

失業期間의 決定要因과 動學的 勞動移動分析

張 鉉 俊

- △ 目 次 <
- I. 머릿말
 - II. 失業期間 分析을 위한 理論模型
 - III. 期間模型의 實證分析模型
 - IV. 經驗的 推定値와 그 解釋
 - V. 要約과 結論

I. 머릿말

오늘날 失業解消를 위한 적절한 勞動政策은 많은 나라에 있어 중요한 經濟政策의 하나이다. 우리 經濟도 이제 高度化된 產業社會로 進入하면서 중래의 巨視的 成長만이 失業을 위한 유일한 對策으로 여기던 때는 지났다. 앞으로는 失業의 發生原因, 場所 등을 좀더 微視的 次元에서 規明하고 이에 따른 勞動政策

을 수립할 때가 왔다고 본다.

政策的인 次元에서뿐만이 아니라 學問的 次元에서도 失業을 둘러싼 學派, 學者 사이의 論爭은 「케인즈」(J.M. Keynes)가 一般理論을 발표한 지 半世紀가 지난 오늘에도 계속되고 있다. 爭點 중 失業의 原因과 그 性格規明은 당연히 對策樹立方向에 영향을 미치기 때문에 學者들뿐만 아니라 經濟政策을 樹立해야 하는 當局者들도 관심을 갖게 된다. 크게 보아 「케인즈」에 의한 ‘非自發的失業’(involuntary unemployment)의 假說로부터 「프리드만」(M. Freedman) 등의 ‘失業의 自然率(natural rate of unemployment hypothesis)理論’을 거쳐 최근의 ‘職業探索理論’(job-search theory) 및 ‘默示的 長期雇傭契約理論’(implicit long-term contract theory) 등 論爭의 중지부를 찍기 위한 학문적 시도가 계속되고 있으나 아직도 끝나기에는 요원한 느낌이다.

이 글은 위와 같은 맥락에서, 왜 어떤 사람은 동시에 직장을 잃거나 그만두어도 다른 사람보다 빨리 다른 직장을 찾을 수 있는가, 또

筆者：韓國開發研究院 研究委員

* 이 論文은 筆者의 博士學位論文中의 一部이다. 원고정리 과정에서 큰 도움을 준 李載玟 研究員에게 깊은 감사사를 드린다. 本報告書의 오류는 筆者의 책임이며 韓國開發研究院의 公式見解가 아님을 밝혀 둔다.

어떤 환경 속에서 그것이 가능한가 등 失業期間 및 勞動移動의 決定要因을 찾아보고 궁극적으로 失業의 性格을 規明함에 있어 도움이 되고자 하는 데 그 뜻이 있다. 論議의 單純化를 위해서 이 글에서는 年齡과 失業期間 및 勞動移動과의 相關關係만을 중심으로 살펴보고자 한다. 일반적으로 美國을 비롯한 先進各國에서는 失業者 중 나이가 든 사람일수록 다른 직장을 찾기가 어려워 失業狀態에 오래 머무르는 것으로 統計가 集計되고 있다. 우리는 아직 失業期間에 대한 체계적인 統計를 集計하지 않고 있으므로 여기서는 美國資料를 利用¹⁾하여 論議를 展開시켜 보기로 한다.

특히 앞으로 導入될 것으로 보이는 失業保險制度 및 各種 經濟保障制度가 미치는 근로의욕 감퇴문제 등을 잘 살펴서 施行해야 할 우리 입장에서 美國의 經驗을 되새겨 보는 데 그 기본 의의가 있다고 하겠다.

Ⅱ. 失業期間 分析을 위한 理論模型

1. 序 論

나이가 많은 勞動者일수록 失業期間이 길어지는 이유를 分析하기 위해서는 정밀한 설명

을 제공해 줄 수 있는 模型이 필요하다. 本論文은 이러한 목적을 위해서 探索(search)의 標準經濟模型을 사용한다. 이하에서 論議되듯이, 標準探索模型은 勞動者가 職業을 探索하는 기간에 영향을 줄 수 있는 몇 가지 經濟變數들에 초점을 맞추고 있다. 특히 探索費用, 餘暇의 價値, 割引率, 賃金分布의 「파라미터」, 職業提供의 出現率(job arrival rate), 그리고 調整變數서의 留保賃金(reservation wage) 등이 관심이 있는 變數들이다. 물론 다른 많은 要因들이 探索期間에 영향을 줄 수 있는데 예를 들면, 各 個人的 特性, 健康, 同一集團의 압력, 勤勞動機(motivation) 등이 있다. 本論文에서 이러한 현상들은 생각한다. 本稿에서는 所得의 極大化를 추구하는 個人的 單純經濟模型을 가지고 失業期間의 年齡別 差異를 가능한 완전하게 설명하고자 한다.

探索理論은 上記의 經濟變數들을 探索期間에 연결시켜 주는 일련의 假定을 제시해 준다. 예를 들면, 探索理論은 單位時間當 職業提供 出現率의 증가에 따라 探索期間은 減少할 것으로 예측한다. 만일 年齡에 따라서 職業提供 出現率이 증가(감소)하면, 探索期間은 年齡에 따라 감소(증가)할 것이다. 그러나 여기에는 問題가 있다. 즉, 年齡에 따라서 職業提供 出現率이 증가하거나 감소하리라고 예측하는데에 經濟的인 근거가 전혀 없다는 점이다. 그 出現率은 年齡에 따라 증가할 수도 있는데, 그 이유는 근로경험과 과거의 探索經驗때문에 年齡이 많은 勞動者일수록 상대적으로 쉽게 職業을 구할 수도 있기 때문이다. 그러나 만일 企業이 年齡이 많은 勞動者의 雇傭을 꺼려하거나 年齡이 낮은 勞動者보다 작은 비율로 雇傭할 경우에는 감소할 수도 있다²⁾.

1) 여기서 이용된 資料는 Employment Opportunities Pilot Projects(EOPP) 資料이다. 資料에 대한 자세한 내용은 생략한다.

2) 이 현상은 공급측면에서 볼 수도 있다. 즉, 여가의 가치증가와 건강문제로 인해서 연령이 많은 노동자가, 보다 낮은 강도로 탐색을 하면 할수록 연령이 많은 노동자에게 직업이 제공될 비율은 낮아지게 된다. Mortensen and Burdett(1978)는 이것을 相異한 탐색

따라서 本稿에서는 먼저 年齡의 기대되는 영향과 의미있는 결과를 導出하기 위해 필요한 조건을 導出하기로 한다. 그렇게 되면 探索理論은 경험적인 현상에 대한 가능한 설명의 목록을 찾아내는데 이용될 수 있다.

2. 二狀況 均衡探索構型(Two-State Search Model)

勞働者の 離職과 失業의 原因을 설명하기 위한 노력의 일환으로서, 經濟學者들은 일차적으로 職業探索理論을 사용해 왔다. 失業期間을 分析하기 위한 單純連續時間模型을 導出하기 위해서는 다음과 같은 가정이 필요하다.

1. 失業狀態의 노동자는 期待平生所得의 割引價値를 極大化한다.
2. 즉각적인 探索費用이 c 일 때, 職業제공은 $c(c>0)$ 의 수준과는 독립적인 「파라미터」 λ 로 「포아송」(Poisson) 변화를 한다. 기간 t 사이에 n 의 職業提供을 받을 확률은,

$$J(n, t) = P_r(n \text{ offers} | t) = \exp(-\lambda t) (\lambda t)^n / n!$$

이다. 이 기간중 職業提供을 한번도 받지 못할 수도 있다.

3. 賃金은 일정한 平均値를 가졌으며 알려진 완전히 연속적인 賃金分布 $F(w)$ 로 나타나고 職業提供의 實現과는 獨立的이다. 일단,

노력의 의미에서 서로 다른 직업의 출현의 內生性(Endogeneity)을 뜻하는 “탐색 강도(search-intensity)”의 문제라고 적절하게 표현하였다. 그러나 주어진 탐색노력하에서 상이한 연령집단에 대해서 서로 다른 직업제공출현율을 발견한다면, 이것을 대체적인 방법으로 해석할 수 있을 것이다. 그러나 실제로 실증적 수준에서는 이것은 확인되지 않는다.

3) $E(|\bar{W}|) < \infty$ 의 가정은 式(2.1)을 만족시키는 留保賃금이 존재한다는 것을 보장하는 데에 충분하다.

그 제안이 거부되면, 더 이상 그 직업에 돌아가서 일할 수 없다.

4. 勞働者가 外生的으로 해직되지 않는한 직장은 계속 유지되며 現職探索(on-the-job search)은 없다. 現職은 「파라미터」 s 에 의해 外生的으로 終結된다.

5. 期間中에 받는 職장의 제안數의 分布와 제공되는 賃金分布는 時間에 대해 不變이며, 모든 勞働者에게 알려져 있다.

이상의 假定下에서, 留保賃金과 失業期間에 대한 式을 구할 수 있다. 특히 留保賃金 w 는 다음 式의 解이다³⁾.

$$\begin{aligned} w &= rV = (b-c) + [\lambda / (r+s)] \\ &\times \int_0^\infty \max[0, B(W) - V] dF(W) \\ &= (b-c) + [\lambda / (r+s)] \\ &\times \int_0^\infty (W - \omega) dF(W), \quad W \geq \omega. \\ &\dots\dots\dots (2.1) \end{aligned}$$

여기에서 b 는 餘暇의 價値, c 는 探索費用, s 는 이탈율 「파라미터」를 나타낸다 $B(W)$ 는 W 의 賃金を 받고 일하면서 얻는 價値이며, V 는 探索의 價値이다.

윗式에 대한 완전한 導出은 Lippman과 McCall(1976) 혹은 Mortensen(1984)에 실려 있다. 그렇지만 式의 導出을 간략하게 살펴보는 것도 有用할 것이다. Bellman의 원칙으로부터 探索의 價値 V 는 다음 式을 만족시켜야 한다.

$$\begin{aligned} V &= (b-c)t + \gamma(t) \left[\sum_{n=0}^{\infty} J(n, t) \right. \\ &\left. \int_0^\infty \max[V, B(W)] dG(W) \right. \\ &\left. + J(0, t)V \right] \dots\dots\dots (2.2) \end{aligned}$$

$\gamma(t) = \exp(-rt)$ 로 표현하고 極限을 취해서 $\Delta t \rightarrow 0$, 그리고 式을 다시 정리하면 다음과 같이 된다.

$$rV = \omega = (b-c) + \lambda \times \int_0^\infty \max[0, (B(W) - V)] dF(W) \dots \dots \dots (2.3)$$

$F(W)$ 가 絶對有限의 一次積率(first moment)을 가지므로 V 는 有限하다. $B(W)$ 는 W 에 대해 증가하며 制限된 期待値를 갖는다. 勞動者는 $B(W) = V$ 가 되게 하는 ω 의 所得과 失業狀態를 無差別하게 여긴다. 여기에서 ω 는 留保賃金으로서, W 의 價値로 다음과 같이 定義된다.

$$B(\omega) = V = (\omega + sV) / (r + s) \dots \dots (2.4)$$

따라서 $\omega = rV$ 이다.

雇傭의 最適價値 $B(W)$ 는 다음 式의 解이다.

$$B(W) = \gamma(t) [Wt + (1-st)B(W) + stV] \dots \dots \dots (2.5)$$

여기에서 式의 우변에서 $\gamma(t)$ 는 期間 Δt 사이의 賃金提供흐름의 割引價値이며, $W(t)$ 는 일하면서 얻는 소득과 계속 일할 確率을 곱한 것의 割引價値이며, $(1-st)B(W)$ 는 失業狀態로 되는 것에 失業狀態로 남아 있을 確率을 곱한 것의 割引價値이다. 여기에서 다시 極限을 취하면 式은 다음과 같이 요약된다.

$$B(W) = (W + sV) / (r + s) \dots \dots \dots (2.6)$$

4) “生存한다(survive)”라는 의미는 생의학 연구에서 비롯되었다. 勞動分析에 있어서 “survive”라는 의미는 노동자가 예를 들어 失業상태에 남아 있다는 것을 의미한다.
5) 이 표현은 Mortensen(1984)의 논문에 기초하고 있다.

式(2.2)의 結果를 式(2.6)과 결합시키면 式(2.1)에 나타난 것처럼, $V > 0$ 에 대한 留保賃金方程式을 구할 수 있다.

留保賃金이 주어지면, 失業의 期待期間에 대한 式은 곧바로 導出할 수 있다. 특히 t 단위의 시간동안에 失業상태에 머무를 確률은 다음의 式과 같다⁴⁾.

$$S(t) = \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \dots \dots \dots (2.7)$$

윗式의 導出을 위해서는⁵⁾ 두 가지 要素가 필요하다. 첫째는 t 기간 동안에 제안을 받을 確率이고, 둘째는 단 하나의 주어진 제안도 거부할 確率이다. t 의 分布와 t 의 密度函數(t 가 완전히 連續的이라고 假定할 때의)를 각각 $F(t)$ 와 $f(t)$ 로 표시하기로 하자.

假定에 의해 t 기간중에 j 의 제안이 들어올 確率은

$$P_r(j \text{ offers} | t) = \exp(-\lambda t)^j (\lambda t)^j / j! \dots \dots \dots (2.8)$$

이다. 하나의 제안도 받아들이지 않을 確率은 $[F(\omega)]^j$ 이다. 生存函數(survivor function)의 定義가 주어진 下에서 生存函數는 모든 j 에 대해 合算된 위의 두 가지 確率의 結果가 되며, 다음과 같이 導出할 수 있다.

$$S(t) = P_r(T > t) = 1 - F(t) = \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda t)^j / j! \times \exp(-\lambda t) [F(\omega)]^j = \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \dots \dots \dots (2.9)$$

따라서 失業期間에 대한 密度函數 t 는 다음과 같이 주어진다.

$$f(t) = \lambda [1 - F(\omega)] \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \dots \dots \dots (2.10)$$

받아들인賃金은 最低點의 절단으로서 ω 의 截頭의 確率變數이다. 받아들인賃金の 밀도는

$$f(W|W \geq \omega) = f(W) / [1 - F(\omega)],$$

$$W \geq \omega \dots \dots \dots (2.11)$$

이다. 不變의 留保賃金 ω 가 주어지면, 勞動者가 失業을 벗어날 수 있는 確率을 의미하는 回避率(hazard rate)은 다음과 같다.

$$h(t_u) = -d \ln S(T > t) / dt$$

$$= \lambda [1 - F(\omega)] \dots \dots \dots (2.12)$$

이 hazard의 내용은 職業提供出現率에 제안이 받아들여질 確率을 곱한 것이다. hazard의 값이 클수록 失業狀態에서 보다 빠르게 빠져나올 수 있다는 것을 의미한다.

여러 가지의 推移研究 중에서, $h(t)$ 의 명시는 매우 중요하다. 만일 $dh(t)/dt = 0$ 이면 期間依存性은 存在하지 않는다고 일컬어진다. 期間에 대한 構造的인 解釋은 動學勞動理論에 의해 자주 암시되어지며, 이러한 理論들의 검증은 期間依存性의 형태를 결정함으로써 수행될 수 있다. 만일, 留保賃金이 探索期間에 대해 不變이라면, 失業中에 探索의 기간은 위험(회피)율의 逆과 동일한 平均을 가진 指數分布를 한다.

앞에서 가정했듯이, 職場終結은 s 率로 발생하며, 外生的으로 결정되어진다. 따라서 해고될 수 있는 率은 다음과 같이 간단하게 주어진다.

$$h(t_s) = s \dots \dots \dots (2.13)$$

여기서 t_s 는 雇傭期間이다. 그리고 여기서 s 는 職業離脫中 自發的인 것과 非自發的인 것을 모두 포함하는 廣義의 의미로 해석할 수 있다.

3. 比較靜學(Comparative Statics)

위의 模型에서 失業期間에 영향을 줄 수 있는 供給側面의 變數는 세 가지로 餘暇의 價値, 探索費用, 그리고 利子率 등이다. 이러한 變數들은 失業期間에 직접적으로 영향을 주지는 못하며 留保賃金の 영향을 통해서만 期間에 영향을 주게 된다. 즉 供給變數는 間接效果만이 있다. 반면에 需要側面의 變數인 職業提供出現率과 賃金提供分布의 常數들은 失業期間에 대해 直·間接效果를 모두 가지고 있다. 直接效果는 留保賃金を 일정하게 할 때에 구해질 수 있고, 間接效果는 留保賃金の 변화에 따른 失業期間의 變化이다.

供給側面의 比較靜學에서 다음과 같은 결과는 式(2.1)을 전미분함으로써 쉽게 확립될 수 있다.

定理: 需要側面의 變數, 예를 들어 職業提供出現率과 賃金提供分布에 變化가 없다고 가정하자. 그러면 다음의 結果들을 얻을 수 있다.

$$\partial \omega / \partial b > 0 \dots \dots \dots (2.14a)$$

$$\partial \omega / \partial c < 0 \dots \dots \dots (2.14b)$$

$$\partial \omega / \partial r < 0 \dots \dots \dots (2.14c)$$

$$\partial h / \partial b > 0 \dots \dots \dots (2.15a)$$

$$\partial h / \partial c < 0 \dots \dots \dots (2.15b)$$

$$\partial h / \partial r < 0 \dots \dots \dots (2.15c)$$

證明: 式(2.14)를 증명하기 위해서는 式(2.1)을 b, c, r 에 대해 微分한다. 式(2.15)를 증명하기 위해서는 式(2.12)을 c, b, r 에 대해 微分한다. 留保賃金이 c, b, r 의 函數임에 유의하면 $\partial \omega / \partial b > 0$ 이고, $\partial h / \partial \omega < 0$ 이므로 $\partial h / \partial b = \partial \omega / \partial b \times \partial h / \partial \omega < 0$ 임을 알 수 있다. 나머지도 동일

하게 증명될 수 있다.

需要側面的 變數의 效果를 分析하기 위해서는 賃金提供分布의 變化가 의미하는 바를 설명해야 한다. 賃金提供分布의 變化는 賃金提供分布의 平均値의 變化 혹은 分散의 變化 또는 양자 모두의 變化로 개념지을 수 있다. 分布의 순간적인 變化를 보다 명확히 이해하기 위해서는 “分布位置變化的 法則(rule of translation of location)”과 斜截頭 平均函數의 分析, 그리고 “平均保存의 分散”(mean-preserving spread) 등에 관한 최근의 업적을 이용할 수 있다⁶⁾.

分布位置變化理論과 斜截頭 平均函數의 分析은 「첼벌레인」(Chamberlain)이 제안하고 그 후에 Goldberger(1980)와 Burdett과 Ondrich (1980) 등이 확장시켰는데, 이는 조건부 평균의 變化분석에 있어서 分布函數의 일반적 조건을 제시해 준다. 賃金提供分布의 平均値의 變化에 따른 失業期間의 結果에 대해 의미있는 豫測을 얻기 위해서는, 특정형태의 賃金分布를 가정하는 것이 필요하다.

蓄積分布函數 G 는 다음의 式을 만족하는 常數 ϕ 가 존재하면 한 賃金分布의 위치변화로 일컬어진다.

$$G(W-\phi)=F(W)\dots\dots\dots (2.16)$$

모든 W 에 대해 단일에 $\phi < 0$, 예를 들어 위치변화가 우측이라면, G 의 平均値는 F 의 平均値보다 정확히 ϕ 단위만큼 크다. 이 경우에 G 는 F 를 “first-order stochastically dominate”

한다고 한다. 그 의미는 다른 것이 불변일 때 F 의 平均値의 限界的인 증가는, F 가 微分可能하다면, W 에서 F 의 밀도와 동일한 양만큼으로 주어진 W 의 價値와 동일하거나 적은 직장 제안을 얻을 確率을 감소시킨다. 그러나 特記할 點은 모든 높은 中心積率(moments)은 兩分布에 있어서 동일하다는 점이다. 그러므로 다음과 같이 변환시킬 수 있다⁷⁾.

$$\int_{\omega}^{\infty} (W-\omega)dF(W) \\ = \int_0^{\omega} WdF(W) - \omega + \\ \int_0^{\infty} F(W)dW, \quad 0 < \omega < \infty \dots\dots\dots (2.17)$$

式(2.1)에서의 留保賃金(reservation wage)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\omega = rV = (1+r)^{-1} [E_G(W) + [\lambda/(r+s)] \\ \times \int_{\omega}^{\infty} G(W)dW = r(b-c)] \\ = (1+r)^{-1} [\phi + E_F(W) + \\ \times \int_{\omega}^{\infty} (FW + \phi)dW + r(b-c)] \dots (2.18)$$

여기서 $E_G(W)$ 는 分布 G 의 平均値이며, $\omega(\phi)$ 는 式(3.16)에서 정의된 F 의 위치변화한 G 와 관련된 留保賃金이다.

Rothschild와 Stiglitz(1970)에 의해 소개되고 Mortensen(1984)에 의해 응용된 “平均保存分散”의 概念에 의해 失業探索結果의 分布의 變化에 따른 영향을 豫測할 수 있다. 分布 H 는 다음 式을 만족하면 F 의 平均保存分散된 分布라 일컬어진다.

$$\int_0^{\infty} H(W)dW > \int_0^{\infty} F(W)dW$$

단, F 와 H 는 모두 陽의 實數에서 정의되며 동일한 平均値를 가질 때이다. 바꿔 말하면,

6) 여기의 論議는 비슷한 內容을 Mortensen(1984)에서 찾아볼 수 있다.
7) 양변이 $\omega=0$ 일 때 같고, ω 에 대해 우변과 좌변이 동일한 1차 도함수를 갖는다는 것을 보임으로써 증명될 수 있다.

만일 $H(W, \sigma)$ 는 σ 가 相對的인 分散의 「파라미터」일 때 F 의 平均保存分散의 群이며 따라서 $\sigma=0$ 은 F 의 群으로 정의된다.

平均保存分散의 증가가 있을 때 $\omega(\sigma)$ 는 보다 分散된 分布인 $H(W, \sigma)$ 와 관련된 留保賃金을 나타낸다. 정의에 의해서 이 分布와 F 가 동일한 平均値를 가지고 있으므로 式(2.18)은 다음을 의미하게 된다.

$$\omega(\sigma) = (1+r)^{-1}E_H(W) + \frac{\lambda}{r+s} \times \int_0^\infty H(W, \sigma) + r(b-c) \dots (2.19)$$

勞働者가 제안을 받아들이는 卒各적인 比率에 의해 추정되는 職業提供出現率의 증가는 留保賃金を 증가시킨다. 留保賃金이 주어졌을 때, 동일한 증가는 失業에서 벗어나는 비율도 직접적으로 증가시킨다. 純效果는 陽의 直接效果와 陰의 間接效果의 合이다. 만일에 賃金分布가 “log-concave” 하다면 職業提供出現率이 失業期間에 미치는 純效果를 證明할 수 있다. 따라서 특정 結果는 賃金分布의 함수 형태와 그에 해당하는 平均斜截頭函數에 의존한다. 需要側面變數에 관한 比較靜學의 結論에 의해 다음과 같은 結果를 얻을 수 있다.

定理 : 供給側面變數에는 변화가 없다고 가정한다. 賃金分布가 log concave하다고 가정하고, μ, σ 는 각각 平均과 分散을 나타낸다고 하면 다음과 같은 結果를 얻는다.

$$0 < \frac{\partial \omega}{\partial \mu} < 1 \dots (2.20a)$$

$$\frac{\partial \omega}{\partial \sigma} > 0 \dots (2.20b)$$

8) 요청에 의해서 필자로부터 입수가 가능함.

$$\frac{\partial \omega}{\partial \lambda} > 0 \dots (2.20c)$$

$$\frac{\partial h}{\partial \mu} > 0 \dots (2.21a)$$

$$\frac{\partial h}{\partial \sigma} \leq 0 \dots (2.21b)$$

$$\frac{\partial h}{\partial \lambda} > 0 \dots (2.21c)$$

증명 : 생략⁸⁾

4. 年齡이 失業期間에 미치는 效果

이제 우리는 세 개의 供給側面變數와 두 개의 需要側面變數가 留保賃金과 失業期間에 미치는 影響을 알게 되었다. 그러나 이러한 需要·供給의 變數들은 年齡階層이 변화함에 따라 다를 수도 있다. 위와 같은 理論的 體系가 주어지면 年齡이 失業期間에 미치는 效果는 年齡이 $\lambda, \sigma, \mu, c, b$ 그리고 γ 에 미치는 效果의 분석을 통해 알 수 있다.

예를 들면,

가. 年齡이 높아지는 것이 探索費用의 減少와 관련되어 있다면, 다른 條件이 동일할 때 年齡이 높아짐에 따라 失業期間은 증가할 것이다.

나. 年齡이 높아지는 것이 時間選好率의 減少와 관련되어 있다면, 다른 條件이 동일할 때, 年齡이 높아짐에 따라 失業期間은 증가할 것이다.

이상은 새로운 정보를 제공하는 假定은 아니다. 언뜻 생각하기에 探索費用이 사실상 年齡에 따라 감소한다(혹은 γ 이 年齡에 따라 하락한다)고 주장할 수도 있다. 이러한 주장에 대한 몇가지의 근거를 보면 年齡이 많은 勞働者는 探索을 效率的이게 하는 과거의 探索經

驗 때문에 市場과 긴밀한 접촉을 유지할 수 있다. 이러한 이유 때문에 年齡이 많은 勞動者는 주어진 探索 노력하에서 探索費用을 감소시킬 수 있다는 것이다. 年齡이 많은 勞動者의 짧은 잔여 경제활동 가능기간은 時間選好率에 負의 方向으로 영향을 줄 수 있다. 그러나 건강 문제로 인해 年齡이 많은 勞動者의 探索費用은 증가할 수도 있다고 주장하기도 한다.

기억해 두어야 할 점은 年齡이 많은 勞動者는 더 긴 失業期間을 갖는다는 사실은 하나 이상의 요인에 기인한다는 것이다. 몇몇 要因들이 한 方向으로 작용하여 다른 方向으로 작용하는 요소들을 지배한다. 이렇듯 純粹理論은 年齡이 探索期間에 어떻게 영향을 주는가에 대해 많은 것을 제시해 주지는 않는다. 다시 말해서 年齡이 많은 勞動者의 失業期間이 보다 긴 이유는 經驗的인 問題로 남아 있다.

이제까지 年齡과 探索費用 혹은 時間選好率 사이의 관계에 대해 경험적 단서를 제공해 주는 研究는 거의 없다. 그러나 年齡과 職業出現率(offer arrival rate) 혹은 賃金分布의 「파라미터」 사이의 관계에 대한 단서를 제공해 주는 몇 가지 연구는 있다. Mincer(1974)는 임금분포의 平均과 分散이 年齡의 增加函數임을 발견하였고, Creigh外 몇몇 學者(1980)는 年齡이 많은 勞動者일수록 求職機會는 감소한다고 발표하였다. 그러나 대부분의 經驗的 증거는 피상적인 것이다. 이 단계에서 우리가 理論的인 水準에서 예측할 수 있는 것이라고는, 年齡이 $\lambda, \sigma, \mu, \gamma, c$ 에 미치는 영향에 대한 지속적인 假定을 통해서 年齡이 期間에 미치는 效果뿐이다. 다음은 그 結果이다

우리는 回避函數(hazard function)를 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$h(\omega, \mu, \sigma, \lambda) = \lambda(A)$$

$$[1 - F(\omega(\mu, \sigma, c, \gamma))] \dots \dots \dots (2.22)$$

여기서 A 는 年齡變數이며, μ, γ, σ 는 모두 年齡의 函數이다. 年齡에 대해 미분하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \partial h / \partial A &= \partial \lambda / \partial A [1 - F(\cdot)] \\ &- \lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} \left(\frac{\partial \omega}{\partial \lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial A} \right. \\ &+ \frac{\partial \omega}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial A} + \frac{\partial \omega}{\partial c} \frac{\partial c}{\partial A} \\ &\left. + \frac{\partial \omega}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial A} + \frac{\partial \omega}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial A} \right) \dots (2.23) \end{aligned}$$

따라서 年齡이 失業期間에 미치는 效果는 年齡이 여러가지의 需要・供給側面的 變數에 주는 效果와 이러한 「파라미터」들이 失業探索結果에 주는 영향의 복합적인 效果이다. 純效果는 陽・陰의 效果의 습이다. 의미있는 比較靜學的 結論을 얻기 위해서는, 나머지의 「파라미터」들을 고정시킨 채로 하나의 특정 「파라미터」의 結果를 分析할 수 있다.

供給側面的 變數와 賃金分布에는 변화가 없다고 가정한다. 즉, hazard의 변화가 職業提供의 변화에만 의존한다면 다음의 假說을 얻을 수 있다.

假說 1 : 年齡에 따른 賃金分布에 변화가 없고, 供給側面的 變數에도 변화가 없다고 가정한다. 또한 賃金提供分布는 log concave하다고 가정한다. 그러면, $\partial \lambda / \partial A < 0$ 이라면 年齡이 失業期間에 미치는 效果는 항상 陽이다.

證明 : $h = \lambda(A)[1 - G[\omega(\lambda(A) - \mu)]]$ 라 하면

$$\begin{aligned} \frac{\partial h}{\partial \lambda} &= \frac{\partial \lambda}{\partial A} [1 - G(\cdot)] \\ &- \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial A} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{\partial \lambda}{\partial A} [1 - G(\cdot)] \\
&\quad - \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \left[\frac{1 - G(\omega - \mu)}{r + \lambda(1 - G(\omega - \mu))} \right] \\
&\quad \times [G(\omega - \mu) - (\omega - \mu)] \\
&= -\frac{\partial \lambda}{\partial A} \frac{\lambda h}{r + \lambda h} \left[\frac{r}{\lambda} + (1 - G(\cdot)) \right] \\
&\quad \left[1 - \frac{g(\omega)}{1 - G(\cdot)} \right] \\
&\quad \times [G(\omega - \mu) - (\omega - \mu)]
\end{aligned}$$

여기서 log concavity에 의해 $\frac{g}{1-G} \times [g(\omega - \phi, 0) - (\omega - \phi)] < 1$ 이므로 靜態的인 상황에서는, $\partial h / \partial A < 0$ 은 $\partial D / \partial A > 0$ 을 의미하는데, 여기서 D 는 期待失業期間이다. *Q.E.D.*

이번에는 職業出現率에 변화가 없다고 가정한다. 그러면 年齡이 失業回避率에 미치는 効果는 年齡이 賃金提供分布의 平均과 分散에 미치는 効果와, 平均과 分散의 變化가 留保賃金에 미치는 效果로부터 비롯된다. 이렇듯 平均이 먼저인 경우에는 다음과 같은 假說을 얻을 수 있다.

假說 2 : 職業提供出現率과 提供分布의 分散 혹은 연령에 의한 供給側面의 變數에 變化가 없다고 가정한다. 그러면 $\partial \mu / \partial A > 0$ 이라면, 年齡이 失業期間에 미치는 效果는 항상 陰이다.

證明 : $h = \lambda [1 - G(W - u(A))]$ 라 하면,

$$\begin{aligned}
\frac{\partial h}{\partial \mu} &= \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \left[1 - \frac{\partial \omega}{\partial \mu} \right] \frac{\partial \mu}{\partial A} \\
&= \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \frac{\partial \mu}{\partial A} \left[1 - \frac{\lambda(1-G)}{r + \lambda(1-G)} \right] > 0.
\end{aligned}$$

따라서 $\frac{\partial h}{\partial \mu} > 0$, 그리고 $\frac{\partial D}{\partial \mu} < 0$

if $\partial \mu / \partial A > 0$. *Q. E. D.*

分散에 變化가 있을 경우에는 결론이 모호해 지는데, 그 이유는 문제가 되는 分布의 기울

기에 대해 分散의 變化의 부호가 不定이기 때문이다. 즉

$$\begin{aligned}
\frac{\partial h}{\partial \sigma} &= -\lambda \frac{\partial H}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial A} \\
&\quad - \lambda \frac{\partial H}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial A} \dots \dots \dots (2.25)
\end{aligned}$$

여기서 $\partial H(\cdot) / \partial \sigma$ 가 兩面的인 效果를 갖기 때문에 純效果는 모호해진다. Mincer(1976)와 Harris and Holmstrom(1982)는 年齡이 分散에 주는 效果는 陽이라는 것을 보였다. 만일 이러한 주장이 타당하여 賃金分布의 分散이 分布의 기울기에 미치는 效果가 陽이라면 期間에 대한 純效果는 陰일 것이다. 그러나 우리는 分散이 失業期間에 미치는 效果에 대해서는 정보가 거의 없다.

要約하면, 이제까지 年齡이 많은 勞動者의 失業期間이 보다 긴 이유를 살펴보았다. 提供出現率, 賃金分布의 「파라미터」, 探索費用, 그리고 割引率 등이 失業期間에 미치는 效果를 살펴보았다. 여기에서 提供出現率が 낮을수록, 年齡이 많은 勞動者의 失業期間을 보다 길게 한다는 것을 보였다.

Ⅲ. 期間模型의 實證分析 模型

1. 序 論

이하에서 理論的 예측의 유효성을 검증하기 위해 二狀況模型의 계량적 定型化를 하고자 한다. 論議는 세 가지 主題를 중심으로 전개되어 있다.

가. 外生的 要因을 통제 한 후에 標本에서 年齡-失業期間 사이에 陽의 關係이 있는지의 여부를 평가하기 위해서 縮約模型을 추정할 필요가 있다. 왜냐하면 계속 失業期間을 고려하는 유일한 방법이 失業回避理論分析이며 論議에서 hazard模型의 기본개념이 포함되어 있고, 특히 hazard의 추약된 매개변수화가 포함되기 때문이다.

나. “관찰되지 않은 異質性”(unobserved heterogeneity) 문제를 고려해 볼 때, 異質性(heterogeneity)의 가능한 결과를 소개하고, 관찰되지 않은 異質性的 존재를 점검할 수 있는 방법을 제시한다.

다. 또한 Flinn과 Heckman(1982b)이 제안한 構造的 회피(위험)모형에 대해 논의하는데 이는 總危險(total hazard)과는 별도로 職業提供出現率을 추정할 수 있게 해주며, 分析은 指數形態(exponential)와 正規形態(normal)로 가정된 賃金分布에 대해서만 행해진다.

우선, 기초적인 회피모형을 전개하고 난 후에, 특정형태의 賃金提供分布를 사용하여 基本模型을 연장시켜 보고자 한다. 模型으로는 Tuma 및 그의(1980) 및 Flinn과 Heckman(1982b)의 勞動移動模型을 따라서, 개인은 언젠가 雇傭 혹은 失業의 두 가지 狀況에 놓여 있다고 가정한다. 그러므로 여기에서의 模型은 Burdett 및 그의(1984)에 의해 발전된 多狀況動學模型의 특별한 경우이다. 관심의 대상이 老後의 은퇴행태에 있지 않기 때문에 非經濟活動의 狀況은 分析에서 제외된다.

二狀況 失業期間模型에서, log-concave한 賃金分布를 가정할 경우에 다음의 조건이 만족되면 年齡이 많은 勞動者의 失業期間은 길어질 것이라고 예측하는데 그 조건은 (1) 職業

提供出現率이 낮고, (2) 賃金分布의 平均值가 크며, (3) 年齡이 많은 勞動者에게는 探索費用과 利子率이 낮다는 것 등이다. 따라서 實證研究에서 중요한 과제는, (1) 年齡이 적은 勞動者와 많은 勞動者에 대한 職業提供出現率, (2) 그들의 留保賃金, (3) 賃金分布의 「파라미터」, (4) 相異한 年齡集團에 있어서 探索費用 등을 추정하는 것이다.

이러한 變數들을 추정하는 데에는 많은 量의 情報이 필요하다. 만일 個人的 留保賃金이나 개인의 職業提供出現率에 대한 명시적인 정보가 하나라도 주어지지 않는다면, 이 模型으로 모든 變數를 확인할 수는 없다. 문헌에서는 이러한 문제점을 해결하는 두 가지의 접근방법이 제시되어 있다. 그 하나는 모든 勞動者의 職業提供出現率을 일정하다고 가정하고서 회피함수의 결정요인을 추정하는 것이다. 이 접근방법은 推移分析의 계량적 연구에서 많이 사용된다. 이 방법의 장점은 많은 개인의 특성, 혹은 經濟變數를 포함할 수 있으며 따라서 회귀백터의 係數들을 쉽게 추정할 수 있다는 점이다. 이 方法을 사용하여 本研究에서는 먼저 年齡變數를 포함한 회피함수의 계수를 추정하고자 한다. 그것은 年齡과 失業探索期間 사이의 陽의 關係를 확인시켜 줄 것이다.

이 模型은 동일한 職業提供出現率을 가정하고 있기 때문에 회피함수와는 별도로 特定年齡의 職業提供出現率을 추정할 수는 없다. Flinn과 Heckman(1982b)에 의해 제시된 두번째의 模型은, 同質的인 勞動者集團에 대해서 동일한 賃金分布를 가정하고서, 마치 추정된 賃금이 진정한 留保賃金인 것처럼 취급하여 集團留保賃金を 確率變數로서 추정한다. 일단 관찰된 最低收容賃金에 의해 留保賃금이 추정되면,

나머지의 추정절차는 尤度函數에 留保賃金を 삽입하여 最尤推定方法(maximum likelihood method)을 사용해서 集中尤度函數를 추정한다.

分析에 있어서 連續的 時間模型에 最尤推定方法을 적용하는 것의 장점은 최근의 여러 실증적 연구에서 강조되고 있다. 「튜마」 등(Tuma et al., 1980)은 同學的 模型으로 문제를 설정하는 가장 큰 이점이 상이한 자료체계를 사용해서 同一模型의 變數를 추정할 수 있는 것이라고 주장한다. 그들은 이러한 방법이 자료분석 절차의 다양성을 통합시켜 주는 방법이라고 제시하였다.

2. 基本回避模型

가. 여러 概念의 定義와 聯關性

失業回避 혹은 生存分析은 事象의 相異한 狀況 사이에서의 變動을 통계적으로 分析하는 일 반적인 概念이다. 예를 들어 生의학에서 수많은 技法들이 개발되었는데, 狀況은 삶과 죽음을 포함할 것이다. 回避分析도 역시 産業工學의 응용에서 발견되었다. 이 分析은 回避의 추정이나 推移의 조건부 확률을 포함한다. 勞動市場의 범주에서는 연속상황의 期間別 資料가 주어지면, 개인의 특성이 失業과 雇傭 사이의 推移率에 미치는 效果를 추정할 수 있다. 模型의 구성요소의 定義와 상호관련에 대한 개념은 Kalbfleisch와 Prentice(1980)에서 인용한 것으로, 다음과 같다.

二狀況 模型을 상정한다. 관찰은 初期狀況 1과 末期狀況 2 사이의 交帶의 길이로 구성된다. T 가 狀況 1의 期間을 나타내는 連續確

率變數라 하면 T 의 確率密度函數는 다음과 같다.

$$f_i(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T > t)}{\Delta t}, \quad i = 1 \text{ or } 2 \dots \dots \dots (3.1)$$

回避函數는 t 가 지속된다는 조건하에서 t 期の 한 狀況으로부터의 즉각적인 離脫率을 나타낸다. 바꿔 말하면, 離脫한다는 조건하에서 개인당 단위시간에 離脫할 確率이다. 이는 다음과 같이 定義된다.

$$\begin{aligned} h_i(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T > t)}{\Delta t} \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T > t)}{P(T > t) \Delta t} \\ &= [1 / (P(T > t))] \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T > t)}{\Delta t} \\ &= P(T > t) / f(t) \\ &= f_i(t) / S_i(t) \dots \dots \dots (3.2) \end{aligned}$$

여기서 $S_i(t) = 1 - F_i(t)$ 로 生存函數(survival function)이다. 따라서,

$$\begin{aligned} f_i(t) &= h_i(t) S_i(t) \\ &= h_i(t) [1 - F_i(t)] \dots \dots \dots (3.3) \end{aligned}$$

그리고,

$$S_i(t) = \exp\left[-\int_0^t h_i(u) du\right] \dots \dots \dots (3.4)$$

式(3.1)로부터

$$f_i(t) = h_i(t) \exp\left[-\int_0^t h_i(u) du\right] \dots \dots \dots (3.5)$$

따라서 回避函數(hazard function) $h_i(t)$ 는 密度函數 $f_i(t)$ 를 완전히 특징짓는다.

나. 年齡不變인 職業出現率을 가진 指數
회避模型(exponential hazard)

우선 年齡別 職業提供出現率이 아닌 單純指數模型으로 시작하는 것이 편리하다. 單純回避模型을 추정하는 이유는 年齡-失業期間의 관계를 찾기 위한 것이다. 線型回歸法을 사용하는 때에는 偏倚(bias)의 問題가 있으므로, 이 模型의 推定에 있어서 不偏推定值를 구해야 할 필요가 있다. 지수위험에 대한 강한 가정은 期間依存性的 存在를 파악하기 위해서 완화된 수도 있다. 이러한 目的을 위해서 Weibull hazard에 대한 論議가 다음 節에서 간략하게 제시될 것이다.

단순모형으로 인해 우리는 다양한 外生的 回歸要因이 失業期間에 미치는 效果를 추정할 수 있다. 앞에서 구체화된 變移率은 回歸要因의 조건하에서 쉽게 구체화될 수 있다.

$$h_j(t) = h_j = \exp(X_j, \beta) \dots \dots \dots (3.6)$$

여기서 $X = (X_1, \dots, X_K)$ 는 回歸벡터($1 \times K$)이며 β 는 推定되어야 할 계수의 $K \times 1$ 「벡터」이다. 相關된 밀도함수와 생존함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \exp(X_i \beta) \exp[-t \exp(X_i \beta)] \dots \dots \dots (3.7a)$$

$$S(t) = 1 - F(t) = \exp[-t \exp(X_i \beta)] \dots \dots \dots (3.7b)$$

실제의 자료가 오른쪽으로 압축(right-censored)되어 있기 때문에, 尤度函數는 압축된 실업기간에서의 기여분을 포함한다. 만일 i 번째 교대가 censored이면 $i=0$ 이라 정의하고, 그렇지 않으면 $i=1$ 이라 하자. 그러면 n 개의 독립적인 관찰에 대한 尤度函數는 다음과 같다.

$$L = \prod_{i=1}^n i X_i \beta - \sum_{i=1}^n t_i \exp(X_i \beta) \dots \dots \dots (3.8)$$

最尤推定值(maximum likelihood estimator)는 다음을 풀면 얻게 된다.

$$\sum_{i=1}^n [i - t_i \exp(X_i \beta)] X_i = 0 \dots \dots \dots (3.9)$$

윗식은 다음과 같이 하여 풀릴 수 있는데

$$\beta^{K+1} = \beta^K + \left[\frac{\sum_{i=1}^n t_i \exp(X_i \beta) X_i X_i}{\sum_{i=1}^n [i - t_i \exp(X_i \beta) X_i]} \right] \dots \dots \dots (3.10)$$

그리고 $\sqrt{N(\hat{\beta} - \beta)}$ 의 점근적 분포는 X 의 과정이 규칙성의 조건하에서 $N(0, s)$ 으로 분포한다. 分散 s 는 다음과 같이 주어진다.

$$s = \left[\frac{\sum_{i=1}^n t_i \exp(X_i \beta) X_i X_i}{\sum_{i=1}^n [i - t_i \exp(X_i \beta) X_i]} \right] \dots \dots \dots (3.11)$$

다. 推定方程式의 점검

지금까지의 실증적 논의에서 관찰되지 않은 異質性은 없다고 가정했다. 관찰되지 않은 異質性의 問題는 期間變化의 分析에서 어려운 문제중의 하나이다. 관찰되지 않은 異質性의 存在는 一慣性이 결여된 推定을 結果하게 되므로, 가정된 詳論을 점검해 볼 필요가 있다. 비록 本研究에서는 불필요한 異質性을 회피하기 위해 매우 同質的인 標本을 사용하지만, 個人은 失業을 經驗할 確率에 영향을 주는 측정되지 않은 變數에 있어서는 다를 수 있다.

사실상, 期間變化에 영향을 주는 모든 變數를 관찰하는 것은 불가능하다. 더우기 측정오차 없이 관찰되리라는 보장도 없다. 線型回歸模型의 범주내에서는 생략된 變數들이 포함된 것들과 直交(orthogonal)하기만 하다면 문제는 생기지 않는다. 그러나 期間模型에 있어서

는 이것이 더 이상 有效하지 않다. “離住者—
 一定着者 문제”(mover-stayer problem)에서 널
 리 알려진 것처럼 한 變數의 생략은, 비록
 생략된 變數들이 포함된 回歸要因과 直交
 (orthogonal)한다 해도, 期間의 推定에 偏倚를
 일으킬 수 있다. 더우기 생략된 變數가 포함
 된 回歸要因과 相關이 있다면 推定係數의 偏
 倚는 심각한 것이다. 만일 측정되지 않은 變
 數들이 時間에 따라 相關되어 있어서 적절히
 통제되지 못한다면 과거 또는 현재의 失業이
 미래의 失業의 決定因子처럼 보일 수도 있는
 데, 그 이유는 그것이 관찰되지 않은 것들과
 同時에 相關된 代理變數이기 때문이다. 이것
 이 ‘狀況依存性 對 異質性’ 論議에서 제기된
 중심주제이다.

우연적인 變數들을 다루기 위하여 제시된 방
 법중에서 Bayesian(任意效果模型)과 마찬가지로
 限界可能原則(固定效果模型)들이
 많다. 前者의 접근법의 장점은 단순성과 편리
 함이다. 그러나 多交代의 자료에는 적용할 수
 없는 단점이 있다. 後者の 접근법의 단점은 주
 어진 觀察變數의 비관찰된 異質性的의 조건부 분
 또는 더 일반적인 적용가능성이 있을지라도 그
 선택이 恣意的이라는 점이다.

만일 式(3.6)에서 구체화된 模型이 옳다면
 β 는 일관적이고, 효율적이고 그리고 점근적
 으로 式(3.11)에서 주어진 分散行列과 正規分
 布(normal distribution)를 한다. 그러나 만일
 模型이 잘못 구체화되었다면, 이러한 성질들
 은 有效하지 않게 된다. 回避函數形態가 다음
 과 같다고 가정하면

$$h = g(X, u) \dots \dots \dots (3.12)$$

여기서 g 는 回歸要因(regressor)과 省略된 情

報—예를 들면 개개인의 취업의욕, 기호, 등
 등— u 의 函數이다. 待期時間(waiting time)의
 분포가 指數形態라고 가정하면, 失業으로부터
 벗어나는 확률은 다음과 같이 定型化된다.

$$h = \exp(X\beta + u) \dots \dots \dots (3.13)$$

그러면, 생략된 개인요인의 영향은,

$$u = \log[g(X, u)] - X \dots \dots \dots (3.14)$$

따라서 함수상의 오류는 省略變數의 경우로 쓰
 여질 수 있다. Kiefer(1984)는 u 와 X 사이의
 相關의 不在가 $\hat{\beta}$ 의 一慣性을 보장하지는 못하
 다는 점을 강조하였다.

X 와 u 가 주어진 상태에서 t 期の 生存函數는
 다음과 같다.

$$S(t|X, u) = \exp\left[-\int_0^t h(r|X, u) dr\right] \dots \dots \dots (3.15)$$

生存函數는 관찰된 X 가 式(3.14)의 產物이
 고 주어진 X 에서 u 의 密度 $f(u|X)$ 일 때의 경
 우이다. 式(3.15)를 u 에 대해 積分하면 다음과
 같다.

$$S(t|X) = f(u|X) \exp\left[\int_0^t h(r|X, u) dr\right] du = E[S(t|X, u)] \dots \dots \dots (3.16)$$

回避率(hazard)은 式(3.13)에 의해 주어진 S
 에 대해 $-\partial \ln S / \partial t$ 와 같이 X 가 도출되어야만
 주어질 수 있다; 이것은 u 의 分布가 한시점에서
 degenerate할 때에만 式(3.12)의 형태로 될
 것이다. 回避函數에서 u 의 존재는 그것이 常數
 項 β_0 혹은 완전히 생략된 항에서 異質性을 허
 용한다는 명시적인 해석과는 별도의 많은 해석

이 내려질 수 있다.

관찰되지 않은 異質性을 조정하기 위한 불안정한 方法들을 고려할 때, 이 연구는 標本의 數를 제한함으로써 조정하는 대신, 관찰되지 않은 異質性의 存在를 추적하는 데 초점을 맞추고 있다. 期間依存性 假定의 不在는 끝난 교대기간의 指數分布를 가정하는 것과 동일하다. 指數分布를 검증하는 標準圖面方法은 한地位의 交代에 쓰여진 時間의 蓄積確率圖를 살펴봄으로써, 假定된 分布로부터의 발산효과를 살펴보는 것이다. Kendall과 Stuart(1973)는 진정한 指數分布가 주어질 때 交代의 蓄積分布는 단위기간동안에 單一하다는 것을 보였다. 이렇게 하여 추정된 交代의 蓄積確率은 45도선에 대해 분류되고 점이 구해진다. 그리고 假定된 詳論을 검증하기 위한 視角的인 점검이 이루어질 수 있다. 蓄積殘餘函數가 각 연령집단에 대해 그려질 수 있다. 혹은 우리가 線型으로 예측한 交代의 實際期間에 대한 生存率을 점으로 나타낼 수 있다. 이러한 검증의 결과는 다음에서 제시된다.

형식적 檢證統計로서, 本研究은 Kiefer(1984)에 의한 檢證統計를 사용한다. 檢證統計의 장황한 도출은 생략하고, 검증절차는 아래와 같이 要約될 수 있다.

1) $f(t|X) = \int_0^t f(t|X, u)f(u)du$ 를 $u=0$ 점의 근처에서 Taylor expansion으로 접근시키고 적분하여 3次項 이상을 무시한 후 이것을 대치시킨다.

2) 위의 密度를 표현하는 生存函數가 불완전한 gamma函數로 나타나기 때문에, 尤度函數는, 완성된 交代의 密度와 관찰된 交代의 生存函數의 產物로서 구성될 수 있다.

3) $H: \sigma=0$ 의 점수검증을 고려하면, 접근적인 標準正規變數 $Z=s/\sqrt{V(s)}$ 는 0으로부터의 차이에 있어서 검증될 수 있으며, $\sqrt{V(s)}$ 는 $\sigma=0$ 에서 평가된 σ 에 대한 평균치의 分散이다. 狀況 i 에서 狀況 j 로의 變移率은 個人的特性, X 의 函數이지만, 期間 t 와는 獨立의이다. 勞動移動에 관한 몇몇 理論家들은 이러한 假定이 일정한 勞動市場흐름에 制限的일 수 있다고 주장하였다.

라. 期間依存性的의 分析에 있어서 Weibull hazard 模型

지금까지의 論議는 Markov模型에 해당된다. 이에 대하여 失業의 흔적이론(Scar theory of un-employment, Ellwood, 1978)에서는 개인의 失業狀態期間이 길어질수록 雇傭되기가 더욱 어려워진다는 점을 제시하였다. 만일 이 理論이 옳다면, 失業—雇傭의 變移에 있어 陰의 期間依存性を 예측할 수 있다. 이 概念은 주로 10代의 失業經驗이 勞動狀況에 미치는 效果를 설명하는 데 사용되었다. 보다 傳統的인 水準에서 특정기업의 人的資本理論(Mincer, 1974)은 勞動者가 한 기업에 오래 雇傭될수록 離職하거나 解雇당할 확률이 적어진다고 예측하였다. 이는 雇傭—失業의 變移에 있어서 陰의 期間依存性を 제시하는 것이다.

期間依存性を 허용하는 論議中の 하나는 Weibull 回避函數이다. 時間變化의 回歸要因이 없다면, Weibull hazard는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\lambda_{ij}(t, X) = \exp[\beta_{ij}X]t^{\gamma} \dots \dots \dots (3.17)$$

γ 가 陽의 값이면 陽의 期間依存性を 의미하고, 陰의 값이면 陰의 期間依存性を 의미한다. 단

일 γ 가 零이라면 模型은 指數形態의 위험으로 縮約된다.

Flinn and Heckman(1982a)이 지적했듯이, 예를 들어 $\gamma < 0$ 인 경우 분명히 陰의 期間依存性이라고 해석하는 점에 주의를 요한다. 만일, 관련된 모든 異質性이 說明變數의 「벡터」에 의해 포착된다면, 期間變數의 推定値는, 비록 그 推定値가 관찰되지 않은 異質性의 범위내에서는 偏倚되겠지만, 진정한 陰의 期間依存性의 不偏推定値가 된다. 이것은 이른바 “離住者一定着者” 문제 때문이다. “離住者”의 기본개념은 “定着者”를 남겨둔 채 한 狀況을 처음으로 빠져나가는 사람들이다. 따라서 그것은 위장된 陰의 期間依存性을 발생시킨다.

本研究에서는 관찰되지 않은 異質性問題를 다루기 위해 보다 간단한 接近法을 채택했다. 앞에서 標本選擇의 서술에서 언급한 바와 같이, 本研究는 가능한 한 관찰되지 않은 異質性을 감소시키기 위해서 몇몇 관찰되지 않은 異質性을 감소시키기 위해서 몇몇 관찰된 노동자의 특성에 의해 標本을 制限한다. Weibull 危險模型을 推定한 후 本研究는 앞에서 論議된 Kiefer의 點數檢證을 사용해서 관찰되지 않은 異質性의 存在를 검증한다.

3. 特定年齡에 따른 提供出現率을 가진 指數形態의 回避模型

提供出現率이 개개노동자마다 다른 模型을 설정하기 위해서는, 모든 勞動者가 賃金分布의 동일한 集團內에 있다는 假定을 유지하는 것이 필수적이다. 그렇지 않다면, 職業出現의 變數를 확인할 수 없다. 이러한 假定이 없다면, 우리가 할 수 있는 것은 留保賃金 자체

(Kiefer and Neumann, 1979)보다는 留保賃金の 分布를 推定할 수 있을 뿐이다. Flinn and Heckman(1982b)에 의해서, 우리는 少年, 基層年齡, 老年의 勞動者의 失業에 대한 獨立的인 交代의 자료를 가지고 있다고 가정한다.

문헌에서는 留保賃金を 추정하는 몇가지 방법을 제시하고 있다. 留保賃金の 最尤推定値를 구하는 가장 단순한 방법은 Flinn and Heckman(1982b)을 따라서 관찰된 임금의 최저치를 계산하는 것이다. 그들은 계산된 留保賃金の degenerate property의 기초하에서 이 추정치를 정당화시켰다. 그러나 留保賃金の 추정이 本研究의 주된 관심은 아니므로, 이 문제는 자세하게 다루지는 않겠다. 우리가 어떤 방법을 사용하건간에, 추정의 필수요소는 推定된 留保賃金を 標本 log尤度函數에 삽입하고 이 추정된 留保賃金を 나머지 變數의 점근적 分布를 계산하는 데 있어 진정한 留保賃金으로 취급하는 것이다.

앞에서 職業提供은 「포아송 프로세스」(Poisson process)下에 출현한다고 가정하였다. 따라서 期間 t 중에 j 의 제공을 받을 확률은 다음과 같다.

$$P_r(j \text{ offers} | t) = \exp(-\lambda t) [\lambda t]^j / j!, \quad \lambda > 0 \dots \dots \dots (3.18)$$

賃金分布가 $f(W)$ 일 때 j 개의 제공이 하나도 받아들여지지 않을 확률, 예를 들어 모든 제공이 留保賃金 이하일 확률은 $[F(\omega)]^j$ 이다. 提供出現의 횟수와 제공된 임금이 독립적이라고 가정하면, 生存函數 $P_r(T > t)$ 는 이러한 두 가지 확률의 결과이다.

$$S(T > t) = \sum_{j=0}^{\infty} [\exp(-\lambda t) ((\lambda t)^j / j!)] [F(\omega)]^j$$

$$= \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \times \exp[-\lambda(1-F(\omega|\theta))t] \dots (3.23a)$$

$$\dots (3.19)$$

式(3.5)를 통한 式(3.2)의 관계에서 期間의 密度 t 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$f(t) = \lambda[1-F(\omega)] \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \dots (3.20)$$

期間과 受諾賃金の 結合密度를 도출하기 위해서는 더 많은 구조—예를 들어 受諾賃金の 密度—를 부가할 필요가 있다. 受諾賃金は 留保賃金 ω 를 斜截頭의 最低點으로 하는 斜截頭 確率變數이므로, 이 密度는 다음과 같이 구체화할 수 있다.

$$f(W|W \geq \omega) = f(W) / [1-F(\omega)],$$

$$W \geq \omega \dots (3.21)$$

資料의 標本이 T 보다 큰 기간의 交代는 관찰되지 않으므로, $t < T$ 의 조건하에서 期間 t 와 관찰된 受諾賃金 W 사이의 結合密度는 다음과 같다.

$$q(W, t | t < T) = \frac{\lambda(1-F(\omega|\theta)) \exp(-\lambda(1-F(\omega)))}{[1-\exp(-\lambda(1-F(\omega|\theta))t)]} \frac{f(W|\theta)}{[1-F(\omega|\theta)]} \dots (3.22)$$

여기서 分母의 첫번째 괄호 안은 $t < T$ 일 확률이다. 표본기간의 절단문제를 다루기 위해 i 는 절단된 관찰(censored spells)의 指標, 즉 $t < T$ 이면 $i=1$ 이고 그렇지 않으면 $i=0$ 으로 한다. 그러면 y 의 조건하에 i, t, W 의 結合密度는 다음과 같다.

$$q(\omega, t, i | X) = [f(W|\theta) \lambda \exp[-\lambda(1-F(\omega|\theta))t]]$$

여기서

$$0 < \omega \leq W \text{ 각각의 } X \text{ 값에 대하여,} \dots (3.23b)$$

그리고

$$\omega = -c + \lambda/r \int_{\omega}^{\infty} (W-\omega) dF(W|\theta),$$

$$W \geq \omega \dots (3.23c)$$

模型의 構造의인 推定은 式(3.23b)의 제약하에 式(3.23a)로부터 尤度を 극대화하는 것이 필요하다. 式(3.23a)와 式(3.23b)를 사용하면 標本 「로그」 尤度函數는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\ln L = \sum_{j=1}^n j \ln \lambda + \sum_{j=1}^n j \ln f(W|\theta) - \sum_{j=1}^n j \lambda [1-F(\omega|\theta)] t + \sum_{j=1}^n \alpha [W - \omega(c, \theta, \gamma, \lambda)] + \sum_{j=1}^n \gamma [\omega(c, \theta, \gamma, \lambda)] \dots (3.24)$$

여기서 절단된 관찰에 대해서는 $T=t$ 이며 α, γ 는 각각의 관찰에서 정의된 乘數이다. 위의 乘數들이 잘 정의되었다고 가정하면, 추정된 留保賃金の 조건하에서 $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_e, \hat{\beta}_c$ 에 대한 一階條件은 다음과 같다.

$$L_{\beta_i} = 0 = \sum_{j=1}^n \left[i/\lambda - (1-F(\omega|\theta))t + \lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \lambda} + (\gamma - \alpha) \right] \frac{\partial \lambda}{\partial \beta_i} \dots (3.25a)$$

$$L_{\beta_c} = 0 = \sum_{j=1}^n \left[\lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} t + (\gamma - \alpha) \frac{\partial \omega}{\partial c} \right] \frac{\partial c}{\partial \beta_c} \dots (3.25b)$$

$$L_{\beta_0} = 0 = \sum_{j=1}^n \left[i \frac{\partial \ln f}{\partial \theta} \lambda \left(\frac{\partial F}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \theta} \frac{\partial F}{\partial \theta} \right) + (r - \alpha) \frac{\partial \omega}{\partial \theta} \right] \frac{\partial \theta}{\partial \beta_0} \dots \quad (3.25c)$$

$\hat{\omega}_{mic}$ 의 조건하에 推定値는 정보의 行列이 full rank라는 가정하에 접근적으로 正規分布를 하며 또한 一慣性이 있다. ω , θ , λ 의 推定値를 가지고 (3.23c)式로부터 c 를 구할 수 있다. 따라서 우리는 老年과 少年의 兩勞動者에 대한 危險(h), 留保賃金(ω), 賃金分布의 變數(θ), 職業提供出現率(λ), 그리고 探索費用(c)를 추정할 수 있다. 추정은 첫 回의 과정에서 $\hat{\beta}_\lambda$, $\hat{\beta}_\theta$, 그리고 $\hat{\beta}_c$ 의 推定値를 구하고 두번째 절차에서 留保賃金 ω 를 계산하는 반복적인 方法이 될 것이다. 그리고 ω 는 L 에 삽입하여 다시 變數의 推定値를 구한다. 이러한 非線型回歸節次는 收斂할 때까지 變數를 반복해서 추정한다.

4. 指數形態의 賃金分布를 가진 回避率의 推定變數

賃金이 變數 μ 를 가진 指數形態의 分布를 하는 경우를 상정한다. 構造는 正規分布의 경우와 동일하므로 여기서의 論議는 指數의 경우로 局限한다. 推定의 1단계는 標本觀察의 상이한 subgroup을 사용하여 留保賃金을 추정하는 것이다. Flinn과 Heckman을 따라서 이 留保賃金은 恣意的으로는 작지만 測定誤差를 상쇄할 만큼은 큰 m 개의 관찰의 最低치를 평균함으로써 계산할 수 있다. 이제 賃金分布가 指數形態라고 가정하면

$$dF(W|\mu) = \mu \exp(-\mu W) dW, \mu > 0 \dots \dots \dots (3.26)$$

職業提供出現이 變數 λ 를 지닌 「포아송」 分布이고 0의 利率을 가정하면 留保賃金은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\omega = (-1/\mu) \ln(c\mu/\lambda), \omega > 0, \quad i, e, c\mu/\lambda < 1 \dots \dots \dots (3.27)$$

N 이 標本の 크기라 하면 最低受諾賃金의 密度는 다음과 같다.

$$q(\min W) = N\mu \exp[-N(\min W - \omega)\mu], \quad \min W \geq \omega \dots \dots \dots (3.28)$$

그리고 平均은

$$E(\min W) = (N\mu W + 1)/(N\mu) = \omega + (1/N\mu) \dots \dots \dots (3.29)$$

受諾賃金의 最低는 留保賃金의 上方偏倚推定値이다. 그럼에도 불구하고 그것은 一慣된 推定値이다.

다음 단계는 추정된 留保賃金이 주어진 하에서 探索費用, 職業提供出現率, 그리고 賃金分布의 變數를 推定하는 것이다. 추정된 留保賃金이 주어졌을 때 집중된 「로그」 尤度函數는 다음과 같다.

$$L(\min W) = N \ln \mu - \mu \Sigma W + N \ln \lambda - \lambda \exp[-\mu(\min W)] \Sigma t \dots \dots (3.30)$$

그러면 μ 와 λ 의 最尤推定値는 다음 식을 풀어서 계산할 수 있다.

$$\partial L / \partial \mu = 1/\mu - (\Sigma W/N) + \min W = 0 \dots \dots \dots (3.31a)$$

$$\partial L / \partial \lambda = 1/\lambda - (\Sigma t/N) \exp(-\mu \min W) = 0 \dots \dots (3.31b)$$

$1/\mu$ 에 대한 $1/\hat{\mu}$ 의 精確한 偏倚는 偏倚가 $1/N$

의 順이기 때문에 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$E(1/\hat{\mu}) = 1/\mu + 1/(N\mu) \dots \dots \dots (3.32)$$

그리고 추정된 $1/\hat{\lambda}$ 의 偏倚도 동일하게 계산될 수 있다.

探索費用의 推定은 추정된 留保賃金を 式(3.23c)의 留保賃金式에 대입함으로써 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \omega &= -c + \lambda/r \int_0^\infty (W - \omega) dF(W) \\ &= -c + \int_0^\infty (W - \omega) \mu \exp(-\mu W) dW \\ &= -(1/\mu) \ln[-c\mu/\lambda] \dots \dots \dots (3.33) \end{aligned}$$

推定된 探索費用은 다음에 의해 계산된다.

$$c = \hat{\lambda}/\hat{\mu} \exp(-\hat{\mu} \min W) \dots \dots \dots (3.34)$$

推定된 職業提供出現率의 접근적 分布와 賃金 分布의 變數는 평균 0과 접근적 共分散 $1/s$ 를 가진 正規分布이다. 여기서 $1/s$ 는 다음과 같다.

$$s^{-1} = \begin{bmatrix} \theta^2 & \omega\theta^2\lambda \\ \omega\theta^2\lambda & \lambda^2\theta^2\omega^2 + \lambda^2 \end{bmatrix} \dots \dots \dots (3.35)$$

結論的으로, 여기서는 二狀況 失業期間模型의 計量的 定型化를 시도하였다. 여기에서는 縮約型和 構造的 指數型 回避模型의 兩者를 모두 제시하였다. 또한 “관찰되지 않은 異質性”의 存在를 처리함과 동시에 “狀況依存性”의 存在를 검증하기 위해서 Weibull 回避模型도 소개하였다.

IV. 經驗的 推定値와 그 解釋

1. 序 論

앞에서 우리는 年齡과 주요 變數 사이의 關係에 대한 예비적 結論을 제시하였다. 이하에서는 앞에서 상술한 방법들을 실행한다.

첫째로, 指數形態와 Weibull의 回避模型의 推定値를 제시한다. 여기서의 目的은 外生的 要因을 통제하고 난 후에 年齡과 失業期間 사이의 陽의 關聯을 확인하는 것이다. 推定値들은 最尤推定値의 모든 바람직한 성질을 만족시킨다. 그것은 또한 절단된 失業기간도 고려한다. 관찰되지 않은 異質性에 대한 검증도 포함한다.

둘째로, 構造的인 模型—特定年齡의 提供出現率을 지닌 指數形態의 回避模型—의 推定値를 제시한다. 極階統計值(extreme order statistics)와 두가지의 가정된 賃金分布를 사용하여, 變數의 危險模型은 (1) 留保賃金, (2) 職業提供出現率, (3) 주어진 利子率下에서 探索費用, 그리고 (4) 賃金分布의 變數와 같은 構造的 推定値들을 포함한다. 이러한 모든 推定値는 세 가지의 상이한 年齡集團에 대해 주어진다.

세째로, (1) 老年勞動者의 職業提供出現率 이 基層年齡의 노동자와 동일할 때, (2) 賃金 分布의 平均 혹은 分散이 基層年齡勞動者와 동일할 때, 그리고 (3) 留保賃金이 基層年齡의 노동자와 동일할 때에 老年勞動者의 期待失業期間은 어떠한가에 대한 「시뮬레이션」을 제시한다. 마지막으로, 政策的 含意를 도출하기 위

하여 어떠한 要因이 老年勞動者의 失業期間을 보다 길게 하는가에 대한 검증이 행해진다.

2. 年齡不變의 提供出現率의 推定

失業에서 就業으로의 推移(transition)에 대한 推定値를 제시한다. 推定에 사용된 變數는 <表 1>에 나타나 있다. <表 1>에서는, 失業推移의 賃金은 教育, 勞組, 婚姻上の 地位, 健康 등에 대해 관찰된 賃金의 回歸分析에 의해서 귀속되었다. 分析에서 사용된 賃金은 시간당 受諾賃金이며, 代數의 형태로 포함된다. 健康變數는 보고된 건강문제를 가리키며 양호할 경우 1로, 그렇지 않으면 0으로 표시된다. 週當 支拂賃金에 대한 週當 失業保險 혜택의 對置比率에 대해서 지위를 대신한다. 나머지의 變數는 「더미」變數로 포함된다. 若年勞動者의 標本은 26~36세의 勞動者, 基層年齡標本은 37~47세의 勞動者, 老年勞動者의 標本은 48~60세의 勞動者를 포함한다. <表 2>에서는 模

型的 몇몇 詳述에 대한 推定値들이 全標本에 대해 주어진다.

가. 失業에서 就業으로의 變移에 대한 推定値

여러가지 變數에 대한 推定値를 제시하기 이전에, <表 2>에 나타난 몇가지의 詳述의 차이점을 살펴보는 것이 흥미있을 것이다. 이러한 推定이 필요한 근본적인 이유는 外生的 要因을 통제한 후 年齡과 失業期間 사이의 關聯을 살펴볼 수 있기 때문이다. 더우기 이것은 尤度값의 변화에 대한 세부적인 점검을 위해서도 사용되었다. 조정된 年齡의 効果는 失業에서 就業으로의 變移에 있어서 分明히 陰의 影響을 주고 있다. 年齡의 陰의 效果는 100으로 나는 賃金의 연령에 의해 추가적으로 나타났다. 단 하나의 常數項으로부터 年齡과(年齡제곱/100)의 경우로의 尤度값의 改善은 중요하다. 賃金項의 추가는 비록 賃金係數가 매우 유의하다고 해도 尤度값을 상당히 증가시키지

<表 1> 推定에 利用된 變數

變 數	總 勤 勞 者	青 年 層	基 層	老 齡 層
年 齡	38.07	29.95	41.18	54.88
賃 金(\$)	7.61	7.35	7.92	8.41
健 康(%)	0.19	0.15	0.21	0.30
賃金比失業補助金比率	0.13	0.15	0.21	0.30
既 婚(%)	0.81	0.77	0.82	0.89
勞 組 加 入(%)	0.28	0.27	0.26	0.33
南 部(%)	0.15	0.15	0.15	0.16
西 部(%)	0.36	0.38	0.32	0.33
東 部(%)	0.15	0.15	0.15	0.15
非 就 業 期 間(日)	120.87	113.35	122.11	152.70
就 業 期 間(日)	214.95	199.28	225.61	244.60
非 就 業 經 驗 數	2,122	1,074	526	522
(完 結)	1,431	832	301	298
就 業	2,530	1,345	786	399
(完 結)	2,013	1,134	678	301

않았다. 여러 가지 개인의 특성을 포함하면 尤度값은 상당히 증가하는데 이는 하위 Z-統計에 의해 분명히 확인된다. 이 Z-統計는 세밀한 점검에 이용된다. 추정은 Kiefer의 檢證統計로부터 계산되었다.

年齡은 全標本에 대한 推移確率에 대해 전체적으로 減少效果를 지니고 있다. 그것은 처음에는 陽의 效果에서 다음에 陰의 效果를 가지는데, 이 의미는 年齡이 낮은 勞動者는 失業狀態로부터 보다 빨리 離脫한다는 것을 의미한다. 年齡과 年齡제곱/100의 項을 포함하여 전체적인 年齡效果는 純陰의 效果를 나타내었다. 年齡變數와 관련된 陰의 係數는 年齡이 많을수록 失業狀態로부터 離脫하기가 어렵다는 것을 가리킨다. 이것은 예상한 결과였다. 그것은 老年勞動者가 새로운 特定企業에서의 적

응을 회피하는 것과 함께 기업들이 老年勞動者를 雇傭하기 싫어하는 것을 반영한 것일 것이다. Denver Income Maintenance Experiments(DIME)의 자료를 사용한 Weiner(1982) and Kiefer(1984b)도 年齡이 失業에서 就業로의 變移確率에 대해 陰의 效果를 가진다는 것을 발견하였다.

推定된 賃金係數는 賃金이 勞動市場흐름의 주요 決定因子라는 것을 제시한다. 陽의 係數는 高賃金の 노동자가 보다 빨리 失業에서 就業으로 이동할 것이라는 것을 의미한다. 혹은 期待賃金이 높을수록, 한 個人은 失業에서 離脫하고자 하는 유인이 커진다는 것이다. 賃金變數의 중요성은 尤度값의 變化에 의해 지지된다. 이러한 발견은 Burdet et al.(1982)의 최근의 勞動供給에서의 動學的 決定模型의 예측

〈表 2〉 非就業으로부터 就業으로의 推移確率(指數分布)

變數	推定值/標準偏差				
常數	-2.3461 (0.1179)	-2.7535 (0.5008)	3.2173 (2.7234)	7.3491 (3.7977)	4.3721 (2.3972)
年齡		-0.0443 (0.0117)	-1.0272 (0.0121)	0.5015 (0.1189)	0.4742 (0.1324)
年齡 ² /100		-0.0230 (0.1017)	0.0283 (0.0123)	-0.5341 (0.1236)	-0.4987 (0.1562)
既婚			-0.3872 (0.1921)	-0.3415 (0.2314)	-0.5523 (0.2239)
健康			-0.6524 (0.1438)	-0.4672 (0.3092)	-0.7287 (0.2485)
勞組加入			4.2341 (1.2475)	3.4891 (1.2436)	4.2462 (2.1231)
南部				0.2435 (0.1962)	0.2781 (0.2016)
西部				-0.1123 (0.01781)	-0.0517 (0.0314)
東部				0.1432 (0.0781)	0.1132 (0.0514)
賃金					3.4417 (2.1177)
賃金比失業補助金比率					-5.5221 (1.6975)
lnL	-4552.28	-4423.12	-4349.12	-4340.17	-4237.28
Z	0.98	0.65	0.80	0.14	0.12

과도 일치한다.

統計的인 非有意性에 의해서도 지적되듯이, 혼인상의 지위는 高等教育修學 이상인 26세 이상 백인 남자의 경우 勞動市場흐름에 큰 영향을 주지 못한다.

건강은 예외적으로 老年勞動者의 移動決定에 영향을 준다. 예측한 것처럼 年齡이 많을수록 個人이 건강문제를 가질 確率이 높아진다. 이 문제는 老年勞動者가 활발하게 직업을 탐색하거나 경제활동에 참가하는 것을 불가능하게 한다. 適當 失業保險惠澤/適當 賃金으로 대체하면, 勞動者가 失業으로부터 推移하는데 상당한 陰의 충격을 갖는다. 勞組는 모든

勞動者에게 陽의 충격을 갖는다. 이것은 雇傭主들이 자신의 勞組員을 再雇傭하고자 하며, 이러한 절차를 團體協商過程에서 요구한다는 것을 가리킨다.

예측과 달리 地域的「더미」는 일관된 결과를 나타내지 않는다. 예측은 제외된 지역인 中西部에 대하여 陽의 符號를 보인다는 것이었다. 南部와 東部는 그러한 예측을 확인시켜 주지만, 西部의 失業者들이 失業狀態에서 보다 빨리 離脫하지 않는 이유는 당장은 분명하지 않다.

나. 세부적인 진단과 期間依存性

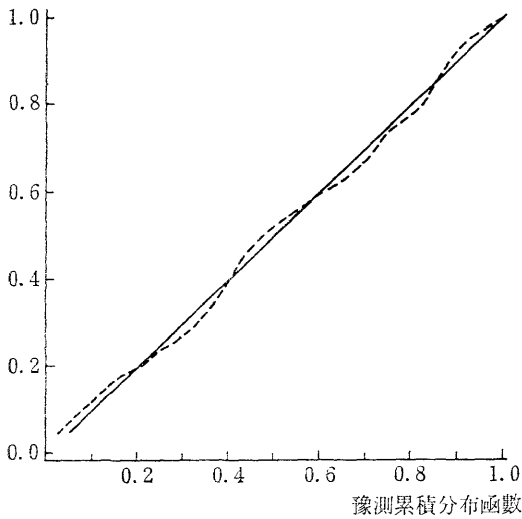
앞에서 제시된 經驗的 結果들은 年齡, 賃金,

〈表 3〉 非就業으로부터 就業으로의 Weibull 推移確率(推定值/標準偏差)

變數	總勤勞者	青年層	基層	老齡層
常數	-7.1330 (5.1211)	-2.5723 (1.1729)	-9.8355 (4.3212)	6.8503 (3.2142)
非就業期間	-0.0407 (0.0127)	-0.0117 (0.0147)	-0.0356 (0.0608)	0.0704 (0.0522)
年齡	-0.1107 (0.0412)	-0.5586 (0.2123)	-1.0578 (0.3457)	0.1853 (0.0762)
年齡 ² /100	0.0983 (0.0521)	0.7916 (0.2152)	1.2480 (0.1952)	-0.4987 (0.1927)
既婚	-0.1066 (0.1121)	-0.0777 (0.0467)	-1.8185 (0.8121)	1.5705 (1.1214)
健康	0.0927 (0.0321)	0.1027 (0.0521)	0.5084 (0.3831)	-1.6433 (0.4123)
勞組加入	-1.7876 (0.7821)	-2.9679 (0.4127)	-8.9652 (5.9148)	5.3444 (3.0127)
南部	0.1699 (0.1421)	-0.1144 (0.0971)	-0.2308 (0.1421)	-0.3784 (0.4121)
西部	-0.3622 (0.1121)	-0.3573 (0.1487)	-0.4114 (0.2020)	-0.1272 (0.0930)
東部	-0.0782 (0.0371)	-0.0412 (0.0527)	-0.3935 (0.2941)	-0.1231 (0.1421)
賃金	3.5017 (1.1214)	3.0477 (1.2821)	4.5164 (1.9217)	2.9095 (1.9782)
賃金比失業補助金比率	-0.7889 (0.3321)	2.1114 (1.9321)	-6.5337 (3.9712)	-12.1469 (4.9327)
<i>lnL</i>	-4,173.35	-2,753.59	-807.27	-367.57
<i>Z</i>	1.6175	2.1607	1.0039	1.5653
<i>N</i>	2,122	1,074	526	522
完結된 期間	1,431	832	301	298

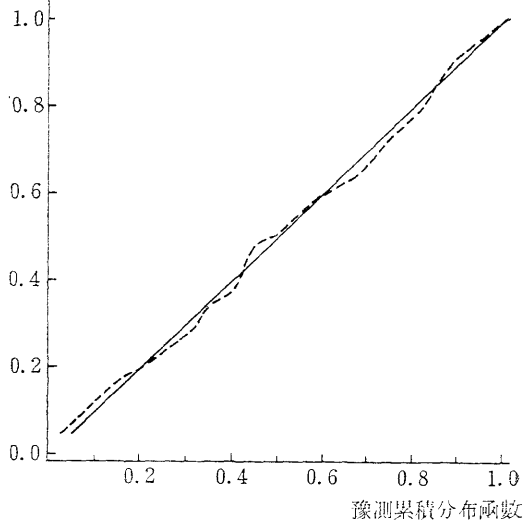
〔圖 1〕 全勤勞者의 累積殘差

變形累積分布函數



〔圖 2〕 基層勤勞者의 累積殘差

變形累積分布函數



그리고 代替率의 變化가 失業期間(혹은 變移率)의 變化를 유도한다는 중요한 증거를 제공해 준다. 相異한 노동활동에 쓰여진 時間의 正態적 分布의 推定値와 그 합의, 그리고 動學的인 「아날로그」(analogues)는 勞動力地位의 二狀況 分類가, 兩者의 變移率이 추정절차에 부과된 Markov 構造와 일치한다는 行態上的의 意味를 가진다는 假定에 의존한다.

이하에서는 推定에 利用한 定型化가 얼마나 설득력을 가지고 있는가를 세가지로 나누어 검색해 보았다. (1) 殘差의 蓄積分布, (2) 관찰되지 않은 異質性에 대한 Kiefer의 검증, 그리고 (3) 期間依存性의 存在를 검증하기 위한 Weibull 危險의 推定 등이다.

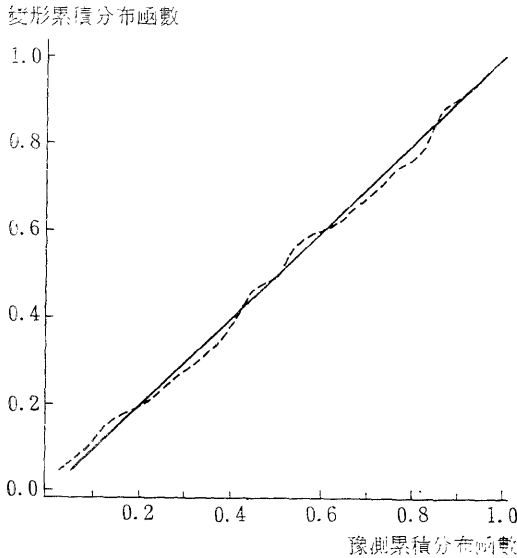
Clark and Summers(1979) 그리고 Kiefer and Neumann(1979, 1980)에 의해 보고된 失業에서 就業으로의 變移에서 期間依存性에 관한 경험적 증거는 이 경우의 Markov假定이 검증되어야만 한다는 점을 제시한다. 期間依

存性의 不在는 完결된 交代期間에 대한 指數分布의 가정과 동일하다. 이러한 가정된 分布로부터의 發散의 効果를 점검하는 가장 단순한 方法은 失業交代에 쓰여진 時間의 蓄積確率과 그 豫測値를 살펴보는 것이다. 세부적으로, 失業의 蓄積分布는 다음과 같이 주어진다.

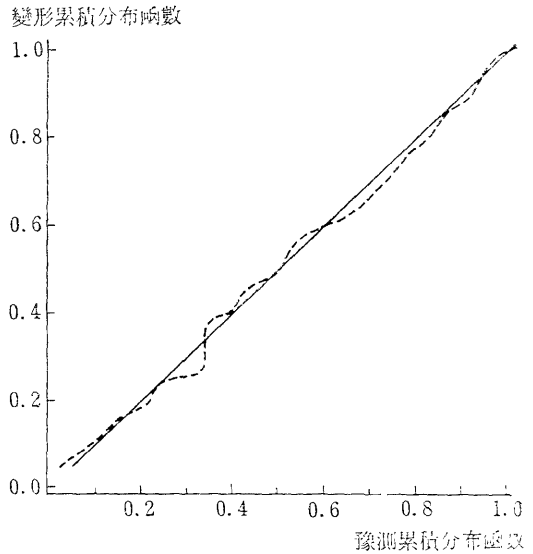
$$Z = F_j(T_j | X) = 1 - \exp(-T_j(\exp(X_i B_i) + \exp(X_i B_j)))$$

Kendall and Stuart(1973)은 Z의 分布가 단위 시간동안에 동일하다는 것을 보였다. 이것은 Z가 分類되어 45°線에 대해 점을 찍을 수 있으며, 예를 들어 等分布의 蓄積函數와 模型의 적정성이 시각적인 점검으로 이루어질 수 있다는 것이다. 이와 달리 Burdett et al.(1984)가 제시하였듯이 Kolmogorov-Smirnov檢證 혹은 Chisquare檢證과 같은 형식적인 分布의 檢證도 適合性을 點檢하는 데 응용될 수 있다. 이와 같은 方法으로 두가지의 상이한 상황에 대하여

[圖 3] 青年層의 累積殘差



[圖 4] 老齡層의 累積殘差



交代期間의 分布를 나타낼 수 있다. 시각적인 점점은 失業交代에만 나타나도 충분하므로, Chisquare 檢證과 就業交代에 대한 시각적인 點檢은 여기에서는 제시하지 않았다. 단지 失業交代에 대한 蓄積殘餘函數만이 全體의 標本과 各年齡集團에 대해서 [圖 1-4]에 나타나 있다.

모든 경우에 예측된 分布와 실제의 分布는 매우 근접한 선인데 이는 異質性이 존재하지 않음을 가리킨다. <表 2>와 <表 3>에 나타난 Z-統計는 分布가 동일하다는 假說을 기각시키지 못하게 한다. 이것은 관찰된 特性이라는 條件下에서 失業期間의 分布가 各年齡集團에 대해 指數形態임을 의미한다.

Z-統計는 일반적으로 老年勞動者의 경우에 보다 크다. 이것은 老年勞動者가 若年勞動者에 비해 보다 異質的이라는 것을 가리키는데 그 이유는 아마도 세부적인 人的資本 혹은 기호의 다양한 蓄積 때문일 것이다. Kiefer(1984b)

와 Sharma(1985)에 의해 보고된 Z-統計와 비교해서 이 推定值들은 상당히 낮다. 이것은 本研究에서의 標本이 매우 同質的이라는 점을 감안한다면 그다지 놀라운 것은 아니다.

끝으로, Weibull 危險模型의 推定值는 <表 3>에 나타나 있는데 이는 失業으로의, 그리고 失業으로부터의 變移에 期間依存性이 存在하는가를 살펴보기 위한 것이다. 指數形態의 위험으로는 期間依存性의 존재를 검증할 수 없기 때문에, 計量作業은 Weibull 形態를 사용하여 陽의 혹은 陰의 期間依存性을 갖는가를 살펴 보았다. 특정 상황에서 時間의 係數가 陽의 符號를 나타내면, 陽의 期間依存性을 의미하며 逆도 마찬가지이다. 全體標本에서는 失業狀態에 쓰여진 時間의 係數는 陰이다. 그것은 무시될 정도로 작지만 5%의 有意水準에서 유의하다. 세가지의 各年齡集團에 대하여 符號가 老年勞動者에 대해서는 陽으로 바뀐다. 推定值는 동일한 有意水準에서 세가지의 年齡集團

모두에 대해 유의하지 않다. 若年勞働者와 基層勞働者의 경우에 係數는 모두 陰이다. 이와 달리, 時間依存變數의 포함이 유의한가의 여부를 점검하기 위해서 Lagrange 乘數點檢을 실행하였다. 檢證統計는 표본전체에 대하여 0.0463, 若년에 대해 0.2007, 基層勞働者에 대해서 0.3053, 老年에 대해서 0.6877이었다. 이러한 형식적 검증은 유의하지 않은 時間依存의 歸無假說이 기각되지 않음을 가리킨다.

3. 特定年齡의 提供出現率에 있어서의 推定

이節에서는 提供出現率이 相異한 年齡集團間에 變化한다고 할 때, 變數의 最尤推定値를 제시한다. 총위험과는 별도로 提供出現率을 추정하기 위해서는 복원된 賃金分布를 갖는 것이 필요하다는 것에 유의할 필요가 있다. 賃金分布에 대한 두 가지의 函數形態가 추정을

위해서 가정된다. 그것은 각각 指數形態와 정규형태의 것이다. 兩分布는 復原條件을 만족시킨다.

여기에서 若年の 標本은 26~36세이며 基層의 標本은 37~47세이다. 앞에서도 언급했듯이 65세 이상의 노동자를 제외하는 이유는 이集團이 보다 낮은 年齡의 勞働者들과 같은 強度로 직업탐색을 한다는 가정은 의심스럽기 때문이다. 이러한 分類의 기준은 약간은 자의적이다. 상이한 연령세분의 결과는 年數에 민감하지 않다. 보통의 縮約型 回歸와는 달리, 위험추정에 있어서 관찰의 단위는 한 노동자가 아니라 期間이다. 추정된 값은 <表 4>와 <表 5>에 나타나 있으며, 그러한 推定變數로부터의 함축된 값은 <表 6>에 나타나 있다. 이 模型을 추정하기 위해서, 다음의 가정을 한다.

1) 동일한 年齡集團內的 勞働者들은 賃金分布의 變數에 의하여 동일한 賃金分布에 직면한다.

<表 4> 指數分布 경우의 推定値(推定値/標準偏差)

變數	總勤勞者	青年層	基層	老齡層
λ	0.0119 (0.00021)	0.0105 (0.00019)	0.0138 (0.00024)	0.0094 (0.00014)
θ	0.1412 (0.0029)	0.1473 (0.0054)	0.1466 (0.0064)	0.1421 (0.0032)
s	0.0019 (0.0001)	0.0021 (0.0009)	0.0016 (0.0001)	0.0007 (0.0002)
$c; r=0.05$	3.4308 (1.2128)	2.6279 (1.3078)	3.7295 (1.3497)	2.7599 (0.9983)
$r=0.10$	3.8714 (1.0843)	4.0111 (1.6324)	4.0214 (2.0123)	3.6076 (1.3982)
ω	3.95	3.63	4.04	4.19
$\ln L$	-9,721.8	-8,798.4	-6,307.6	-6,477.2
N	2,122	1,074	526	522
完結된 期間	1,431	832	301	298

註: λ =日當職業提供率
 θ =時間當 賃金分布의 常數
 s =日當職離率
 c =時間當 探索費用
 ω =時間當 留保賃金

2) 관찰되지 않은 異質性은 없다. 다른 狀況으로 옮기기 이전의 대기시간은 指數的으로 분포한다. 狀況은 就業과 失業의 二狀況이 존재한다.

3) 職業提供出現率과 賃金提供은 독립적으로 分布한다.

4) 利率은 주어져 있다. 사용되는 利率水準은 $r=0.05$ 와 $r=0.10$ 의 두 가지이다.

職業提供을 받는 率의 推定値는 賃金分布의 가정된 函數形態에 대해 매우 민감하다. 이것은 <表 4>와 <表 5>의 각 첫째줄에 명시적으로 나타나 있다. 모든 年齡集團을 종합하여 만일 指數分布가 가정된다면, 提供들(提供出現率의 逆數) 사이의 추정된 시간의 평균길이는 84일이며 그후 30일 동안에 提供을 하나도 받지 못할 확률은 0.4395이다. 일단 하나의 職

業提供이 주어지면, 그것을 받아들일 確率은 0.6050이다. 正規分布의 경우에 推定値는 전혀 다른 형태로 나타난다. 提供들 사이의 기간의 평균길이는 126일이며, 그후 30일 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率은 0.5794이다. 그러나 주어진 提供을 받아들일 確率은 급격히 증가하여 0.9114로 된다. 이러한 推定値는 Flinn and Heckman(1982b)의 若年の 標本에 대한 研究에서 발견한 것과 일치한다. 그들의 발견은 만일 指數의 模型이 가정된다면 提供들 사이의 추정된 시간의 평균길이는 5개월이며 그후 6개월 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率이 0.3이라는 것이다. 그들은 또한 正規 賃金分布의 경우에 提供들 사이의 시간의 평균길이는 7.5개월이며, 다음의 6개월 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率이 0.45라는 사실도 제시하였다. 失業期間의 單位를 비교해

<表 5> 正規賃金分布의 경우 推定値(推定値/標準偏差)

變數	總勤勞者	青年層	基層	老齡層
λ	0.0079 (0.0009)	0.0084 (0.0003)	0.0108 (0.0002)	0.0069 (0.0001)
μ	6.59 (1.4312)	6.37 (1.5832)	7.08 (1.6967)	7.25 (1.9849)
std	1.2347 (0.0368)	1.2271 (0.0287)	1.3119 (0.0373)	1.8145 (0.0864)
s	0.0019 (0.0001)	0.0021 (0.0009)	0.0016 (0.0001)	0.0007 (0.0002)
$c; r=0.05$	2.1542 (0.0739)	1.0978 (0.0629)	2.6783 (1.0321)	2.5123 (1.0021)
$r=0.10$	3.0428 (1.0092)	2.9171 (1.0023)	3.1445 (1.8341)	2.9872 (1.5982)
ω	3.95	3.63	4.04	4.19
$\ln L$	-8,746.9	-7,956.3	-4,219.5	-2,984.2
N	2,122	1,074	526	522
完結된 期間	1,431	832	301	298

註: λ =日當職業提供率
 s =日當離職率
 c =時間當 探索費用
 ω =時間當 留保賃金
 μ =時間當 受諾賃金の 平均
 std =時間當 受諾賃金の 標準偏差

보면 指數形態와 正規形態의 賃金分布 사이의 유사성은 놀랄 만한 것이다.

이러한 推定値에 있어 더욱 흥미있는 특징은 年齡과 提供出現率 사이의 非線型關係이다. 失業으로부터의 離脫하는 條件付 率은 年齡에 대하여 逆의 U字 모양을 나타낸다. 여기에서 推定된 留保賃金이나 가정된 賃金分布의 變數 중 어느 것도 非線型性을 보이지 않는다는 점은 흥미있는 것이다. 指數(正規)分布의 경우 老年勞働者가 또 다른 提供을 받는데 106.16(143.93)일이 걸리는 데 반하여 若年勞働者의 경우 95.32(119.05)일밖에 걸리지 않는다. 指數分布 혹은 正規分布의 경우 모두에서, 老年勞働者는 보다 적은 職業提供을 받는데도 불구하고 若年勞働者보다 더 많이 職業提供을 거절하는 경향이 있다. 이것은 그들의 留保賃금이 제공된 賃金보다 높다는 것을 의미하며 아마도 여가에 보다 높은 가치를 두는 이유 때문일 것이다. 老年勞働者는 若年勞働者에 비

해 提供出現率이 26~40% 낮다.

만일 指數分布가 가정된다면, 若年勞働者의 賃金分布의 平均은 시간당 \$7.28이며 老年勞働者는 \$7.58이다. 이러한 推定値는 正規分布의 경우에 얻어지는 推定値보다 약간 높은데, 正規分布의 경우에는 각각 \$6.37, \$7.25이다. 관찰된 임금의 實際平均은 시간당 \$7.35와 \$8.41이다. 이것은 우리가 수락된 임금액만을 관찰하였기 때문에 관찰된 受諾賃金이 보다 높은 平均을 가진다는 것과 일치한다. 賃金分布의 分散은 年齡에 따라 증가하는 경향이 있다. 若年勞働者集團의 경우에 시간당 賃金分布의 標準偏差는 \$1.2271인데, 老年勞働者集團의 경우에는 \$1.8145로 증가한다. 이것은 소득의 분산과 연령 사이의 陽의 關連을 발견한 Mincer의 주장과도 일치한다⁹⁾. 推定된 留保賃金도 연령에 따라 비슷하게 증가함을 보이고 있다. 老年勞働者의 시간당 留保賃금은 \$4.19로 若年勞働者보다 15.4%가 높

〈表 6〉 推定常數로부터 導出된 變數들

	青年層	基 層	老 齡 層
非就業으로부터의 離脫率	0.0080	0.0097	0.0059
就業으로부터의 離脫率	0.0021	0.0016	0.0007
非 就 業 率 (%)	20.79	14.16	10.60
期 待 非 就 業 期 間(月)	124.38	103.20	164.49
實 際 非 就 業 期 間(日)	118.84	123.20	160.76
向後 30일 동안 職業提供을 받을 確率			
指 數 分 布	0.3572	0.2844	0.5217
正 規 分 布	0.5598	0.4752	0.6209
職業提供들 사이의 平均所要期間			
指 數 分 布	95.32	72.25	106.16
正 規 分 布	119.05	92.85	144.93
주어진 職業을 受諾할 確率			
指 數 分 布	0.766	0.701	0.626
正 規 分 布	0.957	0.886	0.854

9) Mincer는 소득분산의 분석으로부터 귀결되는 중요한 결론은 일반적으로 연령에 따라 관찰된 분산의 증가는 한 개인의 근로생애에 있어서 졸업후의 투자의 망실임에 의해 크게 영향받는다고 지적하였다. 졸업후의 투자가 소득의 분산에 미치는 효과에 대한 자세한 것은 Mincer(1974)를 참조.

있는데 基層勞動者에 비해서는 단지 2.2%정도 높았다. 留保賃金은 관찰된 受諾賃金の 最低値로 계산된다는 점을 기억해야 한다. 이것이 同質的인 標本이라고 가정하면 그것은 진정한 留保賃金の 일치된 推定値이다.

두 가지의 상이한 利子率하에서의 추정된 探索費用은 <表 5>와 <表 6>에 나타나 있다. 여기에서 흥미있는 결과는 兩分布에서 모두 이 자율이 상승할 때 探索費用이 증가한다는 점이다. 이것은 탐색에 소비된 시간에 의한 時間費用과 貨幣費用이 모두 利子率의 상승에 따라 증가함을 의미한다. 探索費用의 推定値는 일반적으로 老年勞動者가 基層勞動者보다 상대적으로 적은 探索費用을 갖는다는 것을 보여주고 있다. 예를 들면 正規分布의 경우에, 老年勞動者는 시간당 \$2.5153(2.9872)인 데 반하여 基層勞動者는 \$2.6783(3.1445)의 探索費用이 주어진 利子率水準 0.05(0.10)%에서 나타나고 있다. 앞에서 언급한 探索費用과 利子率간의 陽의 關聯을 고려해 볼 때, 老年勞動者가 높은(낮은) 割引(利子)率을 가지고 있다면 基層勞動者와 老年勞動者 사이의 격차는 커지게 된다. 이것은 老年勞動者가 탐색경험이 많기 때문에 비용을 줄일 수 있음을 가리킨다. 보다 분명한 현상을 위해서는 探索費用과 利子率의 同時推定이 필요한데 이는 앞으로의 研究課題로 남겨 놓는다.

推定値로부터 導出된 값은 <表 7>에 나타나

있다. 觀察値는 若年勞動者의 추정기간에 비해 과소평가되었으며, 老年勞動者에 대해서는 과대평가된 것으로 나타났다. 失業率($s/(h+s)$)은 靜態的인 상황을 가정할 때 失業(h)과 就業(s)으로부터의 離脫率의 推定値로부터 계산할 수 있다. 推定値는 人口調査(Current Population Survey)에서 발표된 것보다 일반적으로 높다. 그러나 分析에서 사용된 標本은 최소한 한번의 失業期間을 경험한 것도 포함한다. 따라서 含蓄된 값은 失業率보다 높은 것이 당연하다.

要約하면, 특정연령의 提供出現率에 대한 二狀況 期間模型의 추정에서 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

1) 推定値는 賃金分布의 函數形態의 가정에 민감하다. 지적해 둘 점은, 최소한 원칙적으로는 賃金分布의 진정한 형태에 대한 사전적 지식이 없이는 復原條件을 검증할 수 없다는 점이다. Flinn and Heckman(1982b)이 제시했듯이 어떤 상정된 함수적 가정도 受諾賃金分布를 살필으로써 점검하는 것이 바람직하다. 이러한 검증에서의 문제점은 檢證力에 의한 統計的 확인방법이 없다는 것이다.

2) 推定된 提供出現率은 年齡과 職業提供出現率간의 非線型 關係를 나타낸다. 職業提供出現率은 指數賃金分布와 正規賃金分布에서 모두 基層勞動者가 老年勞動者에 비해 크다.

3) 留保賃金은 年齡에 따라 증가한다.

<表 7> 年齡階層別 非就業期間의 決定要因

年齡階層	期待非就業期間(日)	日當 職業提供率		주어진 職業을 受諾할 確率		留保賃金 時間當(\$)
		指數分布	正規分布	指數分布	正規分布	
基層年齡層	103.09	0.0138	0.0108	0.7011	0.8861	4.04
老齡層	169.49	0.0094	0.0069	0.6261	0.8542	4.19

4) 老年勞動者は 基層勞動者に 비해 探索費用이 적다.

5) 賃金分布의 平均과 分散은 年齡에 따라 증가한다.

4. 「시뮬레이션」

〈表 4〉에서 〈表 6〉까지의 推定된 係數를 사용하여 提供出現率, 留保賃金, 그리고 賃金分布의 變數의 變化가 期間에 미치는 效果를 「시뮬레이션」할 수 있다. Mortensen(1983)에 의해서 지적되었듯이, 提供出現率이나 賃金分布의 變數와 같은 需要側面의 要因은 期待失業期間에 대해 直・間接의 效果를 가지고 있다. 直接效果는 留保賃金を 일정하게 할 경우에 有效하다. 間接效果는 留保賃金の 變化에 의해 유발된 效果이다. 總效果는 直接效果와 間接效果의 合이다.

여기서는 直接期間效果와 總期間效果에 대한 자료를 제시한다.

直接效果를 「시뮬레이션」함에 있어서 다음과 같은 문제를 중심으로 살펴보았다.

1) 老年勞動者の 留保賃金과 賃金分布가 不변이고, 職業提供出現率이 基層年齡勞動者¹⁰⁾

와 같다면, 老年勞動者の 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?

2) 老年勞動者の 提供出現率과 賃金分布가 不변이고, 留保賃金이 基層年齡勞動者和 같다면, 老年勞動者の 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?

3) 老年勞動者の 提供出現率, 留保賃金, 그리고 賃金分布의 標準偏差가 不변이고, 賃金分布의 平均이 基層勞動者和 같다면, 老年勞動者的 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?

4) 老年勞動者的 留保賃金, 提供出現率 그리고 賃金分布의 平均이 不변이고 賃金分布의 標準偏差가 基層年齡勞動者和 같다면, 老年勞動者的 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?

〈表 7〉은 「시뮬레이션」에 사용된 자료를 나타내며 〈表 8〉은 그 결과이다. 〈表 8〉은 提供出現率의 차이가 老年勞動者和 基層年齡勞動者的 失業期間 차이의 중요한 원인임을 지적해 준다. 老年勞動者的 期待期間은 169.49일이고 基層年齡勞動者的 期待期間은 103일임에 유의할 필요가 있다. 老年勞動者的 提供出現率을 基層年齡勞動者的 수준으로 감소시키면 老年勞動者的 기간은 169.49일에서 116.28일(指數

〈表 8〉 非就業期間의 決定要因에 관한 「시뮬레이션」 결과

老齡勤勞者の 期待非就業期間	指數分布	正規分布
老齡勤勞者の 職業提供率, 留保賃金, 賃金分布常數의 變化가 없는 경우	169.49	169.49
老齡勤勞者的 職業提供率이 基層勤勞者和 같을 경우	116.28	108.7
老齡勤勞者的 留保賃金이 基層勤勞者和 같을 경우	140.85	149.25
老齡勤勞者 賃金分布의 平均値가 基層勤勞者和 같을 경우	—	165.42
老齡勤勞者 賃金分布의 標準偏差가 基層勤勞者和 같을 경우	—	163.04

10) 本研究에서는 若年勞動者的 失業기간의 變化에 대한 노년노동자의 失業기간의 變化의 「시뮬레이션」 결과는 보고하지 않는다. 그 이유는 若年勞動者 「시뮬레이션」은 특이한 결과를 제공하지도 않으면서 논의만을 복잡하게 하기 때문이다.

分布) 혹은 108.7일(正規分布)로 감소된다. 다른 변화는 그리 급격하지 않다. 留保賃金を 基層年齡勞動者의 수준으로 감소시키면, 老年勞動者의 실업기간은 169.49일에서 140.85일(指數分布) 혹은 149.25일(正規分布)로 감소된다. 놀랍게도 賃金分布의 變數의 변화는 기간에 대해 무시할 정도의 효과를 보이고 있다.

〈表 8〉에 나타난 直接效果는 전체적으로 만족스럽지 못하는데 그 이유는 留保賃金を 고정된 것으로 처리했기 때문이다. 앞에서의 理論模型에서 논의했듯이 留保賃金은 提供出現率과 賃金分布의 變數의 函數이다. 總效果를 평가하기 위해서는, 提供出現率이 변할 경우에 구해지는 留保賃金を 계산해야 한다. 〈表 9〉는 「시뮬레이션」의 결과를 제시하고 있다. 〈表 9〉는 提供出現率의 차이가 老年勞動者와 基層年齡勞動者間의 실업기간 차이의 중요한 원인임을 지적하고 있다. 〈表 9〉의 둘째행은 基層年齡勞動者의 提供出現率이 老年勞動者의 留保賃金에 미치는 效果, 세째행은 주어진 職業提供을 받아들이는 確率에 의한 결과를 의미한다. 마지막으로 네째행은 提供出現率의 변화가 老年勞動者의 期待失業期間에 미치는 純效果를 나타내고 있다. 이 효과는 老年勞動者에 대한 새로운 留保賃金を 사용하여 尤度函數를 재추정하여 계산하였다.

提供出現率의 변화가 留保賃金에 미치는 一回의 效果는 예측된 바와 같이 陽이다. 그러나 效果의 크기는 相對的으로 작다. 예를 들어 老年勞動者의 留保賃金은, 提供出現率이 基層年齡勞動者의 수준까지 증가할 경우에, 6% 증가한다. 留保賃金의 증가로 老年勞動者는 전보다 더 많이 職業을 거절한다. 주어진 職業 제공을 받아들이는 確率은 基層年齡勞動者의 提供出現率의 변화에 따라 5.8% 증가했다.

提供出現率의 변화가 老年勞動者의 期待失業期間에 미치는 순효과는 직접 시뮬레이트된 효과보다 약 30~40%가 작다. 이것은 일관성이 있는데 그 이유는 직접효과는 提供出現率의 변화가 留保賃金의 변화에 의해 유발된 기대기간에 미치는 陽의 效果를 포함하지 않기 때문이다.

提供出現率의 변화가 기대기간에 미치는 構造的 效果의 경로는 다음과 같다. 老年勞動者가 基層年齡勞動者의 提供出現率에 직면하고 있다고 가정하면 老年勞動者는 留保賃金を \$4.19에서 \$4.44로 증가시킬 것으로 기대되는 데, 이는 市場狀況에 대한 새로운 평가를 반영하는 것이다. 그러나 提供出現率變化의 직접효과는 이러한 陽의 效果를 과대평가하는 기대실업기간을 감소시키는 데 이는 提供出現率의 변화가 留保賃金에 주는 효과에 의해 유

〈表 9〉 職業提供率 변화에 따른 構造的 「시뮬레이션」 결과

老齡의 勤勞者가 基層勤勞者와 같은 비율로 職業을 제공받는 경우	留保賃金에 미치는 영향 (\$)	提供된 職業을 受諾할 確率에 미치는 效果		期待非就業期間에 미치는 效果(日)	
		指數分布	正規分布	指數分布	正規分布
基層勤勞者 變化率(%)	4.44 +6.0	0.577 -5.8	0.802 -5.9	124.42 -24.4	115.22 -30.0

註: 변화율은 추정된 값과 「시뮬레이션」한 값을 비교, 계산한 것임.

발된 것이다. 直接效果만의 의미는 가정된 指數(正規)賃金分布에 따라서 期待失業期間이 164.49일에서 124.42(115.22)일로 감소되는 것이다. 이것은 추정된 老年勞動者의 期待失業期間의 45~56% 정도를 설명해 준다. 이러한 큰 直接效果는 留保賃金の 증가와 그것이 기간에 미치는 效果에 의해 부분적으로 상쇄된다. 시뮬레이션 分析의 결과는 老年勞動者의 장기 실업기간을 감소시키는 적절한 정책이 이 年齡集團에 적합한 새로운 직업의 창출이어야 함을 강하게 제시하고 있다. 市場이나 留保賃金の 점진적인 조정은 실업기간을 단기간에 감소시킬 수 없으며 노동자의 最適化決定의 자기조정적 메카니즘에 의한 불필요한 경제적 어려움을 가리킨다. 職業創出은 斜陽產業에서 격리된 老年勞動者의 적절한 교육정책도 포함한다. 基層年齡勞動者의 경우와 달리, 실업보조의 증가, 빈번한 실업혜택이 그들의 경제적 부담을 경감시키는 수단이 될 수 있는데, 그 이유는 그들이 代替職業을 찾는 기회가 본질적으로 낮기 때문이다.

V. 要約과 結論

本研究는 年齡集團의 차이에 따른 失業期間의 차이에 대한 원인을 分析하였다. 老年勞動者의 失業期間이 보다 장기적이라는 데 대한 논의는 현존의 문헌에서는 적절하게 언급되지 못하였다. 전통적인 勞動供給分析은 일반적으로 勞動市場의 貯量的 側面만을 다루고 있다. 勞動市場의 보다 効率的인 分析과 적절한 勞動政策은 勞動市場을 連續的인 流量으로 봄으

로써 달성될 수 있다고 주장되어져 왔다. 그러나 短期間의 빈번한 失業의 의미는 特定集團의 노동자, 특히, 老年勞動者의 후생의 적도를 혼동시킨다. 老年失業의 후생적 측면은 만일 우리가 전체적인 장기의 실업기간과 失業에서 就業으로의 變移에 대한 年齡의 陰의 效果를 고려한다면, 보다 명확해진다. 조기에 퇴에 있어서 年金, 貯蓄과 社會保障의 중요성을 강조하고 있으나, 老年勞動者가 일단 失業을 하면 失業期間이 長期化하는 원인에 주의 기울이는 연구자는 거의 없다. 期間에 대한 분석으로서 “選擇”에 대한 경험적인 分析은 직업탐색에 있어서 잘 발전된 統計理論에 기초해 왔다. 失業狀態로 남는 사람들은 그렇게 하는 것이 매력적이기 때문에 그러한 선택을 한다고 주장되어 왔다. 과거의 失業分析은 就業을 하기까지 필요한 시간의 길이와 그로 인해 얻어지는 賃金에 초점을 두었다. 특히 分析은 예를 들어 失業保險(UI)이 職業探索過程에 미치는 결과와 같은 프로그램의 효과를 측정하는 데에 초점을 두어 왔다. 失業保險의 의욕억제효과에 관한 많은 연구들은 明示的으로든 默示的으로든 한 개인이 마지막으로 하나를 선택하기 전에 잠재적 직업제공의 적정수를 표본으로 선택한다는 職業探索의 理論的 模型에 기초해 왔다. 그러나 이러한 연구들은 특정의 노동자, 특히 老年勞動者에 있어서 職業提供出現率이 체계적으로 낮을 가능성에 대해서는 명시적으로 고려하지 않았다. 요컨대, 문헌에서는 僱傭主의 勞動需要를 반영하여 職業提供出現率의 격차를 설명하려는 시도가 거의 없었다는 것이다.

本研究에서 職業探索理論을 근본적인 理論 模型으로서 사용한 이유는 몇가지가 있다. 첫

제, 職業探索理論의 사용으로 勞動離職을 確率의 현상으로 볼 수 있으며 따라서 不確實한 狀況下에서 勞動者의 行態를 명시적으로 分析할 수 있다. 둘째, 理論的 探索模型은 合理的인 假定的 집합하에서 期間模型의 經驗적 논의와 一관성있게 관련되어 있다. 마지막으로, 決定理論模型은 실업기간의 전통적인 縮約型 分析과 比較해 볼 때 勞動市場歷史의 구조적인 해석이 가능하다는 것이다.

만일 우리가 어떠한 政策프로그램이 老年 勞動者의 勞動市場行態에 미치는 效果를 측정하고자 한다면, 우리는 縮約型과의 관련보다는 근본적인 구조적 관계를 확인해야 하는 데, 그것은 필연적으로 개인특성의 차이와 市場機會의 차이를 혼동하게 한다. 이러한 목적에 가장 적합한 실증적 방법이 危險分析이므로, 本研究는 危險模型의 여러 가지의 상술을 사용하였다. 本研究에서는 年齡이 失業의 長期化에 미치는 效果를 分析하기 위하여 二狀況 失業期間模型의 計量的 설명을 제시하였다. 첫째, 本研究는 기본적 危險模型을 제시하였으며, 다음에 특정형태의 賃金分布를 사용하여 基本模型을 정치화시켰다. 模型은 Tuma et al. (1980)와 Flinn and Heckman(1982b)를 따라 個人은 언제나 就業되거나 失業되는¹¹⁾ 二狀況에 직면한다고 가정하였다. 따라서 여기에서의 模型은 Burdett et al.에 의해 개발된 多狀況 動學模型의 특수한 경우이다. 여기에서 제시된 模型은 쉽게 三狀況 模型으로 확장될 수

있다. 그러나 관심의 초점은 노년의 은퇴행동에 있는 것이 아니므로, 非經濟活動參加의 상황은 分析에서 제외시켰다. 模型은 構造的 模型으로 일반적인 靜態的 縮約型 失業期間模型이나 狀況占有의 確率模型과는 다르다.

二狀況 失業期間의 理論模型은 老年 勞動者의 失業期間은, 만일 (1) 職業提供出現率이 낮을수록, (2) 賃金分布의 평균이 클수록, (3) 探索費用과 利子率이 老年 勞動者에게서 낮을수록, log-concave 賃金分布를 가정한다면, 더 길어진다고 예측하였다. 실증적 연구의 특수한 과제는 (1) 若年 勞動者와 老年 勞動者에 대한 職業提供出現率, (2) 그들의 留保賃金, (3) 賃金分布의 變數, (4) 상이한 年齡集團의 探索費用 등이다. 여기서 利子率은 주어진 것으로 가정되었다.

이러한 變數의 推定에는 많은 정보가 요구된다. 개인의 留保賃금이 알려져 있지 않거나, 職業提供出現率에 대한 명시적인 정보가 없다면, 模型은 일반적으로 모든 變數를 확인할 수 없다. 문헌에서는 이러한 문제를 해결하는 두 가지의 방법이 제안되었다. 하나의 방법은 모든 노동자에 대하여 동일한 職業提供出現率을 가정하고 危險函數의 決定要因을 추정하는 것이다(Burdett et al, 1984). 이 방법을 사용하여, 本研究는 우선 年齡變數를 포함하는 危險函數의 係數를 추정하였다. 그것은 年齡과 失業—探索期間 사이의 관찰된 陽의 관계를 확인시켜 주었다.

이 模型이 동일한 職業提供出現率을 가정했기 때문에, 危險函數와 분리시켜서 職業提供出現率을 확인할 수는 없다.

Flinn and Heckman(1982b)이 제시한 두번째의 방법은 同質的인 勞動者集團에 대해서 등

11) 최근에는 실업과 비경제활동참가사이의 구별이 상당히 주의를 끈다. Clark and Summers(1979)는 실업/비경제활동 참가의 구별이 의미가 없다고 주장하였다. 그러나 Flinn and Heckman(1983)은 두 상황은 형태적으로 구분이 분명하다는 것을 발견하였다. Burdett et al.(1984)는 실업과 비경제활동참가를 구분하는 3狀況 위험모형을 추정하였다.

일한 계층의 賃金分布를 가정하고서, degenerate 確率變數로서 集團留保賃金を 추정하는데, 추정된 임금이 진정한 留保賃金인 것처럼 취급한다. 일단 관찰된 最低受諾賃金에 의해 留保賃금이 추정되고 나면, 나머지의 추정은 이 留保賃金を 尤度函數에 삽입하여 집중된 尤度函數를 추정한다.

Empoyment Opportunities Project Pilots (EOPP)의 자료가 추정을 위해서 사용되었다. “관찰되지 않은 異質性”의 문제를 회피하기 위해서, 模型은 同質的인 표본관찰을 사용하여 설정되었다. 本研究는 또한 Kiefer(1984)에 의해 개발된 點數統計를 사용하여 관찰되지 않은 異質性의 존재를 검증하였다.

本論文은 長期 失業期間의 구조적 원인을 분석하기 위하여 경험적 期間模型의 몇가지 定型化를 시도했다. 年齡不變의 提供出現率을 가정한 最尤推定値는 일반적으로 연령과 失業期間 사이의 관찰된 陽의 횡단면 關係를 확인시켜 주었다.

特定年齡의 提供出現率에 대한 最尤推定値는 다음과 같이 요약된다.

1. 推定値는 제공된 賃金分布의 函數形態의 가정에 대해 민감했다.
2. 推定된 提供出現率은 연령과 職業提供出現率간의 非線型關係를 지적했다. 職業提供出現率은 指數賃金分布와 正規賃金分布에서 모두 老年勞動者에 비해 基層勞動者가 높았다.
3. 留保賃金은 연령에 따라 증가했다. 老年勞動者는 풍부한 경험과 정보로 인해 探索費用이 낮은 경향을 지녔다.
4. 賃金分布의 平均과 分散은 年齡에 따라

증가했다.

경험적 결과에 의해 다음과 같은 질문에 대답할 수 있게 되었다. 職業提供出現率의 변화가 상이한 年齡集團간의 상이한 失業期間의 길이에 얼마나 기여하는가? 老年勞動者의 失業期間은 만일 提供出現率이 若年勞動者의 그것과 동일하다면 얼마나 변화하는가? 推定된 係數를 사용하여 本論文에서는 職業提供出現率, 留保賃金, 그리고 賃金分布의 變數를 基層年齡勞動者의 값으로 대치하여 변화시키므로서 期間效果를 「시뮬레이션」하였다. 「시뮬레이션」에서 提供出現率의 차이가 老年勞動者와 基層勞動者의 失業期間 차이의 중요한 원인임을 제시하였다.

基層年齡勞動者의 경우와 달리 失業補助의 증가, 빈민한 失業惠澤 등이 그들의 경제적 부담을 경감시키는 유효한 수단이 될 수 없는데, 그 이유는 그들이 본질적으로 대체적 직업을 찾는 기회가 낮기 때문이다.

推定은 期間과 賃金分布에 관한 특정의 母數的 構造에 대한 엄격한 가정을 필요로 한다. 이러한 결과를 얼마만큼 일반화할 수 있는가에 대해서는 대답되지 않았다. 다음의 연구에서 賃金과 期間에 대한 다른 分布의 형태가 추구될 것이다. 또한 需要要因과 供給要因이 상호 작용하는 均衡模型을 발전시킬 필요도 있다.

本研究의 확장은 동일한 模型을 상이한 階層의 勞動者 예를 들어 男性과 女性, 혹은 非熟練勞動者에게 적용시키는 것이다. 이렇게 함으로써 다양한 勞動者集團의 상이한 勞動市場行態에 대하여 보다 많이 이해할 수 있을 것이다.

▷ 参 考 文 献 ◁

- Abramowitz, M. and I.A. Stegun, (eds.)
Handbook of Mathematical Functions
 Dover, New York. 1965.
- Akerlof, G.A. and B.G.M. Main, "Unemployment Spells and Unemployment Experience." *American Economic Review* 70 : 1980 pp. 885~93.
- Amemiya, T., "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal." *Econometrica* 41(5) : 1973. pp. 997~1016.
- Ashenfelter, Orley, "Discrete Choice in Labor Supply: The Determinants of Participation in the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments." Princeton University, Industrial Relations Section Working Paper No. 136. 1980.
- Axelsson, R. and K.G. Löfgren, "The Demand for Labor and Search Activity in the Swedish Labor Market." *European Economic Review* 9 : 1977, pp. 345~59.
- Azariadis, C., "Implicit Contracts and Unemployment Equilibria." *Journal of Political Economy* 83 : 1975, pp. 1183~1202.
- Barron, J.M., "Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: Some Empirical Evidence." *American Economic Review* 65 : 1975, pp. 934~42.
- Björklund, A. and B. Holmlund, "The Duration of Unemployment and Unexpected Inflation: An Empirical Analysis." *American Economic Review* 70 : 1980, pp. 742~53.
- Burdett, Kenneth, "Notes on Steady States." Mimeo., Department of Economics, Cornell University. 1983.
- _____, and N.M. Kiefer, D.T. Mortensen, G.R. Neumann, "Earnings, Unemployment, and the Allocation of Time Over Time." Working Paper, Cornell University. 1984.
- _____, and D.T. Mortensen, "Labor Supply under Uncertainty." In R. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*. Vol. 2. JAI Press, London, Conn: 1978, pp. 109~57.
- Burdett, K. and D.T. Mortensen, "Search, Layoffs, and Labor Market Equilibrium." *Journal of Political Economy* 88 : 1980, pp. 653~72.
- _____, and J. Ondrich "How Changes in Labor Demand Affect Unemployed Workers." Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison. 1980.
- Carlson, J. and M.W. Horrigan, "The Duration of Unemployment: How Should It Be Viewed?" Working Paper, Purdue University. 1982.
- Chang Hyun-Joon, "The Theory of Involuntary Unemployment Reconsidered." M.A. thesis, Illinois State University, Normal, Ill. 1979.
- _____, "Causes of Longer Duration of Unemployment Spell: Choice or Chance?" Working Paper, Cornell University. 1984.
- Chirinko, R.S., "An Empirical Investigation of the Returns to Job Search." Discussion Paper No. 452, Center for Mathematical Studies in Economics and Management.

- Science, Northwestern University. 1980.
- Clark, K.B. and L.H. Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 : 1979, pp. 13~60.
- Coleman, T.S., "A Dynamic Model of Labor Supply under Uncertainty." Working Paper, University of Chicago. 1980.
- Danforth, J., "On the Role of Consumption and Decreasing Absolute Risk Aversion in the Theory of Job Search." In S. Lippman and J. McCall eds., *Studies in the Economics of Search*. North Holland, Amsterdam. 1979.
- Diamond, P.A. and E. Maskin, "An Equilibrium Analysis of Search and Breach of Contract: I Steady States." *Bell Journal of Economics* 10 : 1979, pp. 282~316.
- Ehrenberg, R.G., "The Demographic Structure of Unemployment Rates and Labor Market Transition Probabilities." In R. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*. Vol. 3. JAI Press, London: 1980, pp. 241~81.
- _____, and R.L. Oaxaca, "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain." *American Economic Review* 66 : 1976, pp. 754~66.
- Ellwood, D. "Teenage Unemployment: Temporary Scar or Permanent Blemish." N.B.E.R. Working Paper No. 399. 1979.
- Feinberg, R., "Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: A Note." *American Economic Review* 67 : 1977, pp. 1011~13.
- Feldstein, M.S., "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment." *Journal of Political Economy* 84 : 1976, pp. 937~57.
- Flinn, C. and J. Heckman, "Models for the Analysis of Labor Force Dynamics." In *Advances in Econometrics* Vol. 1. JAI Press, London: 1982a, pp. 35~95.
- _____, and J. Heckman, "New Methods for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics." *Journal of Econometrics* 18 : 1982b, pp. 115~168.
- Flinn, C. and J. Heckman, "Are Unemployment and Out of Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?" *Journal of Labor Economics* 1 : 1983, pp. 28~42.
- Forsund, F. and C. Lovell, P. Schmitt, "A Survey of Frontier Production Function and Their Relationship to Efficiency Measurement." *Journal of Econometrics* 13 : 1980, pp. 5~25.
- Galambos, J., *The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics*. Wiley, New York, 1978.
- Goldberger, Arthur S., "Abnormal Selection Bias." Working Paper No. 8006. Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison. 1980.
- Greene, W., "The Maximum Likelihood Estimation of Economic Frontier Functions." *Journal of Econometrics* 13(1) : 1980, pp. 27~56.
- Gronau, Reuben, "Information and Frictional Unemployment." *American Economic Review* 60 : 1971, pp. 290~301.
- _____, "Wage Comparison—a Selectivity Bias." *Journal of Political Economy* 82 (6) : 1974, pp. 1119~43.
- Hanoch, Giora and Marjorie Honig, "Retirement, Wages and Labor Supply of the Elderly." *Journal of Labor Economics* 1 (2) : 1983, pp. 74~85.
- Heckman, J., "The Incidental Parameters Problems and the Problem of Initial Conditions in Estimating Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process and Some Monte Carlo Evidence." In C. Manski and D. McFadden eds., *Struc-*

- tural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications.* MIT Press, Cambridge. 1981.
- Heckman, J., "Heterogeneity and State Dependence." In S. Rosen ed., *Conference on Labor Markets.* University of Chicago Press, Chicago, 1981.
- _____, and B. Singer, "The Identification Problem in Econometric Models for Duration Data." In W. Hildenbrand ed., *Advances in Econometrics: Proceedings of World Meetings of the Econometric Society, 1980.* Cambridge University Press, Cambridge. 1982.
- Hughes, J.J. and R. Perlman, *The Economics of Unemployment.* Cambridge University Press, New York, 1984.
- Hutchens, Robert, "Hiring Older Workers: The Effect of Long-Term Implicit Contracts." Working Paper, Cornell University, 1984.
- Jovanovic, Boyan, "Firm-Specific Capital and Turnover." *Journal of Political Economy* 87(6) : 1979, pp. 1246~61.
- _____, "Matching, Turnover, and Unemployment." Paper presented to the Labor Conference, University of Aarhus, Denmark, 1982.
- Kaitz, Hyman B., "Analyzing the Lengths of Spells of Unemployment." *Monthly Labor Review* 93 : 1970, pp. 11~20.
- Kalbfleish, J. and R. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data.* Wiley, New York, 1980.
- Kendall, S.M. and A. Stuart, *The Advance Theory of Statistics.* Vol. 1. 4th ed., Charles Griffen and Co., London, 1977.
- Kiefer, Nicholas, "A Simple Test for Heterogeneity in Exponential Models of Duration." *Journal of Labor Economics* 2 : 1984a, pp. 539~49.
- _____, "Employment Contracts in an Empirical Model of Labor Turnover." Working Paper, Cornell University, 1984b.
- _____, and George Neumann, "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis." *Journal of Political Economy* 87 (1) : 1979, pp. 89~108.
- _____, and Neumann, George. "Individual Effects in a Nonlinear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model." *Econometrica* 49 : 1981. Lancaster, T. 1983. "Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Models: with Applications to the Weibull Model." Working Paper, University of Hull.
- Lancaster, T. and S. Nickell, "The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed." *Journal of Royal Statistical Society, series A:* 1980, pp. 141~65.
- Layard, R. and G. Psacharopoulos, "The Screening Hypothesis and the Returns to Education." *Journal of Political Economy* 82 : 1974, pp. 985~98; Lazear, E.P. "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions." *American Economic Review* 71 : 1981, pp. 606~620.
- Lippman, S. and J. McCall, "The Economics of Search: A Survey, Part I." *Economic Inquiry* 14 : 1976a, pp. 155~89.
- _____, "Job Search in a Dynamic Economy." *Journal of Economic Theory* 12 : 1976b, pp. 369~90.
- Lucas, Robert F., "Unemployment Policy." In *Studies in Business Cycle Theory.* Basil Blackwell, Oxford, 1981.
- Lucas, F. and F. Prescott, "Equilibrium Search and Unemployment." *Journal of Economic Theory* 7 : 1974, 188~209.
- Marston, S., "Employment Instability and

- High Unemployment Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 7 : 1976, pp. 169~203. Mincer, Jacob. *Schoolings, Experience, and Earnings*. Columbia University Press, New York, 1974.
- Mortensen, Dale T., "Specific Human Capital and Labor Turnover." *Bell Journal of Economics* 9 : 1978, pp. 572~86.
- Mortensen, Dale T., "Choice or Chance: A Structural Interpretation of Individual Labor Market Histories." Paper presented at the workshop on Labor Market Dynamics, Aarhus, Denmark, 1982.
- Mortensen, Dale T., "Job Search and Labor Market Analyses." Working Paper, Northwestern University, 1984.
- Muss, Lars, "Specification and Estimation of Models of Duration Processes: The Fixed Effects Case." Working Paper, Northwestern University, 1981.
- Nickell, S., "Estimating the Probability of Leaving Unemployment." *Econometrica* 47(5) : 1979, pp. 1249~66.
- Olsen, R.J. and G. Farkas, "Utility Maximization and Dynamic Employment Models: Black Youth Unemployment in the Public and Private Sectors." Paper presented at the Winter 1981 North American Meeting of the Econometric Society, Washington, D.C. 1981.
- Pratt, J., "Concavity of the Log Likelihood." *Journal of American Statistical Association* 76 : 1981, pp. 103~106.
- Rosenfeld, C., "Job Search of the Unemployed." *Monthly Labor review* 100 : 1977, pp. 39~43.
- Rothschild, M.; Stiglitz, J.E. "Increasing Risk I: A Definition." *Journal of Economic Theory* 2 : 1970, pp. 225~243.
- Seater, J., "Job Search and Vacancy Contacts." *American Economic Review* 69 : 1979, pp. 411~19.
- Sharma, S., "Individual Labor Market Histories: A Semi-Markov Theory." Working Paper, Cornell University, 1984.
- Tuma, N. and M.T. Hannan, "Approaches to the Censoring Problem in Analysis of Event Histories." In KSchuessler ed., *Sociological Methodology*. Jossey Bass, San Francisco, 1979.
- Tuma, Nancy B. and P.K. Robins, "A Dynamic Model of Employment Behavior: An Application to the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments." *Econometrics* 48(4) : 1980, pp. 1031~52.
- Weiner, S.E., 1982. "A Survival Analysis of Black/White Labor Market Flows: Adult Men and Adult Women." Working Paper, Northwestern University. 1982.
- Wilson, C., "Equilibrium Wage Distributions." Unpublished Manuscript, University of Wisconsin, Madison, 1980.
- Yoon Bong Joon, "A Model of Unemployment Duration with Variable Search Intensity." *Review of Economics and Statistics* 63 : 1981, pp. 559~609.
- _____, "A Nonstationary Hazard Model of Unemployment Duration." Working Paper, State University of New York at Binghamton, 1984.