11}^F} \right| \geq \left| \frac{\lambda_{\infty}^M}{\lambda_{11}^M} \right| \geq 1 \quad (9)$$

이하에서 표현을 간단하게 하기 위하여 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이라는 개념을 다음과 같이 정의하면 조건 (9)는 $\lambda_{(00/11)}$ 비율값이 남·여 모두 1보다 크며, 남성들보다 여성들에게 더욱 크다는 것을 의미한다.

$$\lambda_{(00/11)}^i = \frac{\lambda_{\infty}^i}{\lambda_{11}^i} \quad i = F, M \quad \lambda_{(00/11)}^F > \lambda_{(00/11)}^M > 1 \quad (9)'$$

III. 實證分析結果

1. 資料의 選擇

실증분석에 사용한 자료의 종류는 기본적으로 거시 노동시장통계이고 크게 從事上地位別로 非農家 대상의 상시고와 일고 및 자영업통계와, 産業別(광공업과 서비스업) 임금근로자와 자영업통계가 우선적인 분석 대상이다. 副次的으로 비교를 위하여 취업자(전산업, 광공업, 서비스업) 및 농가부문포함 상시고에 대한 통계를 포함하였다. 자료의 형태는 분기별자료를 이용하였으며, 표본기간은 대부분이 1980년대 이후이다.²⁰⁾ 모든 자료는 한국노동연구원에서 발간된 KLldb에서 추출하

20) 일부자료는 이전의 통계자료와 최근의 자료를 확대 연결하여 1980년 이전부터 가능하였으나,

여 계열 및 추세조정을 하였다. 자료에 대한 추세제거는 가능한 한 다양한 방법으로 함으로서 결과가 추세제거에 영향을 받는지를 보고자 하였다.²¹⁾ 첫 번째 방법은 자연대수의 1차 차분을 취한 후 선형추세를 제거하였고, 두 번째 방법은 자연대수를 취한 후 선형과 2차 추세를 제거하는 방법을 사용하였다. 세 번째 방법은 각 변수들의 변화율(=증가율)을 사용하였다.

자료에 대한 약간의 추가적인 설명은 실증분석결과를 이해하는 데 유용하다. 첫째로 從事上 地位別로 상시고, 일고 및 자영업의 통계는 非農家 대상통계를 우선적으로 사용하였으며 표본기간은 1980.1부터 1998.2까지이다. 두 번째는 産業別 임금근로자와 자영업에 대한 통계인데, 표본기간은 1980.1부터 1996.4까지이다. 자영업자에 대한 통계를 분석 대상으로 포함한 이유는 자영업자의 경우 임금근로자와 달리 고용주와 피용자의 관계가 없는 고용형태이므로, 임금근로자와는 대조되는 고용조정을 경험하지 않을까라는 추측에서이다.²²⁾ 산업별의 경우, 임금근로자와 자영업자에 대한 통계는 농업, 광공업, 사회간접 및 서비스업으로 분류하여 정리되어 있는데, 이 중 본 연구는 광공업과 사회간접 및 서비스업의 임금근로자와 자영업의 통계를 분석하였다. 끝으로, 비농가 대상 통계와 산업별 통계에 대한 분석결과와의 비교목적으로 분석 대상에 포함시킨 就業者統計의 경우는 먼저 비농전 산업의 통계를 사용하였고, 개별 산업의 경우 임금근로자의 통계와 비교하기 위하여 광공업과 서비스업을 선정하였다. 전산업의 경우 1966.1부터 1998.2까지의 자료이고 광공업과 서비스업의 경우 1966.1부터 1992.4까지이다. 또한 농가부문까지를 포함한 전국 대상의 상시고통계는 표본기간이 1980.1부터 1998.2까지이다.

2. 女性勤勞者の 比重

참고로 분석 대상의 모든 고용통계에서 여성근로자가 차지하는 비중의 平均과 그 變動을 정리하였다. 먼저, 상시고(비농가)의 경우 전체대비 여성근로자의 비중의 평균 35%(최저 31%, 최고 38%)이었고, 일고의 경우는 그 비중이 평균 46%(최저 25%, 최고 100%)이었다. 상시고보다 일고에서 여성근로자들의 비중이 높음을 보

이전자료의 신빙성이나 일관성이란 측면에서 사용하지 않았다.

21) 다양한 추세제거의 방법에 대해 조장옥(1999)을 참고.

22) 자세한 설명은 실증분석의 해석을 참고.

여준다. 非農家의 자영업근로자 중에서 여성근로자의 비중은 31% (최저 29%, 최고 35%)로 약간 낮게 나타났다. 산업별로 임금 및 자영업 근로자의 통계를 보면, 광공업임금근로자 중 여성근로자의 비중은 표본기간 중 평균 38% (최저 35%, 최고 43%) 이었고, 반면에 서비스업근로자통계에서는 그 비중평균이 34% (최저 26%, 최고 44%)였다.²³⁾ 반면에 광공업의 자영업근로자통계에서는 여자들의 비중이 평균 26% (최저 13%, 최고 50%) 이고, 서비스업에서는 그 비중이 33% (최저 30%, 최고 35%)이었다. 요약한다면 상시고보다는 일고에서 여자들의 비중이 높고, 자영업종에서는 광공업보다는 서비스업에서 여자들의 비중이 높은 것으로 보인다. 끝으로 임금근로자 외에 비임금근로자들의 고용변화까지 포함하는 就業者의 통계의 경우는 두 산업에서의 성별 고용비중은 대조적이다. 비농전산업의 경우 標本期間 평균 38% (최저 34%, 최고 40%) 이었고, 광공업의 경우 평균 35% (최저 23%, 최고 41%)이었다. 서비스업의 경우도 광공업과 큰 차이가 나지 않아서 평균 34% (최저 28%, 최고 39%)였다.

3. 性別 移行確率 推定結果

移行確率의 실증분석결과는 부록의 <표>들에 정리되어 있다. 분석결과의 정리는 남자와 여자별로 각각 이행확률의 추정치를 제시하고 비교를 쉽게 하기 위하여 성별로 경기변동에 따른 非對稱度, 즉 $\lambda_{(00/11)}$ 비율을 계산하여 작성하였다.²⁴⁾

(1) 非農家部門의 常時雇, 日雇 및 自營業者

먼저 상시고를 대상으로 한 분석결과는 <표 1>에 정리되어 있는데, 남녀 근로자 통계 모두에서 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 1보다 큰 것으로 나타나서 전통적인 非對稱的인 변

23) 광공업의 임금근로자통계에 비하여 여성근로자들의 비중차이는 크지 않지만 그 변동이 크다는 사실은 인상적이다. 또한 이하에서 소개되는 서비스업의 취업자통계하고는 좋은 대조가 된다.

24) 추정치의 통계적 유의도를 알 수 있도록 개별적인 이행확률 추정치의 표준오차를 표에 포함하였다. 추정된 이행확률들의 비율인 $\lambda_{(00/11)}$ 값의 성별차이의 크기를 바탕으로 비대칭변동의 성별차이의 정도를 이해해본다. 즉, $\lambda_{(00/11)}$ 값이 성별로 차이가 큰 경우에 변동의 성별차이가 크다고 이해할 수 있다. 하지만 이 논문의 실증분석방법에서는 $\lambda_{(00/11)}$ 값 자체의 표본 분포를 알 수 없고, 이 값들의 통계적 유의성을 추정하지 못하는 한계점이 있다. 추후에 보다 발전된 추정방법의 개발이 필요할 것이다.

동을 경험하고 있음을 보여준다. 그 비대칭도의 정도를 보면 3개의 결과 중 2개(I 열과 III열의 결과)에서 여성들의 $\lambda_{(00/11)}$ 비율의 크기가 남성들보다 큰 것으로 나타나서, 여성들의 고용변동의 비대칭도가 남성들보다 큼을 보여준다. 즉, 여성근로자들의 雇傭增加가 남성들보다 상대적으로 완만하지만 여성들의 雇傭減少는 그 반대임을 보여준다. 다음에는 일고 근로자들의 통계를 대상으로 분석한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다. 3개의 분석결과 중 3개 모두에서 여성들 고용의 비대칭도가 남성들의 그것보다 상당한 차이로 크게 나타났다. 더욱 인상적인 것은 상시고에서보다 日雇에서 비대칭변동의 성별 차이가 더욱 강함을 알 수 있다. 이 결과의 해석은 다음 소절에서도 언급이 되겠지만, 고용안정이라는 측면에서의 상시고와 일고 노동시장의 특징과 관련이 있어 보인다. <표 3>에 정리되어 있는 비농가 대상의 자영업 통계에 대한 분석에서는 남·여 모두 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 1보다 큰 것으로 나타나서 전통적인 비대칭적인 변동을 경험하고 있었다. 하지만 $\lambda_{(00/11)}$ 비율의 성별차이는 거의 없어서 비대칭적 고용변동의 성별차이는 관측되지 않았다. 이러한 결과는 비대칭도의 성별차이는 대체로 피용자, 즉 임금근로자의 경우에만 관측되는 현상으로 고용주와 피용자의 노동수요와 공급 과정에 기인하는 것임을 간접적으로 시사한다.

이상에서 상시고, 일고, 자영업근로자들에 대한 분석결과를 요약한다면, 비농가의 상시고와 일고에서는 $\lambda_{(00/11)}$ 비율(비대칭적 고용변동)의 성별차이가 관측되었는데, 여성근로자들의 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 남성근로자들의 비율보다 크다. 특히, 인상적인 것은 일고의 노동통계에서 비대칭변동의 성별차이가 매우 강하게 나타났다는 점이다. 반면에 자영업근로자들의 통계에서는 $\lambda_{(00/11)}$ 비율의 성별차이가 관측되지 않았다.²⁵⁾

(2) 産業別 賃金勤勞者와 自營業者

분석 대상을 개별 산업별로 한정하여 광공업과 서비스업의 임금근로자를 대상으로 실증분석을 한 결과는 <표 4~7>에 정리되어 있다. 결과는 상시고나 일고의 경우와 같이 비대칭변동의 정도가 여성근로자들에게 훨씬 크게 나타났다. 즉, 여성임

25) 이 결과는 비농가부분의 상시고만을 대상으로 분석한 결과라는 것을 기억해야 한다. 농가부분까지를 포함한 상시고통계에 대한 분석에서는 다른 결과를 보여준다(이 절의 (3)소절에 정리되어 있음).

금근로자들의 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 남성근로자들의 비율보다 크게 관측되었다. 흥미로운 것은 비농가 대상의 상시고나 일고에 대한 분석결과에서보다 비대칭고용변동의 성별차이의 정도가 광공업이나 서비스업의 임금근로자들의 분석에서 더욱 크게 나타났다. 하지만 이들 산업별의 자영업자들에 대한 분석에서는 일관성 있는 결과를 얻지 못하였다.²⁶⁾ 먼저 서비스업의 경우 비대칭변동의 성별차이는 나타나지 않아서, 비농가 대상의 자영업통계에 대한 결과와 대체로 일치하였다. 반면에 광공업의 자영업자통계에서는 매우 약하지만 성별차이가 관측되었다. 차이가 크지 않지만 여성근로자들의 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 남성들의 비율보다 크게 나타났다. 이 결과는 고용주와 피용자간의 고용관계가 아니어도 여성근로자들의 고용변동의 비대칭도가 남성들보다 클 수 있는 가능성을 보여준다. 이러한 결과는 앞에서 잠정적으로 추정한 실증적 사실 — 피고용자관계의 고용형태에서 비대칭적 고용변동의 성별차이가 명확하게 관측되는 점 — 을 뒷받침하지는 않지만, 그 사실을 대체할만한 반대의 증거로는 미약하다.

(3) 就業者와 農家포함 全 常時雇

이 소절에서는 농가부문과 비임금근로자 — 자영업자, 가족종사자 등 — 에 대한 자료를 포함한 노동통계를 대상으로 실증분석을 하는 경우에 결과가 어떻게 영향을 받는지를 검토해본다. 이를 위해 먼저, 임금 및 비임금근로자 모두를 포함하는 취업자 통계 — 전산업 및 산업별 — 를 대상으로 분석을 하고 다음으로는 농가부문을 포함한 상시고(전국) 통계를 대상으로 실증분석을 하였다. 분석결과는 <표 8~11>에 정리되어 있다.

먼저, 취업자들 통계에 대한 이행확률의 추정결과는 <표 8~10>에 알 수 있듯이, 그 결과는 위에서의 분석과는 상당히 다르다. 먼저 전산업(농가포함)의 취업자 통계에 대한 것을 보면 고용변동의 비대칭성 자체가 거의 나타나지 않는다. 3개의 결과 중에서 하나의 경우(Ⅲ열)에서만 $\lambda_{(00/11)}$ 비율이 1 보다 크게 나타났다. 임금 및 비임금근로자 모두를 포함하는 취업자의 통계에서는 비대칭변동이 거의 관측되지 않음을 알 수 있다. 또한 고용변동의 비대칭정도가 남성들보다 여성들의 경우에 상대적으로 크다는 점도 확인되지 않는다. 개별 산업으로 축소하여 분석한 결과는

26) 앞에서 살펴본 비농가 대상의 자영업통계에서는 비대칭도의 성별차이가 나타나지 않았었다.

약간의 차이를 보였다. 먼저, 광공업의 경우는 남·여의 고용통계 모두 전통적인 변동의 비대칭도를 경험하고 있었다. 하지만 그러한 비대칭도가 남성취업자들보다 여성들에게서 강하다는 징후는 찾기 어렵다. 오히려 매우 적은 차이지만 그 반대의 가능성을 보여줬다. 서비스업의 경우도 남·여의 고용통계의 $\lambda_{(00/11)}$ 비율값은 1보다 크게 나타나서 비대칭적인 변동을 경험하는 것으로 보인다. 광공업의 경우에서 보다는 여자취업자들의 비대칭변동의 정도가 약간 크게 나타났지만 그 정도는 미미하였다. 끝으로, 상시고 근로자의 통계를 비농가에 국한하지 않고 농가를 포함하여 全産業 대상의 상시고로 확대한 결과는 <표 11>에 정리되어 있다. 이와 같이 분석 대상을 농가까지 확대한 결과, 3개 중의 2개에서 비농가 대상의 상시고와 반대의 성별차이를 보여주었다. <표 1>에 나와 있는 비농가 대상 상시고 근로자의 통계에서 얻은 결과와 반대의 결과이다.

다양한 형태의 고용형태를 포함하는 취업자에 대한 분석과 농가 대상을 포함한 상시고 통계에 대한 분석에서 이렇게 매우 다른 결과를 보여준다는 것에 대하여 추후의 자세한 분석이 필요한 것으로 보인다. 예를 들어, 이들 자료에 포함되어 있는 농가부문의 통계나 또는 가족종사자 통계의 경우 노동수요와 공급과정이나 또는 고용조정과정이 비농가 및 다른 고용형태와는 다를 것이라는 추측이 가능하다.²⁷⁾

IV. 非對稱 雇傭變動의 性別差異의 原因과 意味

이 절에서는 앞 절의 분석결과에서 나타난 非對稱的인 고용변동의 성별차이에 초점을 맞추어 그 원인과 의미를 논의한다.²⁸⁾ 이해를 위하여 앞의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫 번째 특징은, 비농가부문의 고용통계에 대한 분석결과에 따

27) 따라서 이하에서는 이 소절(III. 3. (3))의 결과는 제외하고, 앞의 두 소절에서 정리된 비농가 대상 상시고, 일고 및 자영업근로자와 산업별 임금 및 자영업근로자 대상의 분석결과에 한정하여 논의를 전개한다.

28) 우리는 이미 이 논문의 序言에서 여성들의 고용변동이 더욱 비대칭적일 수 있다는 가설을 세우면서 두 가지 이유를 제시하였다. 이 절에서는 그 두 가지 이유와 또 다른 가능한 원인을 포함하여 앞 절에서 얻은 실증분석결과의 특징을 바탕으로 비대칭적 고용변동의 성별차이의 가능한 원인을 추정하고자 한다. 하지만 원인의 정확한 식별을 위해서는 차후의 연구에서 보다 정밀한 분석이 필요할 것이다.

르면, 피용자관계의 고용형태 — 상시고, 일고, 산업별 임금근로자 — 에서 비대칭 고용변동의 성별차이가 관측되었지만, 자영업근로자의 고용통계에서는 그러한 성별차이가 거의 관측되지 않았다. 즉, 정도의 차이는 있지만 고용형태가 被傭者의 관계인 상시고, 일고 또는 개별산업의 임금근로자들의 통계에서 체계적으로 관측된 특징은 다음과 같다. 여성근로자들은 남성근로자들에 비하여 완만하고 적은 폭의 고용증가를 경험하고, 반면에 신속하고 큰 폭의 고용감소를 경험하고 있다. 하지만 피용자의 관계가 아닌 다른 고용형태 — 자영업근로자 — 통계에서는 그러한 고용변동의 성별차이가 관측되지 않았다. 두 번째로는 같은 피용자관계의 고용형태이지만 상시고와 일고의 분석결과를 비교하면 상시고보다는 일고의 고용통계에서 비대칭 고용변동의 성별차이가 더욱 강하게 나타났다.

이러한 분석결과와는 다음과 같은 질문들을 직면하도록 한다. 거시노동 통계에서 여성의 고용변동이 남성보다 더욱 비대칭적인 성별차이가 왜 존재하는지와, 그러한 성별차이가 왜 자영업보다는 피용자관계의 고용형태에서 주로 나타나고 특히, 그 중에서도 상시고보다는 일고의 고용통계에서 강하게 나타나는지의 문제이다. 이 절에서는 이러한 특징들을 기초로 비대칭고용변동의 성별차이의 원인과 의미를 논의한다.

1. 雇傭調整費用과 選好構造의 性別비대칭 : 굴절노동공급함수

먼저 勞動供給측의 요인 때문에 고용조정 성별차이가 발생할 가능성이다.²⁹⁾ 노동공급측의 요인은 고용조정비용이 성별로 차이가 있는 경우와 선호구조가 성별로 차이가 있는 경우의 두 가지로 구분된다. 첫째로, 여성근로자들이 부담하는 노동시장진입 및 취업비용과 노동시장이탈 및 이직비용이 남자근로자들의 비용과 비대칭적으로 다르다면 그러한 비대칭도를 경험할 수 있다. 즉, 노동시장진입 및 취업시 여성들은 남성들보다 큰 조정비용을 경험하고 노동시장이탈 및 이직시 그 반대로 남성들의 조정비용이 여성들보다 크다면, 본 고의 실증분석에 나타난 고용조정의 성별차이 — 즉, 비대칭적인 변동의 성별차이 — 를 경험할 수 있다. 예를 들어, 한국의 전통적인 의식에 비추어 볼 때 여성들의 노동시장참여나 취업은 신중하

29) 이 논의에서의 전제는 노동수요행태에서 성별로 차이가 없다는 점이다. 또한 다음 소절에서의 논의는 이 반대의 전제가 필요하다.

고, 반면에 이탈의 경우에는 큰 부담 없이 이탈하는 가능성이 있다. 먼저 취업시 기회비용의 성별차이를 발생시키는 것들은 여러 가지가 있겠지만 대표적인 예는 가사노동이다. 취업시 가사노동을 포기해야하는 여성근로자들은 취업의 기회비용이 남성근로자보다 크게 된다.³⁰⁾ 반면에 離職시 기회비용의 성별차이를 발생시키는 요인은 인적자본축적의 성별차이이다. 인적자본의 축적이 상대적으로 적은 여성근로자들은 이직시 적은 기회비용손실을 부담하므로 남성들보다 보다 쉽게 이직이 발생할 수 있다.³¹⁾

두 번째의 가능성은 남녀근로자의 선호구조가 차이가 있는 경우이다. Choi (1995)는 경제구조 — 선호와 생산구조 — 가 볼록(Convex)하면 충격에 대하여 고용변동이 전통적인 비대칭변동을 보일 수 있음을 보였다. 이러한 논의를 적용하면 여성근로자들의 선호구조가 남성근로자들에 비하여 볼록성(Convexity)이 강하다면 고용변동의 비대칭정도가 여성근로자들에게 더욱 강하게 나타날 수 있다. 실제로 선호구조가 성별로 차이가 있는지에 대한 것은 추후 실증분석의 문제이다.

이상의 논의를 勞動供給의 彈力性이란 관점에서 요약해 볼 수 있다. 근로자들이 부담하는 고용조정비용이 성별로 비대칭적으로 차이가 있거나 선호구조가 성별로 차이가 있다면 노동시장진입 및 고용증가 시에는 남성들의 노동공급탄력성이 크고, 반대로 노동시장이탈 및 고용감소 시에는 여성들의 탄력성이 크게 된다. 남·녀 노동공급곡선은 서로 다른 방향으로 굴절된 모습을 갖게 된다. 예를 들어, 경기변동 과정에서 노동시장 참여여부를 결정하는 요인들 중의 하나는 임금의 변동이다. 경기변동과정에서 임금의 변동에 따라 노동공급여부를 결정할 것인데, 남녀의 노동공급탄력성이 임금증가(경기상승)에 대해서는 남성의 노동공급탄력성이 여자들보다 크고 반대로 임금감소에 대해서는 여성의 노동공급탄력성이 남성들보다 크게 된다.³²⁾

30) 앞에서도 언급한대로 정도에 있어서 차이가 있을 뿐 미혼 여성근로자들에게도 가사노동의 예는 적용된다.

31) 이 논의에 대하여 익명의 심사위원은 다음과 같은 중요한 논평을 주었다. 여성들의 낮은 인적자본축적결과 이직이 된 여성근로자들이 이전의 직종에 비하여 저임금직종으로 하향조정을 하여 실업상태를 경험하지 않고 신속하게 취업이 될 수 있다. 이러한 현상이 지배적이라면 위의 주장은 타당하지 않을 수 있다. 이러한 측면에 대한 정확한 분석은 추후에 미시적인 자료를 대상으로 이루어져야 할 것이다. 즉, 여성근로자들의 직업변동에 대한 자료에 대한 분석을 통하여 하향조정이 어느 정도로 발생하는지에 대한 분석이 필요하다.

32) 다른 조건이 동일하다면 여성들의 노동공급탄력성은 남성보다 클 가능성과 그 반대의 가능성

2. 雇傭調整의 性別差異와 性差別

다음으로는 勞動需要과정에서 성별로 다른 고용조정을 하는 경우이다. 즉, 개별 기업들이 고용조정을 하면서 성별로 비대칭적인 조정을 할 가능성이 있다. 고용증가시 여성들보다 남성들에게 우선적인 고용기회를 주는 반면에 고용감소 시에는 그 반대로 여성근로자들을 우선적으로 조정하는 행태이다. 대다수의 개별기업차원에서 이러한 고용조정을 하면서 그 이유가 效率性때문이 아닌 다른 이유에 의한 것이라면, 그러한 고용조정은 성차별적인 고용조정이다. 즉, 비대칭적인 고용변동의 성별차이가 성차별적인 고용조정과정의 결과일 가능성이 있다. 예를 들어, 정확하게 검증되지 않았지만 최근의 경제위기하의 구조조정과정에서 여성근로자가 우선적인 고용조정이라는 주장이 있었다.³³⁾

3. 節의 要約

위의 두 가지 원인 중 어느 하나가 중요한 원인인지 아니면 두 가지 원인이 모두 중요하게 작용하는지 또는 다른 원인이 있는지에 대한 판단을 내리기는 쉽지 않다. 추후의 보다 다양한 분석을 통하여 밝혀져야 할 것이지만, 본 연구의 실증분석에서 관측되는 몇 가지 특징에 비추어 비대칭변동의 성별차이의 가능한 원인에 대해 추정할 수 있다. 그 특징은 크게 두 가지이다. 첫째는 비대칭도의 성별차이가 자영업근로자보다는 被傭者관계의 근로자 — 임금근로자 또는 상시고와 일고 — 통계에서 크고 확실하게 나타났다는 점이다. 예를 들어, 비농가 대상의 자영업통계에서는 고용변동의 성별차이가 관측되지 않았다. 두 번째는 상시고보다는 일고의 노동통계에서 고용변동의 성별차이가 매우 크게 나타났다는 점이다. 먼저, 비대칭변동이 노동공급측면의 요인이 중요하여 발생한다면 고용형태와 관계없이 공통적으로 관측될

에 대한 주장 모두가 알려져 있다. 이 연구의 결과는 그러한 탄력성 크기의 성별차이가 노동시장진입 및 고용증가 시와 이탈 및 고용감소 시에 서로 비대칭적으로 다를 수 있음을 시사한다. 즉, 전자의 경우 남성보다 여성들의 탄력성이 적고, 후자의 경우에는 여성보다 남성들의 탄력성이 적을 가능성이 있다. 이를 굴절노동공급곡선(Kinked Labor Supply Curve)이라고 부를 수 있다.

- 33) 예를 들어, 조준모·금재호(1998)의 이직행태에 대한 프로빗(probit) 분석결과에 따르면 여성 근로자들이 해고당할 확률이 남성들에 비하여 높은 것으로 나타났다. 이 분석의 대상이 된 근로자들은 고용보험가입자들로서 일고형태의 근로자들은 표본에 포함되지 않았다.

것이다. 즉, 피용자나 또는 자영업자 모두 노동공급을 조정하면서 공통적으로 조정 비용을 경험하거나 또는 선호구조가 동일할 것이기 때문에 고용변동의 성별차이가 피용자의 관계에서만 나타나지는 않을 것이다. 따라서 이러한 관점에서 본다면 비대칭적인 고용변동의 성별차이가 노동수요과정에서의 성차별에 기인하였거나 또는 상대적으로 그 요인이 중요하게 작용하였을 가능성이 있음을 시사하고 있다.

위의 논의의 전제는 자영업근로자와 임금근로자의 노동에 대한 대가가 경기변동에 따라 그 차이가 변하지 않는다는 것이다. 이러한 전제가 성립하지 않는다면 반대로 노동공급측면의 원인이 더욱 중요할 수 있다. 예를 들어, 만일 불경기에 자영업의 수익이 감소한 것보다 임금근로자의 임금이 더욱 크게 감소한다면 노동수요측면보다는 노동공급측면의 요인이 중요할 수 있다.³⁴⁾ 동일하게 가사노동의 포기라는 기회비용을 부담하고 있는 상황에서 임금이 자영업근로자의 수익보다 더욱 큰 폭으로 감소한다면 여성임금근로자들은 자영업근로자에 비하여 노동시장이탈의 동기가 크게 된다. 따라서 노동통계에서 여성임금근로자들의 고용변동이 자영업근로자보다 더욱 비대칭적이게 된다.

비대칭적 고용변동의 성별차이를 발생시키는 정확한 원인에 대한 식별은 노동정책의 방향이라는 측면에서 매우 중요하다. 그 원인의 식별이 중요한 이유는 다음과 같다. 고용변동의 성별차이가 조정비용이나 선호구조의 차이에 의하여 발생된 것이라면, 그러한 성별차이는 노동수요와 공급의 자연스러운 결합결과 효율성을 추구하는 과정에서 발생하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 성별차이를 시정하기 위한 정책은 불필요할 것이다. 하지만 노동수요에서의 차별이 성별로 서로 다른 모습의 고용변동을 발생시키고 있다면 차별적인 고용행태의 축소를 위한 노력이 필요할 것이다. 특히, 그러한 정책적인 문제의 검토시 본 고에서 사용된 방법론을 발전시켜서 고용증가와 고용감소시의 성차별적인 고용행태 중 어느 쪽의 성차별이 상대적으로 더욱 심각한 것인지에 대한 분석은 매우 유용할 것이다.

34) 익명의 심사위원은 이러한 가능성을 지적하였다.

V. 結語

이 研究는 많은 경제변수들이 경기변동과정에서 비대칭적인 변동 — 경기순응적 변수의 경우, 완만하고 빈번한 증가와 급격하고 덜 빈번한 감소 — 을 경험한다는 기존의 사실을 기초로 勞動市場에서 관측되는 남·녀별 고용변동에서의 비대칭도의 차이를 비교·분석하였다. 즉, 남녀의 고용통계가 모두 그러한 비대칭적인 변동을 경험하는지의 여부와 비대칭적인 변동을 경험한다면 그러한 비대칭도의 정도에서 성별로 일정한 차이가 있는지의 문제를 확인하고자 하였다. 분석을 위해 고용통계가 2차 마르코프 확률과정(2nd Order Markov Stochastic Process)이라고 가정하고 이행확률을 추정하는 방법을 사용하였다. 분석 대상은 비농가 대상의 상시고, 일고 및 자영업의 남녀별 고용통계와, 산업별로 광공업과 서비스산업의 임금근로자와 자영업근로자 통계 등을 포함하였다. 분석결과는 비농가부문의 상시고 및 일고와 개별산업별 임금근로자의 통계에서는 고용확대시 남자근로자들의 고용이 여자근로자들에 비하여 신속하고 큰 폭으로 증가되는 반면에, 고용감축시 여자근로자들의 고용이 남성근로자들에 비하여 신속하고 큰 폭으로 감소되고 있는 것으로 나타났다. 이러한 관점에서 고용감축시 여성근로자들은 우선적인 고용조정 대상자라는 주장은 타당성이 있는 것으로 보인다. 하지만 고용형태가 피용자의 관계가 아닌 자영업근로자 통계에서는 그러한 비대칭적 고용변동의 성별차이를 관측할 수 없었다.

분석결과의 정책적 함의 및 추후 연구방향을 도출하기 위하여 그러한 성별차이의 원인을 노동수요와 공급이라는 측면에서 검토하였다. 즉, 노동수요측면에서 채용과 이직 - 해고나 파면과정에서의 성차별의 가능성과 노동공급측면에서 여성과 남성근로자들의 노동시장참여 및 취업 시와 노동시장이탈 및 이직비용이 비대칭적으로 다르거나 여성근로자의 선호구조가 더욱 불록할 가능성이다. 추후에 본 연구에서 나타난 비대칭적인 고용변동의 성별차이의 원인에 대한 엄밀한 연구는 노동시장 정책을 수립하는 데 유용할 것이다. 특히, 본 연구의 방법론을 확대하여 고용증가와 감소 시의 성별차이의 정도를 식별할 수 있는 방법의 개발은 비대칭적 고용조정의 원인을 이해하는 데 도움이 될 것으로 생각된다. 예를 들어 비대칭도의 성별차이의 정도가 고용증가와 감소 시에 동일한지 아니면 두 경우에 서로 상이한지를 이해할 필요가 있다.

〈부록 : 실증분석결과〉³⁵⁾

〈표 1〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(상시고, 비농가)

	I			II			III		
	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.714 (0.103)	0.565 (0.101)	1.263	0.773 (0.103)	0.636 (0.091)	1.214	0.785 (0.133)	0.429 (0.078)	1.833
M	0.608 (0.101)	0.608 (0.103)	1.00	0.800 (0.106)	0.545 (0.009)	1.466	0.871 (0.141)	0.615 (0.060)	1.415

참고: 자료의 표본기간 = 1980. 1~1998. 2

〈표 2〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(일고, 비농가)

	I			II			III		
	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.583 (0.112)	0.421 (0.102)	1.385	0.733 (0.098)	0.652 (0.084)	1.124	0.686 (0.144)	0.417 (0.079)	1.646
M	0.588 (0.044)	0.900 (0.124)	0.654	0.774 (0.067)	0.888 (0.086)	0.871	0.724 (0.111)	0.632 (0.084)	1.146

참고: 자료의 표본기간 = 1980. 1~1998. 2

〈표 3〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(자영업, 비농가)

	I			II			III		
	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{00}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.600 (0.105)	0.545 (0.112)	1.100	0.758 (0.104)	0.700 (0.081)	1.083	0.600 (0.110)	0.450 (0.112)	1.333
M	0.619 (0.104)	0.521 (0.108)	1.187	1.138 (0.107)	1.077 (0.093)	1.026	0.667 (0.087)	0.500 (0.135)	1.333

참고: 자료의 표본기간 = 1980. 1~1998. 2

35) 이하의 부록 표에서 공통적으로 F= 여성근로자, M= 남성근로자를 의미하며, I, II, III은 추세제거방법을 ()는 표준오차를 의미함.

〈표 4〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(임금근로자, 광공업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.667 (0.115)	0.313 (0.105)	2.133	0.667 (0.126)	0.400 (0.105)	1.667	0.806 (0.147)	0.363 (0.072)	2.217
M	0.667 (0.101)	0.609 (0.114)	1.095	0.731 (0.119)	0.588 (0.089)	1.242	0.720 (0.110)	0.632 (0.092)	1.140

참고: 자료표본기간 = 1980. 1 ~ 1996. 4

〈표 5〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(자영업자, 광공업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.375 (0.087)	0.167 (0.123)	2.250	0.526 (0.109)	0.400 (0.117)	1.316	0.450 (0.087)	0.133 (0.113)	3.375
M	0.421 (0.113)	0.600 (0.112)	1.425	0.652 (0.124)	0.437 (0.101)	1.490	0.632 (0.115)	0.389 (0.113)	1.624

참고: 자료표본기간 = 1980. 1 ~ 1996. 4

〈표 6〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(임금근로자, 사회 및 서비스업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.428 (0.093)	0.143 (0.109)	3.00	0.523 (0.097)	0.188 (0.110)	2.793	0.500 (0.100)	0.154 (0.103)	3.250
M	0.781 (0.075)	0.727 (0.145)	1.074	0.750 (0.134)	0.571 (0.083)	1.312	0.750 (0.078)	0.555 (0.172)	1.350

참고: 자료표본기간 = 1980. 1 ~ 1996. 4

〈표 7〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(자영업자, 사회 및 서비스업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.680 (0.139)	0.462 (0.095)	1.473	0.643 (0.143)	0.417 (0.091)	1.543	0.704 (0.146)	0.364 (0.089)	1.935
M	0.636 (0.122)	0.333 (0.104)	1.909	0.769 (0.126)	0.250 (0.084)	3.077	0.741 (0.146)	0.500 (0.086)	1.482

참고: 자료표본기간 = 1980.1~1996.4

〈표 8〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(취업자, 비농전산업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.526 (0.076)	0.535 (0.082)	0.984	0.667 (0.058)	0.755 (0.077)	0.883	0.561 (0.078)	0.500 (0.078)	1.122
M	0.594 (0.067)	0.627 (0.088)	0.946	0.667 (0.066)	0.623 (0.092)	1.071	0.629 (0.075)	0.523 (0.083)	1.202

참고: 자료표본기간 = 1966.1~1998.2

〈표 9〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(취업자, 광공업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.628 (0.099)	0.560 (0.075)	1.121	0.594 (0.072)	0.729 (0.088)	0.814	0.700 (0.112)	0.550 (0.065)	1.273
M	0.658 (0.100)	0.480 (0.078)	1.371	0.707 (0.082)	0.687 (0.072)	1.029	0.634 (0.102)	0.458 (0.076)	1.384

참고: 자료표본기간 = 1966.1~1992.4

〈표 10〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(취업자, 서비스업)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.594 (0.093)	0.483 (0.088)	1.230	0.700 (0.088)	0.678 (0.073)	1.032	0.711 (0.107)	0.500 (0.074)	1.421
M	0.483 (0.088)	0.419 (0.094)	1.151	0.667 (0.086)	0.545 (0.079)	1.222	0.516 (0.089)	0.400 (0.091)	1.290

참고: 자료표본기간 = 1966.1~1992.4

〈표 11〉 고용증가와 감소시의 이행확률의 성별차이(상시고, 전국)

	I			II			III		
	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$	λ_{∞}	λ_{11}	$\frac{\lambda_{00}}{\lambda_{11}}$
F	0.688 (0.083)	0.677 (0.120)	1.014	0.740 (0.093)	0.708 (0.093)	1.043	0.769 (0.133)	0.632 (0.078)	1.217
M	0.571 (0.091)	0.654 (0.110)	0.874	0.750 (0.109)	0.476 (0.099)	1.575	0.840 (0.141)	0.560 (0.060)	1.512

참고: 자료의 표본기간 = 1980.1~1998.2

■ 참고 문헌

1. 김재호·조준모, "이직(離職)의 원인과 행태에 관한 연구: 기업규모별분석," 『노동경제논집』 제21권 2호, 1998, pp. 163~194.
2. 김옥암, "여성의 노동력참가와고용문제," 『경제학연구』, 제45집 2호, 1997, pp. 179~202.
3. 김장호, "여성실업구조와 행태: 이행확률추정을 통한 유량분석," 한국노동연구원, 1998.
4. 신동균, "1998년 노동력 이동동향," 한국노동연구원 고용보험연구센터, 1999.
5. 조장옥, "실물경기변동이론," 『계량경제학보』 제10권 제2호, 1999, pp. 69~126.
6. Acemoglu, D. and A. Scott, "Asymmetric Business Cycles: Theory and Time-series Evidence," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, 1997, pp. 501~533.
7. Boeri, T., "Is Job Turnover Countercyclical," *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, 1996, pp. 603~625.
8. Cain, G. G., "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey," *Handbook of Labor Economics*, ed by Ashenfelter, O. and Layard, R., 1986, pp. 693~785.
9. Choi, C. K., "The Implications of Convex Structure on Employment and Real Wages," *Korean Economic Review*, Vol. 11, No. 1, December 1995, pp. 103~120.
10. Delong, B and L. Summers, "Are Business Cycles Symmetrical?" *The American Business Cycles*, ed. by Gordon, R., The University of Chicago Press, 1986, pp. 166~179.
11. Falk, B., "Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Economic Time Series over the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, October 1986, pp. 1096~1109.
12. Garibaldi, P., "Job Flow Dynamics and Firing Restrictions," *European Economic Review*, Vol. 42, 1998, pp. 245~275.
13. Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, MacMillan, 1936.
14. McQueen, G. and S. Thoreley, "Asymmetric Business Cycle Turning Points," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, June 1993, pp. 341~362.
15. Mortesen, D. T. and C. A. Pissrides., "The Cyclical Behavior of Job Creation and Job Destruction," *Labor Demand and Equilibrium Wage Formation*, ed. by J. C. Van Ours, G. A. Pfann and G. Ridder, North Holland, 1993.
16. ———, "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 67, 1994, pp. 397~415.
17. Neftci, S. N., "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, Vol. 92, April 1984, pp. 307~28.
18. Ramsey, J. and Philip Rothman, "Time Irreversibility and Business Cycle Asymmetry," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 1, 1996, pp. 1~21.