韓國開發硏究 第15卷 第3號 1993 가을

産災休業日數의 賃金彈力性 分析

高 英 先

우리나라의 産災保險制度는 최초의 社會保障制度로서 1964년부터 실시되어 勤勞者들의 生活保護에 중요한 역할을 하여 왔다. 그러나 量的인 擴大에도 불구하고 현재의 우리나라 산재보험제도는 많은 문제점을 가지고 있는데, 예를 들어 勤勞者들은 給與水準에 대하여 큰 불만을 가지고 있는 반면 使用者들은 보험제도를 통한 근로자들의 勞動忌避現象(shirking)을 政府側에서 적절히 통제하지 못하고 있다고 주장한다.

本 論文은 이러한 맥락에서 賃金과 産災休業日數간의 관계를 고찰하고자 한다. 賃金水準은 休業日數에 대하여 두가지 經路를 통하여 영향을 미친다. 첫째로, 賃金이 높을수록 휴업을 빨리 끝내고 再就業하려는 誘引이 강해지는 반면, 둘째로 賃金이 높을수록 이의 一定比率로 정해지는 休業給與도 높아져서 再就業의 誘引이 감소한다. 本 論文은 災害勤勞者들에 대한 橫斷面 分析을 통하여 이러한 두 영향의 相對的 크기를 살펴보고, 이것이 賃金階層에 따라 어떻게 달라지는지를 實證分析하였다. 이를 위해서 여러가지 類型의 듀레이션(duration)模型을 추정하였는데, 분석 결과 賃金에 대한 休業日數의 彈力性은 평균적으로 양(+)이며 또한 이 彈力性은 賃金水準이 높을수록 높아지는 것을 발견하였다. 이러한 발견은 현재 모든 賃金階層에게 災害前 平均賃金의 70%로 정해져 있는 休業給與 算定方式을 조정하여 高賃金勤勞者에게는 賃金代替率을 下向調整할 필요가 있음을 의미한다.

I. 序 論

産業災害補償保險(産災保險)은 산업재해가 발생했을 때 근로자의 過失有無와 관계없이 근로자에게 治療와 生計維持에 필요한 資金을 제공함으로써 이들의 生活保護에 큰 역할을 담당하고 있다. 歐美 선진국의 경우 산재보험이 실시되기 전에는 過失責任의 원칙하에 不法行爲에 대한 處罰이라는 관점에서 산재보상을 실시하였다. 즉 産災가 사용자측의 不注意 또는 過失에 기인한 경우에만 근로자는 사용자로부터 산재보상

筆者 : 本院 招聘硏究員

을 받을 권리가 있었다. 따라서 산재보상을 받기 위해서는 긴 재판절차가 필요하였고, 또 많은 경우 근로자는 적절한 보상을 받을 수 없었다. 산재보험제도는 이러한 過失責任主義에 따르는 補償의 不確實性을 지양하고 근로자가 안심하고 작업할 수 있는 분위기를 조성하는 것이 그 목적이다. 이를 위한 財源은 우리나라뿐 아니라 대부분의 국가에서 全額을 사용자로부터의 醵出에 의존하고 있다.[1)]

우리나라의 산재보험은 1964년 7월 1일부터 시행되어 왔으며, 최초에는 常時雇傭人 500人以上의 業體만을 대상으로 하였으나 현재는 서비스業 등 일부 업종을 제외한 모든 업종의 5人以上 事業體를 대상으로 하고 있다. 이에 따라 산재보험의 적용을 받는 근로자의 數도 처음의 8萬명 정도에서 현재는 700萬명 이상으로 증가하였다.

그러나 이러한 量的인 擴大에도 불구하고 현재의 우리나라 산재보험제도는 많은 문제점을 가지고 있다. 특히 給與水準에 있어 우리나라의 休業給與水準이 ILO의 권장기준 수준을 웃돌고 있으나 근로자들은 큰 불만을 가지고 있는 것으로 조사되었다(『每日經濟新聞』, 1993. 2. 15). 반면 使用者들은 근로자들이 일을 하지 않으려고 꾀병을 부리는 경우가 많다며 정부가 이를 단속하지 않고 돈만 많이 걷으려 든다고 비판한다(『每日經濟新聞』, 1993. 2. 13). 우리나라의 平均賃金水準이 선진국에 비하여 낮은 것을 감안하면 휴업급여액이 근로자의 생활보호에 부족하다는 근로자측의 주장도 일리가 있으나, 使用者들이 주장하는 것처럼 휴업급여에 안주하여 작업을 기피하는 현상도 일부 발견되고 있는 실정이다.

이와 같은 논의는 결국 어느 정도로 社會保障制度를 확대해야 하는가라는 문제와 관련이 있다. 일찍부터 사회보장제도가 확립되어 온 유럽諸國에서는 이로 인한 支出이 政府財政에서 차지하는 비중이 급증하여 이를 개선하고자 하는 노력이 현실화되고 있다.[2)] 社會保障支出은 다른 부문에 투자되어야 할 資金을 고갈시킴으로써 政府財政을 압박하고, 또 한편으로는 근로자의 勤勞意慾을 감퇴시킴으로써 經濟의 長期的 成長에 부정적 영향을 미치는 것으로 평가되고 있다.

물론 産災保險은 여타의 사회보장제도와는 달리 私保險的 性格이 강하다. 우리나라의 경우에는 특히 保險財政을 모두 使用者로부터의 醵出에 의존하고 있으며 사업장별 위험도에 따라 保險料率을 差等賦課하고 있다. 그러나 앞으로 시행될 失業保險(unemployment insurance)과 더불어 産災保險이 근로자들을 위한 가장 중요한 사회보장제도로 인식되고 있는 점에 비추어 볼 때 産災保險 給與水準의 適正性에 관한 연구가 필요하다고 본다.

---

1) 産災保險制度의 성립배경과 발전과정 및 현재의 우리나라 산재보험제도의 문제점에 대해서는 韓國開發硏究院(1993)을 참조할 것.

2) "Costs of Welfare Add to Europe's Economic Malaise," *International Herald Tribune,* 1993. 8. 10.

本 論文은 이러한 맥락에서 産災保險의 休業給與水準과 休業日數 사이의 관계를 살펴보고자 한다. 만일 휴업급여수준이 높을수록 再就業의 誘引이 감소하여 휴업일수가 증가하는 경향이 있으며 이러한 경향이 매우 큰 것으로 밝혀진다면, 이것은 위에서 설명한 사용자측의 주장에 經驗的 根據를 제공하는 것으로 해석할 수 있다. 반대로 만일 이러한 경향이 없거나 있더라도 크지 않다면, 이것은 현재의 휴업급여가 生産性을 떨어뜨릴 만큼 높은 수준에 있지는 않음을 의미한다.

本 論文에서는 1990년에 발생한 災害者들 가운데 영구적인 障碍가 남아 있지 않은 사람들을 대상으로 橫斷面 分析을 통하여 賃金에 대한 休業日數의 彈力性을 구하는 것에 초점을 맞추어 연구를 진행하였다. 賃金은 休業日數에 대하여 두가지 經路를 통하여 영향을 미치는데, 첫째로 임금이 높을수록 휴업을 끝내고 再就業하려는 誘引이 강해지는 반면, 둘째로 임금이 높을수록 이의 一定比率로 정해지는 휴업급여도 높아져서 再就業의 誘引이 감소한다. 즉 높은 임금은 再就業에 대한 誘引을 제공하는 반면 높은 휴업급여는 再就業에 대한 反誘引을 제공한다.[3)]

우리나라의 경우 휴업급여는 災害前 平均賃金의 70%로 정해지기 때문에 이러한 상반된 영향을 독립적으로 추정하는 것이 불가능하고 단지 總體的인 영향만을 파악할 수 있을 뿐이다. 만일 賃金에 대한 休業日數의 彈力性이 陽(+)이라면 높은 휴업급여가 주는 反誘引이 상대적으로 강하다는 것을 의미하며, 반대로 이 彈力性이 陰(−)이라면 높은 임금이 주는 誘引이 상대적으로 강하다는 것을 의미한다. 前者의 경우에는 休業給與를 引下할 필요가 있을 것이며, 後者의 경우에는 休業給與를 引上할 필요가 있을 것이다.

本 論文은 또한 彈力性이 임금수준에 따라 어떻게 변하는가도 살펴본다. 즉 임금수준이 증가할수록 彈力性은 증가하는가 또는 감소하는가를 檢定하도록 한다.

彈力性을 추정하기 위해서 여러가지 類型의 듀레이션(duration)模型을 추정하였는데, 우선 가장 간단한 유형인 指數分布(exponential distribution)模型, 그리고 이의 발전된 형태인 Weibull分布模型 및 Lancaster(1979)의 模型, 그리고 比例的危險率模型(proportional hazard model)을 추정하였다. 또한 이에 더하여 Log-Normal分布를 가정한 模型도 추정하였다.

다음 Ⅱ章에서는 賃金水準과 休業日數간의 論理的 關係를 살펴본 후에, Ⅲ章에서 여러 유형의 듀레이션模型을 비교하여 설명한다. Ⅳ章에서는 추정에 사용한 資料에 대하여 설명하고, Ⅴ章에서 추정결과를 제시한다. Ⅵ章은 요약 및 결론으로 이루어져 있다.

3) 美國에 관한 Butler and Worrall(1985)의 연구결과나 英國에 관한 Fenn(1981)의 연구결과는 이러한 反誘引의 효과가 상당히 큼을 보여준다.

Ⅱ. 休業給與와 休業日數

산재보험이 재해근로자에게 제공하는 급여에는 療養給與, 休業給與, 障害給與, 遺族給與, 傷病補償年金, 葬儀費가 있다. 療養給與란 現物給與로서 재해근로자의 치료에 필요한 병원비가 주종을 이룬다. 요양급여를 제외한 여타의 급여는 現金給與로서 대부분 근로자가 재해를 입기 전에 받았던 平均賃金의 일정률로 정해진다. 休業給與는 재해로 인해 일시적으로 노동능력을 상실하여 소득이 없어진 경우에 이를 보상해 주는 것을 목적으로 하며, 현재 그 액수는 재해전 평균임금의 70%로 정해져 있다. 障害給與는 재해로 인해 영구적인 장해가 남은 경우 이로 인한 소득감소를 보전해 주는 것으로서 장해급여의 액수는 장해의 정도(1급에서 14급)에 따라 달라진다. 遺族給與 및 葬儀費는 재해로 인해 근로자가 사망한 경우에 유족에게 지급된다. 傷病補償年金이란 2년 이상의 장기요양환자에게 휴업급여를 대신하여 지급되는 급여이다.

本 論文은 이러한 여러가지의 급여 중 休業給與만을 살펴보고자 한다. 여기에서 관심을 갖는 문제는 休業給與의 수준이 상승함에 따라 얼마만큼 休業日數가 증가하는가 하는 문제이다. 휴업일수는 대부분의 경우 재해로 인한 負傷의 程度가 심할수록 길어질 것이다. 그러나 또 한편으로 휴업급여수준이 높을수록 휴업일수가 증가할 것으로 예상되는데, 이는 그만큼 再就業의 誘引이 감소하여 재해근로자가 휴업상태로 남아 있기를 원하기 때문이다.

이에 대한 논의에 앞서 다음과 같은 函數 $\lambda(t)$를 정의하자.

$$\lambda(t)\triangle t = P(t \leq T < t+\triangle t \mid t < T)$$
$$= \frac{P(t \leq T < t+\triangle t)}{P(t < T)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기에서 T는 재해근로자의 休業日數이다. 式 (1)에서 $\lambda(t)\triangle t$는 T가 t보다 크다는 (즉 재해근로자가 t期동안 휴업하였다는) 事件(event)을 條件附로 하였을 때 T가 t와 $t+\triangle t$時點 사이에 있다는(즉 재해근로자가 t와 $t+\triangle t$시점 사이에서 재취업함으로써 휴업을 중단한다는) 事件의 條件附確率이 된다.

이제 T의 確率密度函數와 累積分布函數를 각각 $f(t)$, $F(t)$로 표시하면 $\lambda(t)$는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\lambda(t) = \frac{\lim_{\triangle t \to 0} P(t \leq T < t+\triangle t)/\triangle t}{P(t < T)}$$
$$= \frac{f(t)}{1-F(t)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

$\lambda(t)$는 흔히 危險率(hazard rate)이라 불리는데, 이것은 듀레이션模型이 醫學 및 生物學 등의 분야에서 흔히 生存期間을 模型化하는 데 사용되었던 것에 유래한다. 간단한 적분을 통하여 式 (2)로부터 다음과 같

은 관계를 유도할 수 있다.

$$F(t)=1-\int_0^t \exp[\lambda(z)]dz, \qquad t>0 \cdots(3)$$

즉 危險率을 알고 있으면 累積分布函數를 구할 수 있다. 따라서 危險率과 累積分布函數 사이에는 1대1의 대응관계가 있다.

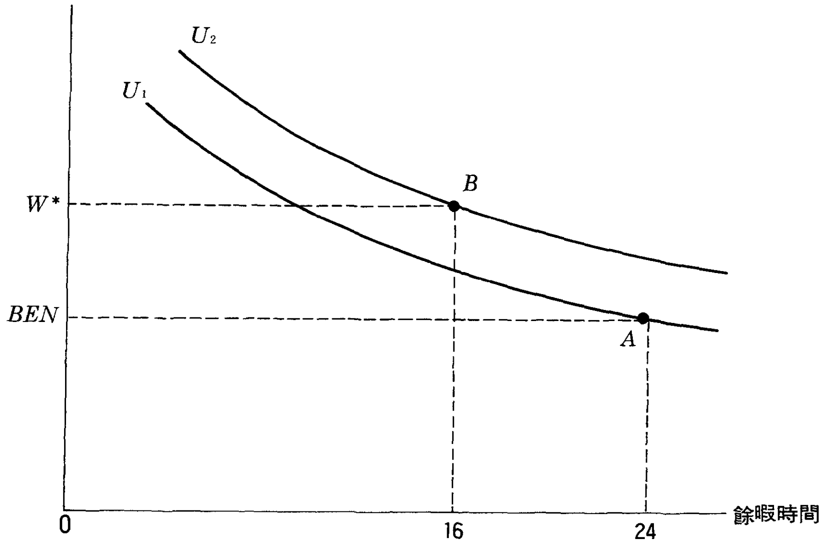
式 (1) 및 (2)와 같이 $\lambda(t)$를 정의하였을 때, 다른 조건이 동일하다면(ceteris paribus) 負傷의 程度가 클수록 $\lambda(t)$는 작을 것으로 예상된다. 즉 同一한 時點에서 재해를 당하였으며 여타의 조건도 동일한 두 휴업근로자를 비교하였을 때, 만일 한 근로자의 負傷程度가 다른 근로자보다 심하다면 이 근로자가 현재 時點에서 휴업을 중단하고 재취업할 확률은 상대적으로 작다고 보아야 한다.

또한 休業給與 및 賃金水準과 $\lambda(t)$ 사이의 관계를 살펴보면, 다른 조건이 동일할 때 일반적으로 休業給與가 높을수록 또한 賃金水準이 낮을수록 $\lambda(t)$는 작을 것으로 예상된다. 예를 들어 *BEN* 만큼의 休業給與를 받고 있는 어느 재해근로자가 휴업을 중단하고 재취업할 경우 근로계약상 하루에 8시간을 일하고 W^* 만큼의 賃金을 받을 수 있다고 하자. [圖 1]은 이 사람이 선택할 수 있는 給與와 餘暇時間의 組合을 보여주고 있다. 點 A는 계속 휴업상태에 있을 경우이다. 이때에는 여가시간이 24시간이며 *BEN* 만큼의 급여를 받는다. 點 B는 휴업을 중단하고 재취업하는 경우이다. 이때에는 16시간의 여가시간을 가지며 W^* 만큼의 임금을 얻는다.

이 사람이 再就業을 할 것인가 아닌가는 各點에서의 效用에 따라 달라진다. 그림에서는 點 A를 지나는 無差別曲線 U_1이 點 B를 지나는 無差別曲線 U_2의 아래에 있으므로 이 사람은 再就業을 선택하게 된다. 그러나 만일 *BEN* 이 증가하여 點 A가 無差別曲線 U_2의 위에 놓여진다면 이 사람은 再就業하기보다는 계속 휴업상태에 남아 있기를 원할 것이다. 동일한 결과가 W^*가 하락하는 경우에도 발생한다. 즉 W^*가 하락하여 點 B가 無差別曲線 U_1의 아래쪽에 위치하게 되면 이 경우에도 再就業보다는 휴업을 선호하게 된다.

물론 이것이 가능하기 위해서는 재해근로자가 休業을 자유로이 선택할 수 있어야 한다. 재해근로자가 휴업을 계속하기 위해서는 아직 치료가 완료되지 않았다는 것을 産災保險當局에 보여야만 한다. 따라서 재해근로자가 실제로 어느 정도까지 치료되었는가를 産災保險當局이 잘 파악할 수 없는 경우에만 재해근로자는 원하는 만큼 休業日數를 延長시킬 수 있다. 과연 재해근로자와 産災保險當局간에 이러한 情報의 非對稱性(informational asymmetry)이 존재하는가에 대해서는 의문이 있을 수 있다. 그러나 治療의 早期終結問題가 근로자와 사용자 사이에 문제로 제기되고 있다는 사실은(『每日經濟新聞』, 1993. 2. 13) 이러한 情報의 非對稱性이 현실적으로 존재한다는 것을 보여준다. 또한 역으로 情報의 非對稱性이 존재

[圖 1] 休業給與 및 賃金水準과 再就業의 選擇



하지 않는다면 休業給與 및 賃金水準과 休業日數 사이에는 아무런 관계가 없을 것이므로, 本 論文은 바로 이러한 非對稱性을 檢定하고자 하는 것으로 해석할 수 있다.

위에서 W^*를 휴업근로자가 現時點에서 再就業하였을 때 벌어들일 수 있는 賃金으로 정의하였다. 災害前 賃金을 W라 할 때, 휴업일수가 짧은 경우 재해근로자는 災害前의 職場으로 복귀할 수 있으므로 W^*는 W와 같을 것이다. 그러나 時間이 지남에 따라 復職의 可能性이 줄어들며 따라서 W는 時間의 減少函數일 것으로 생각된다. 반면 休業期間中에 더 높은 임금을 제공하는 다른 직장을 찾을 가능성도 배제할 수 없다. 즉 W^*는 경우에 따라서 W보다 클 수도 있다. 어느 경우이든 W^*는 W와 t의 函數일 것으로 예상되며, 이러한 관계를 다음과 같이 표현하도록 한다.

$$W^*=g(W,\ t),\ g(W,\ 0)=W,\ \partial W^*/\partial W>0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

이상의 논의를 종합하면, $\lambda(t)$는 BEN과 W^* 및 負傷의 程度 등에 따라 결정된다. 그런데 앞에서 설명한 것처럼 BEN은 W의 70%이고,[4] 式 (4)가 보여주는 것처럼 W^*는 W와 t의 함수이므로, 결국 $\lambda(t)$는 W와

4) 실제로 재해근로자가 받는 休業給與는 재해전에 받던 賃金의 70%보다 많을 수 있다. 그것은 給與算定時 사용되는 平均賃金이 稅前賃金인 반면 休業給與에는 稅金이 부과되지 않기 때문이다. 반면 休業給與를 會社에서 적게 올리거나 勞動部에서 깎는 경우도 있으므로(『每日經濟新聞』, 1993. 2. 15) 休業給與는 재해전 賃金의 70%보다 적을 수 있다. 그러나 이러한 점들은 論議의 展開上 큰 問題를 수반하지는 않을 것으로 보인다.

t 및 負傷의 程度 등의 函數인 것으로 생각할 수 있다. 사실상 $\lambda(t)$에 영향을 미치는 變數로는 이것들 외에도 여러가지가 있을 것이다. 本 論文에서는 이처럼 $\lambda(t)$에 영향을 미치는 變數들의 벡터를 x로 표시하고,[5] 다음의 각 模型을 추정하였다.[6]

- 指數分布 : $\lambda(t\,;x)=\exp(-x'\beta)$
- Weibull分布 : $\lambda(t\,;x)=\alpha t^{\alpha-1}\exp(-x'\beta)$
- Lancaster分布 :
  $\lambda(t\,;x,\,v)=\alpha t^{\alpha-1}v\exp\,(-x'\beta)$,
  $v\sim\Gamma(1,\,\sigma^2)$
- 比例的危險率模型 :
  $\lambda(t\,;x)=\lambda_0(t)\exp(-x'\beta)$
- Log-Normal分布 : $\log T\sim N(x'\beta,\,\sigma^2)$

위의 각 模型에서 $\log E(T)$는 다음과 같다.

$$\log E(T)=\text{상수항}+x'\delta \quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

여기에서

$$\delta=\begin{cases}\beta & (\text{지수분포, Log-Normal분포})\\ \alpha^{-1}\beta & (\text{Weibull분포, Lancaster분포})\end{cases}$$

이다.

우리의 관심은 W가 $E(T)$에 미치는 영향이다. 이에 따라 벡터 x 가운데 $\log W$와 $(\log W)^2$을 포함시켰다. 식 (5)에서 $\log W$와 $(\log W)^2$의 係數를 각각 $\delta^{(1)}$, $\delta^{(2)}$라 하면, W에 대한 $E(T)$의 탄력성은 다음과 같다.

$$\eta(\log W)\equiv\frac{d\log E(T)}{d\log W}$$
$$=\delta^{(1)}+2\delta^{(2)}\log W \quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

앞의 [圖 1]에 따르면 W는 두가지 경로를 거쳐 $\lambda(t)$에 영향을 미친다. 첫째로, W가 변하면 $BEN(=0.7\times W)$이 변하므로 $\lambda(t)$가 변한다. 둘째로, W가 변하면 式 (4)에 따라 W^*가 변하므로 $\lambda(t)$가 변한다. 예를 들어 W가 증가하여 BEN이 증가하면 $\lambda(t)$가 감소한다. 반면 W가 증가하여 W^*가 증가하면 $\lambda(t)$가 증가한다. 이처럼 W는 $\lambda(t)$에 相反된 두 影響을 미친다. 따라서 W의 증가가 $\lambda(t)$를 증가시킬 것인지 아니면 감소시킬 것인지는 선험적으로 판단할 수 없는 문제이다. 따라서 η가 양(+)인지 음(−)인지도 선험적으로 판단할 수 없는 문제이다.

[圖 2]는 η를 W의 函數로 예시하고 있다.[7] 이 그림에 따르면 η는 낮은 賃金水準에서는 음(−)이나 높은 賃金水準에서는 양(+)이다. 즉 賃金이 낮은 계층에서는 賃金이 높을수록 될 수 있는 한 빨리 再就業을 함으로써 더 많은 所得을 올리기를 원한다. 그 반면 賃金이 높은 계층에서는 될 수 있는 한 늦게 再就業을 함으로써 더 많은 餘暇를 즐기기를 원한다. 실제로 [圖 2]와

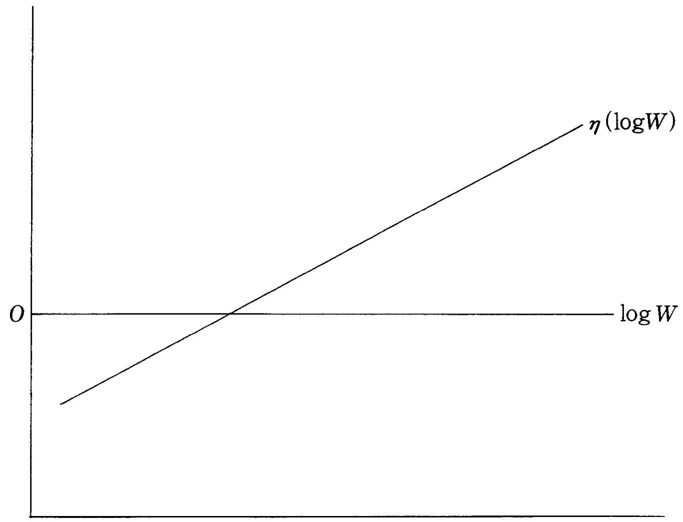
---

5) 단, x에는 t가 포함되지 않음.

6) 각 模型에 대한 자세한 설명은 다음 章을 참조하기 바람.

7) [圖 2]에서 η는 式 (6)에 따라 $\log W$의 線型函數인 것으로 그려져 있으나 실제로 兩者間의 관계는 非線型일 것이다. 우리는 線型函數가 兩者間의 전반적 모습을 파악하는 데 있어 간편하면서도 의미있는 方法을 제공한다고 본다.

[圖 2] W의 變化에 따른 η의 變化



같은 현상이 발생한다면 賃金이 낮은 계층에서는 不充分한 治療期間(休業期間)을 가질 가능성이 크며, 賃金이 높은 계층에서는 必要以上의 治療期間(休業期間)을 갖게 된다. 따라서 前者의 계층에는 休業給與를 引上하고, 後者의 계층에는 休業給與를 引下할 필요가 있을 것이다.

本 論文은 η가 이처럼 所得階層에 따라 달라지는지를 살펴보는 것에 역점을 두고자 한다. 구체적으로 우리는 다음의 두 假說을 檢定한다.

假說 1 : $\delta^{(2)}=0$

假說 2 : $\eta(\overline{\log W})$

$$=\delta^{(1)}+2\delta^{(2)}\ \overline{\log W}=0$$

여기에서 $\overline{\log W}$는 $\log W$의 標本平均(sample mean)이다.

假說 1은 彈力性이 賃金水準에 따라 달라지는가를 보기 위함이다. 만일 假說 1을 기각하고 $\delta^{(2)}>0$을 받아들이게 된다면, [圖 2]에서처럼 彈力性은 賃金水準에 따라 증가한다는 결론을 얻는다.

假說 2는 平均的인 賃金水準에서 彈力性이 양(+)인가 또는 음(−)인가를 검정하기 위함이다. 만일 假說 2를 기각하고 $\eta(\overline{\log W})>0$을 받아들이게 된다면, 平均的으로 彈力性은 양(+)이라는 결론을 얻는다. 또한 假說 1의 檢定으로부터 $\delta^{(2)}>0$라는 결론을 얻었다면, 平均的 彈力性이 양(+)이라는 것은 高賃金階層에서도 彈力性이 양(+)이며 그 수준이 클 것임을 의미한다.

다음 章에서는 推定에 사용된 각 模型을 설명하기로 한다.

Ⅲ. 模　　型

本 論文에서는 休業日數와 休業給與와의 관계를 살펴보기 위하여 最尤法(maximum likelihood method)을 사용하여 여러가지 類型의 非線型模型을 추정하였다. 이것은 單純回歸分析(ordinary least squares method)이 計算上으로는 간편하나 休業日數의 分析에는 부적절하기 때문이다. 회귀분석모형의 경우에는 개인별 휴업일수를 從屬變數로 하고, 여러 개인적 특성(휴업급여수준을 포함하여)을 나타내는 변수들을 說明變數로 하여 模型을 추정하게 된다. 그러나 이 경우 標本抽出時까지도 계속 휴업상태에 있는 재해자들의 休業日數를 어떻게 처리해야 하는가 하는 문제가 발생한다. 이러한 切斷된 標本(censored data)의 實際 休業日數는 표본추출시까지의 休業日數보다 많을 것이므로 표본추출시까지의 休業日數를 사용하면 편차가 발생한다. 반면 切斷된 標本들을 推定에서 제외하면 이것 역시 편차를 발생시킬 수 있는데, 그것은 절단된 표본들이 대부분 長期의 휴업기간을 가지므로 이들을 제외할 경우 資料가 短期의 표본에 집중되기 때문이다.

이와 같은 상황에서 생각해 볼 수 있는 가장 간단한 방법은 休業日數가 Log-Normal分布를 갖는다고 가정하고 最尤法을 이용하여 모형을 추정하는 것이다. 이것은 從屬變數가 일정구간, 예를 들어 양(+)의 값만을 가질 수 있을 때 사용되는 토빗(Tobit)模型에서와 같은 원리로 尤度函數를 확장하여 確率密度函數와 累積分布函數로 尤度函數를 구성하는 방법이다.[8] 産災休業日數의 경우에는 從屬變數의 값이 일정구간에 한정되어 있는 것은 아니지만 아래에서 보는 바와 같이 토빗模型을 원용하여 切斷된 標本의 問題에 대한 간단한 해결책을 찾을 수 있다.

切斷된 標本의 問題를 해결하는 두번째 방법은 듀레이션模型을 사용하는 것이다. 經濟學에서 듀레이션模型은 주로 失業期間의 결정요인 분석에 많이 사용되어 왔으며, 일반적으로 듀레이션分析에 있어 가장 널리 쓰이고 있다.[9] 여기에서도 앞에서처럼 尤度函數는 確率密度函數로 표현되는 부분과 累積分布函數로 표현되는 부분을 갖게 된다. 그러나 앞의 경우와는 달리 듀레이션模型에서는 危險率 $\lambda(t)$를 명시적으로 고려하여 이것이 時間이 지남에 따라 증가하는가 또는 감소하는가에 대한 질문도 제기한다. 産災休業日數의 경우에 危險率이 時間에 따라 변하게 되는 이유는 여러가지가 있을 수 있다. 式 (4)는 재취업시 얻을 수 있는 임금

8) 토빗模型에 대한 설명은 Amemiya(1985) 第10章 참조.

9) 듀레이션模型에 대한 일반적 설명은 Amemiya(1985) 第11章, Kalbfleisch and Prentice (1980), 또는 Heckman and Singer(1984) 등을 참조할 것.

W^*가 時間에 따라 변함을 보여준다. 따라서 危險率 역시 時間에 따라 변하게 된다. 예를 들어 時間이 지날수록 W^*가 감소한다면 危險率은 時間이 흐름에 따라 증가할 것이다.

또한 本 論文에서는 永久的 障碍가 남아있지 않은 災害者만을 標本으로 사용하였으며, 이에 따라 대부분의 標本은 3개월 미만의 짧은 休業期間을 가지게 되었다. 이러한 標本의 특성상 時間이 지남에 따라 危險率은 증가할 것으로 보인다.

本 論文에서는 危險率이 시간에 따라 어떻게 변하는가를 살펴보기 위하여 危險率이 時間의 單純增加 또는 單純減少函數인 경우를 가정하고 母數的(parametric) 方法에 의해 危險率의 변화를 추정하였다. 비슷한 模型을 사용하여 失業期間에 대해 연구한 결과를 보면 危險率이 시간에 따라 감소하는 것을 알 수 있다. 즉 失業狀態가 오래될수록 새로운 일자리를 찾기가 점점 더 어려워지며 失業者는 일종의 固着狀態에 빠지게 된다. 本 論文은 產災休業日數의 경우에도 이러한 현상이 보이는지를 살펴보고자 한다.

다음에서는 각 模型을 좀더 자세히 살펴보고 각각의 경우에 尤度函數의 형태는 어떠한지 알아보기로 한다.

1. Log-Normal分布

먼저 T가 다음과 같이 Log-Normal분포를 갖는 경우를 생각해 보자.

$$\log T = x'\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad \cdots\cdots(7)$$

式 (7)과 같이 가정하였을 때 T의 기대치는

$$E(T) = \exp(\frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \exp(x'\beta) \quad \cdots\cdots(8)$$

이다. 따라서 앞 章의 式 (5)의 관계가 성립한다.

만일 切斷된 標本이 없다면 式 (7)에 따라 $\log T$를 x에 대하여 回歸分析함으로써 β를 추정할 수 있다. 그러나 切斷된 標本이 있다면 이러한 방식을 사용할 수 없다.

먼저 T의 確率密度函數와 累積分布函數는 각각 다음과 같다는 것을 보일 수 있다.

$$f(t;x) = \frac{1}{\sigma t\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\log t - x'\beta)^2\right],$$

$$F(t;x) = \Phi\left(\frac{\log t - x'\beta}{\sigma}\right), \quad t>0. \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(9)$$

여기에서 $\Phi(\cdot)$는 標準正規分布의 累積分布函數를 의미한다.

式 (9)에 따르면 尤度函數는 다음과 같은 형태를 가진다.

$$L = \prod_0 f(t_i;x)\prod_1[1-F(t_i;x_i)]$$
$$= \prod_0 \frac{1}{\sigma t_i\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\log t_i - x_i'\beta)^2\right]$$
$$\prod_1 \Phi\left(\frac{x_i'\beta - \log t_i}{\sigma}\right) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(10)$$

여기에서 첨자 i는 i번째 표본(재해근로자)을 나타내며, $\prod_0$는 標本抽出時點 이전에 재취업한 근로자들의 곱을, $\prod_1$는 標本抽出

當時까지도 휴업급여를 받고 있었던 근로자들의 곱을 의미한다. 母數 β는 위의 式 (10)의 로그값을 β에 대하여 極大化함으로써 추정한다.

2. 指數分布 (exponential distribution)

우선 式 (1)에서 정의한 $\lambda(t;x)$가 時間에 따라 변하지 않으며 단지 個人的 特性 x에 따라서만 달라진다고 가정하고 이를 $\lambda(t;x)=\mu(x)$로 표현하자. 이 경우에 식 (3)으로부터 休業期間 T는 $\mu(x)$를 母數로 갖는 指數分布를 따르게 됨을 알 수 있다. 즉 T의 確率密度函數와 累積分布函數는 각각

$$f(t;x)=\mu(x)\exp[-\mu(x)t_i],$$
$$F(t;x)=1-\exp[-\mu(x)t] \cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

이다.

또한 $\mu(x)$가 x와 다음과 같은 관계를 가진다고 가정하자.

$$\mu(x)=\exp(-x'\beta) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

이와 같이 가정할 때 $\mu(x)$는 항상 양(+)의 값을 갖게 된다. 또한 $x'\beta$에 마이너스(−)를 붙인 이유는 指數分布의 假定下에서 휴업기간 T의 기대치가 다음과 같기 때문이다.

$$E(T)=1/\mu(x)=1/\exp(-x'\beta)$$
$$=\exp(x'\beta) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

따라서 式 (5)의 관계가 성립한다.

式 (11)에 따르면 尤度函數는 다음과 같은 형태를 갖게 된다.

$$L=\prod_0 f(t_i;x_i)\prod_1[1-F(t_i;x_i)]$$
$$=\prod_0 \mu(x_i)\exp[-\mu(x_i)t_i]\prod_1 \exp(-\mu_i t_i)$$
$$=\prod_0 \exp(-x_i'\beta)\exp[-\exp(-x_i'\beta)t_i]$$
$$\prod_1 \exp[-\exp(-x_i'\beta)t_i] \cdots\cdots\cdots (14)$$

3. Weibull分布

위에서는 $\lambda(t;x)$가 시간에 따라 변하지 않는 x만의 函數라고 가정하였다. 그러나 先驗的으로 이 가정을 뒷받침할 아무런 근거가 없다. 이제 이 가정을 완화하여 다음과 같은 Weibull分布의 경우를 생각해 보자.

$$\lambda(t;x)=\alpha t^{\alpha-1}\mu(x), \quad \mu(x)=\exp(-x'\beta) \cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

이 경우 만일 α가 1이라면 앞의 경우와 같이 $\lambda(t;x)=\mu(x)$가 된다. 그러나 α가 1보다 크다면 t가 증가함에 따라 $\lambda(t;x)$는 증가하며, 반대로 α가 1보다 작다면 t가 증가함에 따라 $\lambda(t;x)$는 감소한다.

危險率이 式 (15)와 같이 주어졌을 때 T의 確率密度函數와 累積分布函數는 다음과 같다.

$$f(t;x)=\mu(x)\alpha t^{\alpha-1}\exp[-\mu(x)t^{\alpha}],$$
$$F(t;x)=1-\exp[-\mu(x)t^{\alpha}] \cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

尤度函數는 앞에서와 마찬가지로 式 (16)

의 $f(t_i)$와 $F(t_i)$를

$$L=\prod_0 f(t_i;x_i)\prod_1[1-F(t_i;x_i)]\cdots\cdots\cdots(17)$$

에 대입함으로써 구한다.

Weibull분포를 가정할 때 T의 평균은 다음과 같다.

$$E(T)=\alpha^{-1}\Gamma(\alpha^{-1})\exp(\alpha^{-1}x'\beta)\cdots\cdots(18)$$

여기에서 $\Gamma(\cdot)$는 감마(Gamma)함수이다.[10]

4. Lancaster(1979)의 分布

Lancaster(1979)는 Weibull모형을 사용하여 失業期間을 분석하는 데 있어, 說明變數의 개수와 α의 推定値 사이에는 일정한 상관관계가 있음을 발견하였다. 즉 더 많은 설명변수를 x에 포함시킬수록 α의 추정치는 증가하였다. 현실적으로 모든 관련 있는 변수를 x에 포함시킬 수는 없으므로, 이러한 발견은 α의 값을 옳게 추정하는 것이 일견 불가능하다는 것을 의미할 수 있다.

Lancaster는 說明變數의 개수와 α의 推定値 사이에 존재하는 이러한 상관관계를 다음과 같이 설명한다. 이제 추정의 대상이 되는 標本을 2개의 標本集團 A와 B로 나눌 수 있다고 가정하자. 또한 A는 B에 비하여 危險率이 상대적으로 높은데, 이것은 A집단의 α값이 높아서가 아니라 x가운데 한 설명변수의 값이 A집단의 경우 B집단보다 상대적으로 높기 때문이라고 하자. 이 경우 시간이 지남에 따라 A집단의 數는 B집단에 비하여 상대적으로 적어질 것이다. 만일 우리가 이 변수를 模型에 포함시켜 추정하지 않는다면, 시간이 지남에 따라 危險率이 낮은 B집단의 比重이 커지므로 전반적인 危險率이 시간에 따라 감소하는 것으로 판단할 수 있다.

만일 Lancaster가 발견한 것이 이러한 관계에 기인한다면 다음과 같이 確率變數 v를 危險率 $\lambda(t;x)$에 포함시킴으로써 문제를 해결할 수 있다.

$$\lambda(t;x,v)=\alpha t^{\alpha-1}v\mu(x),\ \mu(x)=\exp(-x'\beta)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(19)$$

여기서 v는 平均이 1이고 分散이 σ^2인 감마分布를 갖는 확률변수이며,[11] 이것은 x에는 포함되지 않았으나 危險率에 영향을 미치는 변수들을 총괄하는 오차항으로 해석된다.

이와 같이 가정하였을 때 T의 確率密度函數와 累積分布函數는 다음과 같다.

$$f(t;x)=\mu(x)\alpha t^{\alpha-1}(1+\sigma^2\mu(x)t^{\alpha})^{-\sigma^{-2}-1},$$
$$F(t;x)=1-(1+\sigma^2\mu(x)t^{\alpha})^{-\sigma^{-2}}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(20)$$

또한 이로부터 危險率은 다음과 같이 계산된다.

$$\lambda(t;x)=\mu(x)\alpha t^{\alpha-1}/(1+\sigma^2\mu(x)t^{\alpha})\cdots(21)$$

10) $\Gamma(k)=\int_0^\infty e^{-w}w^{k-1}dw,\quad k>0$

11) v의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f_v(w)=\frac{k^k w^{k-1}e^{-wk}}{\Gamma(k)},\quad w>0,\quad k=\sigma^{-2}$$

$\sigma^2>0$인 이상 式 (21)의 右邊의 分母 부분이 시간이 흐름에 따라 증가하므로 $\lambda(t;x)$는 감소하는 경향을 보이게 된다. 또한 이러한 경향은 σ^2이 클수록 크다. 즉 모형에 포함되지 않은 변수가 많을수록 危險率은 감소하는 것으로 보일 수 있다.

Lancaster의 分布를 가정했을 때 T의 기대치는 다음과 같다.

$$E(T)=B\left(\frac{1-\alpha}{\alpha},\ \sigma^{-2}-\frac{\alpha+1}{\alpha}\right)\cdot\frac{1}{\sigma^{-2}\alpha}\cdot\exp(\alpha^{-1}x'\beta) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(22)$$

여기에서 $B(\cdot,\cdot)$는 베타(Beta)함수이다.[12]

5. Cox(1972, 1975)의 部分尤度函數 (partial likelihood)

앞에서 살펴본 Weibull分布에서 危險率 $\lambda(t;x)=\alpha t^{\alpha-1}\exp(x'\beta)$은 時間 t의 함수로 나타낼 수 있는 부분인 $\alpha t^{\alpha-1}$과 說明變數 x의 함수로서 나타낼 수 있는 부분인 $\mu(x)=\exp(-x'\beta)$으로 분리될 수 있었다. 이제 이것을 一般化하여 다음과 같은 형태의 危險率을 상정해 보자.

$$\lambda(t;x)=\lambda_0(t)\exp(-x'\beta) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(23)$$

式 (23)에서 $\lambda_0(t)$는 Weibull분포의 경우 $\lambda_0(t)=\alpha t^{\alpha-1}$이었다. 그러나 아래에서는 이러한 具體的인 형태를 가정하지 않고 一般的인 형태로 남겨둔 상태에서 β를 추정하는 방법을 살펴보기로 한다.

式 (23)과 같은 형태의 危險率模型을 比例的危險率模型(proportional hazard model)이라 하는데, 이를 추정하는 방법으로 가장 널리 알려진 것이 Cox(1972, 1975)의 部分最尤法이다. 먼저 切斷된 標本(censored data)이 없고 또한 休業期間이 同一한 標本들(tied data)도 없는 경우 部分尤度函數는 다음과 같다.

$$L_1=\prod_{i=1}^{n}\frac{\exp(-x_i'\beta)}{\sum_{h\in R(t_i)}\exp(-x_h'\beta)} \quad \cdots\cdots\cdots(24)$$

여기에서 $R(t_i)$는 휴업기간이 t_i 이상인 표본의 集合을 의미한다.

Kalbfleish and Prentice(1973)는 式 (24)의 右邊이 限界尤度函數(marginal likelihood)인

$$P(t_{(1)}<t_{(2)}<\cdots<t_{(n)}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(25)$$

과 같음을 보였다. 여기에서 $t_{(i)}$는 標本을 休業期間이 짧은 순서대로 배열했을 때 i번째 標本의 休業期間을 의미한다. 式 (25)는 部分尤度函數가 母數推定에 있어 休業日數의 절대값에 대한 정보는 사용하지 않고 相對的 順位만을 사용함을 보여준다.

이제 절단된 표본이나 휴업기간이 동일한 표본이 있는 경우의 部分尤度函數의 형태를 살펴보기로 한다. 먼저 標本을 휴업기간 순서대로 배열하였을 때 N개의 서로 다른 休

12) $B(a,b)=\int_0^1 w^{a-1}(1-w)^{b-1}dw,\quad a>0,\quad b>0$

業日數 $t_{(1)}<t_{(2)}<\cdots<t_{(N)}$를 얻었다고 가정하자. 그리고 각각의 휴업일수 $t_{(i)}$에 대하여 m_i개씩의 표본이 있다면, 全體標本數를 n이라 했을 때 $n=\sum_{i=1}^{N} m_i$가 되며 部分尤度函數는 다음의 형태를 가진다.

$$L_1=\prod_{i=1}^{N}\left\{\frac{\exp[\sum_{j\in S_i}\delta_j x_j'\beta]}{\sum_{l\in R[t_{(i)};m_i]}\exp[\sum_{j\in l}x_j'\beta]}\right\}^{d_i} \cdots\cdots (26)$$

여기에서 S_i는 휴업일수가 $t_{(i)}$인 표본의 集合이며, δ_j는 x_j가 절단된 표본일 경우는 0, 그렇지 않으면 1의 값을 가지는 變數이다. 또한 $R[t_{(i)};m_i]$는 휴업일수가 $t_{(i)}$이상인 $m_i+m_{i+1}+\cdots+m_N$개의 표본 가운데 서로 다른 m_i개를 추출하여 만든 集合들의 集合이다. 따라서 $R[t_{(i)};m_i]$는 $\binom{m_i+\cdots+m_N}{m_i}$개의 원소를 가지며, 각 원소는 다시 m_i개의 표본을 원소로 갖는 集合이다. 마지막으로 d_i는 S_i가운데 적어도 하나가 절단되지 않은 표본일 때는 1, 모두 절단된 표본일 때는 0의 값을 갖는 변수이다.

部分尤度函數가 式 (26)과 같이 주어졌을 때 앞에서와 같이 이를 極大化함으로써 β를 추정할 수 있다. 그러나 실제로 위의 部分尤度函數를 계산하는 것은 매우 어렵다. 그것은 $R[t_{(i)};m_i]$의 원소 개수가 대단히 많아서 部分尤度函數의 分母 부분을 계산하는 것에 너무나 많은 시간이 소요되기 때문이다. 따라서 아래에서는 Fenn(1981)의 방법을 사용하여 部分尤度函數의 近似値를 계산하였는데, 그 근사치의 형태는 다음과 같다.

$$L_r=\prod_{i=1}^{N}\left\{\frac{\exp(\sum_{j\in S_i}\delta_j x_j'\beta)}{\binom{n-N_{i-1}}{m_i}\left[\frac{1}{n-N_{i-1}}\sum_{j\in R(t_{(i)})}\exp(x_j'\beta)\right]^{m_i}}\right\} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (27)$$

여기에서 $N_{i-1}=m_1+\cdots+m_{i-1}$이며, $R(t_{(i)})$는 휴업기간이 $t_{(i)}$ 이상인 표본의 集合을 의미한다. Fenn(1981)에 따르면 각 項別로 誤差의 정도는

$$0\left[\frac{\binom{n'-2}{m'-2}}{\binom{n'}{m'}\binom{n'}{m'}}\right]$$

이다. 여기에서 $n'=n-N_{i-1}$이고 $m'=m_i$이다.

6. 模型間의 比較

Weibull分布가 指數分布를 일반화한 형태라면, 部分最尤法을 사용하여 추정하는 比例的危險率模型은 Weibull分布를 다시 일반화한 형태라고 할 수 있다. 또 한편으로 Lancaster(1979)의 模型 역시 Weibull分布模型을 일반화한 형태라고 할 수 있는데, 그것은 $\sigma^2\rightarrow 0$일 때 Lancaster의 分布가 Weibull分布로 수렴하기 때문이다. Lancaster분포와 比例的危險率模型 사이의 차이는 표본간의 異質的 危險率(heterogeneous hazard)을 모형화하는 데 있어 Lancaster分布가 母數的 方法을 사용하는 반면 比例的危險率模型에서는 非母數的 方法을 사용한다는 데 있다. 따라서 양자 중

어느 것이 우월한가 하는 문제는 일반적으로 모수적 방법과 비모수적 방법이 갖는 장단점에 비추어 판단할 수 있다. 즉 비모수적 방법은 misspecification에 대하여 robust하나 모수적 방법보다 efficiency가 떨어진다. 반면 모수적 방법은 옳은 specification하에서는 efficient한 추정치를 제공하나 specification이 잘못된 경우에는 여러 문제를 유발할 수 있다.

本 論文에서는 比例的危險率模型보다는 Lancaster模型을 선호하는데, 그 이유는 比例的危險率模型의 경우, 첫째 尤度函數를 極大化하기 위해서 式 (27)과 같은 近似値를 써야 한다는 短點이 있으며, 둘째 計算上의 이유로 標本의 갯수를 대폭 줄여야 했기 때문이다.[13] 또한 比例的危險率模型에서는 앞의 模型들과는 달리 T의 기대치를 손쉽게 계산할 수 없다. 즉 式 (8), (13), (18), (22)에서는 $E(T)$가 닫힌 형태(closed form)로 주어졌으나 比例的危險率模型에서 $E(T)$를 구하기 위해서는 數値的 方法(numerical method)에 의존해야 한다. 우리가 $E(T)$에 관심을 갖는 이유는 休業日數의 賃金에 대한 彈力性을 추정하기를 원하기 때문이다. 比例的危險率模型에서 이 彈力性을 구하기 위해서는 β를 추정한 후에 이로부터 非母數的 方法에 의하여 階段函數(step function)형태의 $\lambda_0(t)$를 추정하고 이로부터 수치적 방법으로 탄력성을 계산해야 한다. 本 論文에서는 이러한 계산의 복잡성으로 인해 比例的危險率模型의 경우 彈力性을 구하지 않았다.

이제 다음 章에서는 x에 포함된 說明變數들을 설명하고, 또한 推定에 사용된 자료의 특성을 살펴보기로 한다.

Ⅳ. 資　料

1. 說明變數

災害者의 特性을 나타내 주는 변수로는 다음의 것들을 사용하였다.

SEX = 재해 근로자가 男性이면 1, 女性이면 0인 假變數(dummy variable),

$EDU1$ = 高卒이면 1, 中卒 이하나 初大卒 이상이면 0인 假變數,

$EDU2$ = 初大卒 이상이면 1, 미만이면 0인 假變數,

AGE = 災害日 당시의 연령,

13) 우도함수의 극대값은 8MB의 memory와 Intel 80486-DX2+CPU를 가진 PC에서 GAUSS의 Maxlik 루틴을 사용하여 계산하였다. 이때 여타 모형에서는 1萬개 정도의 표본을 사용할 수 있었지만 비례적위험률모형에서는 1,500개 정도의 표본만을 사용할 수 있었다. 그 이유는 식 (27) 우변의 i항을 계산하기 위해서 i번째 표본 이후의 모든 표본에 대한 정보가 필요하기 때문이다. 반면 다른 모형에서는 i항을 계산하기 위해서 i번째 표본에 대한 정보만이 필요하다.

W = 1日賃金 = BEN(1日休業給與) ÷ 0.7,
$EXBED$ = 예상 치료기간(日),
$SEOUL$ = 관할 事務所가 서울이면 1, 아니면 0인 假變數,
TEN = 재해일 당시의 在職期間(月).

이 변수들을 사용하여 다음과 같이 x를 구성하였다.

$$x = (SEX \quad EDU1 \quad EDU2 \quad \log W \quad (\log W)^2 \quad \log EXBED \quad SEOUL \quad \log(TEN+1))' \cdots\cdots (28)$$

각 變數들의 意味는 다음과 같다.

일반적으로 男性은 家計內의 유일한 또는 가장 중요한 所得源일 것이므로 휴업을 빨리 끝내고 직장으로 복귀하여 정상적인 임금을 벌고자 하는 유인이 女性보다 클 것으로 보인다. 따라서 SEX의 係數는 음(−)일 것으로 예상된다.

教育水準과 休業日數 사이에는 이론적으로 큰 관련이 없을 것으로 보이나 教育水準이 대리할 수 있는 개인적 특성을 통제(control)하기 위하여 $EDU2$와 $EDU1$를 설명변수에 포함시켰다.

재해자의 年齡은 휴업일수에 대하여 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상되는데, 이는 일반적으로 나이가 많을수록 같은 負傷에 대해서 더 긴 回復期間이 소요되기 때문이다.

W는 1日當 賃金으로서 $W = BEN \div 0.7$의 방식으로 계산하였다. 脚註 4에서 설명한 것처럼 실제에 있어 BEN이 W의 70%보다 크거나 작을 수 있으나 그 차이는 크지 않을 것으로 보이며, 또 차이가 나더라도 모든 休業勞動者에 있어 동일한 %만큼 차이가 난다면 아래의 假說檢定結果는 변함이 없다.

$\log EXBED$는 재해로 인한 負傷의 정도를 나타내는 代理變數로 사용하였다. $EXBED$는 처음 요양급여를 신청할 때 의사가 판정하는 예상치료일수로서 대개의 경우 1주, 2주와 같이 주단위로 기록되어 있다. 실제치료일수를 사용하지 않고 예상치료일수를 사용한 이유는 실제치료일수 역시 휴업일수와 같이 도덕적 위험(moral hazard)의 영향을 받을 수 있다고 생각되기 때문이다. 부상의 정도가 심할수록 휴업일수가 길어질 것이므로 $\log EXBED$의 계수는 양(+)일 것으로 예상된다.

$SEOUL$은 지역에 따라 평균휴업일수가 달라질 가능성을 고려하기 위하여 식에 포함되었다. 예를 들어 재해근로자의 치료상태에 대한 산재보험당국의 감독이 서울지방에서 좀더 심하다고 할 때, $SEOUL$의 係數는 음(−)일 것으로 예상된다.

在職期間은 이론상 휴업일수와 큰 관련이 없을 것으로 보이나 $EDU2$ 및 $EDU1$와 마찬가지로 통제변수로서 모형에 포함되었다.

2. 資料의 整理

아래의 分析에 사용한 資料는 勞動部에서

제공받은 두 파일로부터 구성하였다. 첫째로, 個人別 휴업일수와 휴업급여는 休業給與 파일에서 정리하였다. 휴업급여 파일은 개인의 각 支給件別로 해당 지급개시일·종료일과 지급액을 기록하고 있다. 둘째로, 여타의 個人別 特性은 災害者 마스터파일로부터 정리하였다. 재해자 마스터파일은 개인별로 재해일, 채용일, 학력, 재해급호, 직업병, 예상치료기간 등을 기록하고 있다. 이제 이 두 파일을 災害者의 주민등록번호와 재해연월일을 기준하여 合致(merge)함으로써 추정에 필요한 변수들을 구성하였다.

아래의 分析은 1990년의 신규 휴업급여 수급자만을 대상으로 하였다. 그 수는 대략 13萬명 정도에 이르는데, 計算上 이들을 모두 표본에 포함시킬 수 없었기 때문에 여러 과정을 거쳐 標本의 數를 줄였다. 먼저 製造業 근로자만을 標本에 포함시켰는데 이에 따라 재해자수는 7萬명 이하로 줄어들었다. 그 다음 年齡이 지나치게 높거나(만 61세 이상) 낮은(15세미만) 경우도 제외하였고, 災害日로부터 休業給與 受給開始日 사이의 期間이 일주일을 초과하거나 재해 당시 經歷期間이 음(−)인 경우도 제외하였다. 또한 최초수급액이 0이거나 총수급액이 0인 경우도 제외하였다.[14)]

마지막으로 1991년 12월 31일(표본추출시점) 이전에 死亡하였거나 障害補償을 받게 된 근로자들을 제외하였다.[15)] 이들은 障害補償을 받지 않게 된 재해근로자들에 비해 負傷의 程度가 심하다. 따라서 이들을 標本에서 제외함으로써 負傷의 심각성이란 면에서 어느 정도 同質的인 標本을 얻을 수 있다고 판단된다. 즉 이들을 標本에서 제외함으로써 負傷의 程度가 休業日數에 미치는 영향을 많은 부분 統制할 수 있다. 그럼에도 불구하고 統制되지 않는 부분에 대해서는 $\log EXBED$를 式에 포함시킴으로써 통제하였다.

이와 같이 障碍者와 死亡者들을 標本에서 제외하였을 경우에 발생할 수 있는 問題는 切斷된 標本의 성격이 애매해진다는 것이다. 즉 切斷된 標本의 경우에는 이들이 完治되어 궁극적으로 標本에 포함될 수 있을 것인지 아니면 死亡하거나 障害判定을 받아 標本에서 제외될 것인지를 알 수 없다. 그러나 실제에 있어 이것은 問題가 될 수 없을 것으로 보인다. 예를 들어 指數分布의 경우, t와 $t+\triangle t$時點 사이에 휴업급여를 중단하고 再就業할 條件附確率을 $\lambda\triangle t$, 障碍者로 判定되거나 또는 死亡하여 標本에서 제외될 條件附確率을 $\lambda^{*}\triangle t$라 하자. 그러면 尤度函數는

$$
\begin{aligned}
L &= \prod_{0}\lambda\exp[-(\lambda+\lambda^{*})t_i]\prod_{1}\exp[-(\lambda+\lambda^{*})t_i] \\
&= \prod_{0}\lambda\exp(-\lambda t_i)\prod_{1}\exp(-\lambda t_i) \\
&\quad \times\prod_{0+1}\exp(-\lambda^{*}t_i) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (29)
\end{aligned}
$$

14) 總受給額이 0인 것은 휴업급여 지급후에 이를 다시 回收한 경우이다.

15) 구체적으로는 '治療區分'이 1(完治) 또는 5(繼續)인 재해자만을 포함시켰으며, 재해급호, 직업병, 합병증란이 모두 공백(blank)인 경우만을 포함시켰다.

가 된다. 만일 λ를 결정짓는 母數(β)가 λ^*를 결정짓는 母數(예를 들어 γ)와 다르다면 우리는 위의 尤度函數에서 $\prod_{0+1}\exp(-\lambda^* t_i)$를 제외한 나머지 부분만을 極大化함으로써 β를 옳게 추정할 수 있다.

休業日數를 계산하는 데 있어서는 두가지 방법을 사용하였다. 첫째, 휴업급여 파일에 나타난 最初受給日과 最終受給日을 파악하여 이들 사이의 日數를 계산하였다. 그러나 이 방법을 사용할 경우 最初受給日과 最終受給日 사이에 空白이 있는 경우, 즉 도중에 한동안 휴업급여를 받지 않은 경우 총휴업일수가 過大計上될 수 있다.

이에 따라 둘째 방법으로 휴업급여 지급시마다 기록된 支給件當 휴업일수를 합하여 총휴업일수를 구하는 방법도 고려하였다. 그러나 이 방법 역시 短點을 가지고 있는데, 그것은 이미 휴업급여를 지급한 기간에 대하여 추가적인 再支給이 이루어진 경우 그만큼 휴업일수가 重複되어 총휴업일수가 過大計上된다는 점이다. 再支給은 賃金變動順應率制度에 따라 휴업급여 조정이 事後的으로 이루어진 경우가 主를 이루고 있다. 임금변동순응률제도란 재해근로자와 같은 직종에 종사하는 근로자의 통상임금이 5% 이상 변동된 때에 이에 맞추어 재해근로자의 평균임금을 개정하도록 하는 제도이다(産業災害補償保險法 제9조 4항 및 同 施行令 제10조 2항).

이와 같은 이유에서 우리는 기본적으로 위의 첫째 방법을 사용하여 휴업일수를 계산하되, 두 방법에 의한 총휴업일수를 비교하여 둘째 방법에 의한 것이 첫째 방법에 의한 것보다 일주일 이상 적은 경우는 도중에 空白이 있는 경우로 보아 標本에서 제외하였다.

1日平均 休業給與를 계산하기 위해서는 다음과 같은 방법을 사용하였다. 먼저 휴업급여 파일에 기록된 모든 支給件에 대하여 총지급액 S를 구하였다. 그리고 1일평균 휴업급여 BEN은 다음의 수식에 의하여 계산하였다.

$$BEN=S\cdot\frac{1-r}{1-r^t}\cdot\frac{1}{c^k}\quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(30)$$

$$r=1.201^{1/365},\qquad c=1.094^{1/365}$$

여기에서 t는 앞에서 구한 휴업일수이며, $r-1$은 1990년의 1일평균 제조업 임금상승률(0.0502%), k는 1990년 1월 1일부터 재해일까지의 日數, 그리고 $c-1$은 1990년의 1일평균 소비자물가 상승률(0.0245%)이다. 式 (30)은 휴업급여가 賃金變動順應率制度에 따라 매일 r만큼씩 인상되었다는 가정하에서 계산되었다.[16] 이러한 가정하에서 최초수급일 1일에 대한 名目 休業給與를 BEN^*라 표시하면

$$\begin{aligned}S&=(1+r+r^2+\cdots+r^{t-1})BEN^*\\&=\frac{1-r^t}{1-r}BEN^*\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(31)\end{aligned}$$

이다. 따라서

16) 실제에 있어 급여인상은 1년에 한번 정도 이루어진다.

$$BEN^{*}=\frac{1-r}{1-r^{t}}S \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (32)$$

이며 이를 소비자물가 상승률에 따라 조정해 준 결과가 式 (30)이다.

式 (30)과 같은 방법을 쓰지 않고 단순히 S/t을 계산하여 이를 1일평균 휴업급여로 사용하고 이로부터 $W=S/t \div 0.7$을 구할 때는 log$W$의 계수가 過大推定될 가능성이 있다. 그것은 임금변동순응률제도에 따라 휴업급여가 점차 인상되기 때문에, 실질가치는 동일하나 휴업기간이 긴 재해근로자일수록 S/t가 클 수 있기 때문이다. 따라서 휴업기간과 S/t 사이에는 外見上의 양(+)의 상관관계가 나타날 수 있다.

1일평균 휴업급여액을 계산하는 방법으로 재해자별 최초 支給件에 대하여 1일평균 휴업급여액을 사용하는 방법도 생각해 보았다. 그러나 재해자에 따라서는 최초지급액에 대한 추가적인 재지급이 이루어진 경우가 있어서 이 방법을 사용하지 않았다.

이와 같은 과정을 거쳐 추출한 標本의 數는 2萬 2,069개였다. 이 標本에서 1日給與(BEN)의 최소값은 605원, 최대값은 21萬원 정도이다. 최소값 605원은 월급여로 1萬 8千원에 불과하며, 최대값 21萬원은 월급여로 630萬원에 해당한다. 따라서 최소값은 지나치게 작고 최대값은 지나치게 큰 것으로 보인다. [圖 3]은 logBEN의 분포를 도시하고 있다.

[圖 3]에 따르면 대부분의 logBEN는 8과 11 사이에 있다. 따라서 本 論文에서는 logBEN이 8이하인 경우와 11이상인 경우를 標本에서 제외하였는데 이렇게 제외된 標本의 수는 24개에 불과하였다. 이들을 제외하였을 때 남겨진 標本의 數는 2萬 2,046개였으며, 아래에서는 이 2萬 2,046개의 最終標本을 사용하여 모든 推定을 진행했다.

3. 統計値

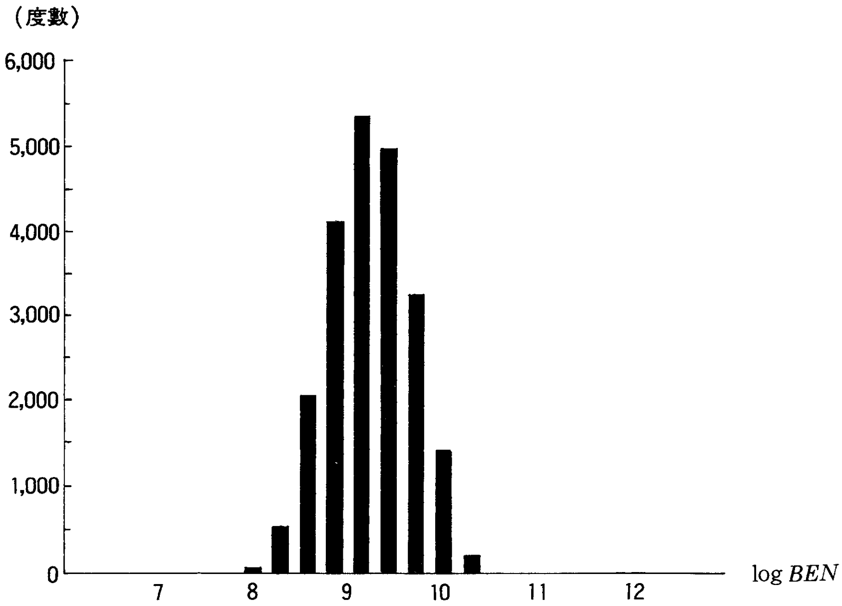
최종표본의 平均 및 標準偏差, 最大값과 最小값은 〈表 1〉과 같다.

먼저 休業日數의 분포를 살펴보면, 각 受給者는 평균적으로 두 달 가량의 휴업기간을 가지며 最少休業日數는 1일, 最多休業日數는 2년에 가깝다는 것을 알 수 있다. 〈表 2〉는 休業日數의 分布를 좀더 자세히 보여준다.

〈表 2〉에서 대부분(86.3%)의 休業은 3개월 이전에 끝나며, 거의 모든(98.8%) 休業이 1년 이내에 끝남을 알 수 있다. 休業期間이 1년 이상인 재해자 270명 가운데 切斷된 標本에 해당하는 경우(즉 1991년 12월 31일 현재 休業給與를 수급중인 재해자)는 모두 170명(全體標本의 0.8%)이었다.

다음으로 〈表 1〉의 $EDU1$과 $EDU2$의 평균을 보면 高卒이 32%, 初大卒이상이 49%임을 알 수 있다. 그러나 初大卒이상 49%는 믿을 수 없을 만큼 큰 比率이다. 이를 좀더 자세히 살펴보기 위하여 學歷分布를 세분한 결과는 〈表 3〉과 같다. 〈表 3〉을 보면, 大卒의 비중이 46% 정도로서 지나치게

[圖 3] log*BEN*의 分布



〈表 1〉 統計値

變 數	平 均	標準偏差	最小 값	最大 값
休業日數(日)	58.16	66.49	1.00	762.00
SEX	0.87	0.34	0.00	1.00
*EDU*1	0.32	0.47	0.00	1.00
*EDU*2	0.49	0.50	0.00	1.00
AGE(年)	33.27	10.30	15.01	60.96
W(원)	16,772.86	7,551.16	4,276.13	79,601.90
EXBED(日)	37.48	21.46	1.00	491.00
SEOUL	0.11	0.32	0.00	1.00
TEN(月)	30.84	41.95	0.00	375.00

높음을 알 수 있다.[17] 이는 보고서 기입과정에서 불성실하게 기입한 결과로 보인다. 따라서 변수 *EDU*1과 *EDU*2의 係數推定値를 해석할 때 이 점을 고려해야 할 것이다.

17) 標本數를 줄이기 전의 원래의 標本(13萬개 정도)에서도 같은 현상이 나타난다.

V. 推定結果

위에서 설명한 것처럼 우리의 標本數는 2萬개 정도이다. 그러나 이것도 계산상 너무

〈表 2〉 休業日數 分布

休業日數	度數(명)	分布(%)	累積分布(%)
7일 이내	279	1.27	1.27
8~14일	1,745	7.92	9.18
15~21일	2,508	11.38	20.56
22~28일	2,718	12.32	32.89
29~61일	8,684	39.37	72.28
62~91일	3,094	14.04	86.31
92~183일	2,196	9.96	96.27
184~365일	552	2.50	98.78
366~730일	270	1.23	100.00

〈表 3〉 學歷 分布

學　歷	度數(명)	分布(%)	累積分布(%)
無　學	953	4.32	4.32
國　卒	3,086	14.00	18.32
中　卒	305	1.38	19.70
高　卒	6,990	31.71	51.41
初大卒	438	1.99	53.40
大　卒	10,216	46.34	99.74
大卒이상	58	0.26	100.00

많은 표본이어서 이것을 2개의 部分標本(subsample)으로 나누어 각각에 대하여 β를 추정하였다. 표본을 나누는 방법은 우선 표본을 年齡順으로 배열하고 이중에서 部分標本 1은 짝수번째의 표본만을, 部分標本 2는 홀수번째의 표본만을 골라 구성하였다. 그 결과 부분표본 1은 1萬 1,021개의 표본을 가졌으며, 부분표본 2는 1萬 1,025개의 표본을 가졌다.[18]

먼저 각 部分標本別로 설명변수간의 상관계수를 구한 결과는 〈表 4〉 및 〈表 5〉와 같다. 이들 表에서 알 수 있듯이 log$W$는 SEX 및 log(TEN+1)과 상당히 큰 相關關係(0.4~0.5)를 가지는데, 이는 남성이 여성에 비하여 또 재직기간이 길수록 상대적으로 임금이 높기 때문인 것으로 보인다. 또한 logAGE는 log(TEN+1)과 다소간의

18) 실제에 있어서는 logBEN가 8이하이거나 11이상인 標本을 제외하기 전에 全體標本을 部分標本 1과 2로 분리하였으며, 그후 각 部分標本에 대하여 logBEN이 8이하이거나 11이상인 경우를 제외하였기 때문에 部分標本 1과 2의 標本數가 달라졌다.

〈表 4〉 說明變數間의 相關係數(部分標本 1)

	SEX	$EDU1$	$EDU2$	$\log AGE$	$\log W$	$(\log W)^2$	$\log EXBED$	$SEOUL$
$EDU1$	−0.025							
$EDU2$	0.128	−0.666						
$\log AGE$	−0.126	0.130	−0.338					
$\log W$	0.408	0.025	0.045	0.218				
$(\log W)^2$	0.402	0.026	0.043	0.220	1.000			
$\log EXBED$	0.035	0.012	−0.013	0.016	−0.028	−0.029		
$SEOUL$	0.010	−0.066	0.096	−0.085	−0.076	−0.076	−0.012	
$\log(TEN+1)$	0.037	0.059	−0.067	0.279	0.456	0.458	−0.031	−0.051

〈表 5〉 說明變數間의 相關係數(部分標本 2)

	SEX	$EDU1$	$EDU2$	$\log AGE$	$\log W$	$(\log W)^2$	$\log EXBED$	$SEOUL$
$EDU1$	−0.021							
$EDU2$	0.134	−0.659						
$\log AGE$	−0.138	0.106	−0.327					
$\log W$	0.401	0.026	0.054	0.203				
$(\log W)^2$	0.395	0.026	0.052	0.205	1.000			
$\log EXBED$	0.029	0.003	0.006	0.013	−0.016	−0.017		
$SEOUL$	0.030	−0.054	0.089	−0.066	−0.057	−0.057	−0.004	
$\log(TEN+1)$	0.035	0.048	−0.048	0.263	0.466	0.468	−0.050	−0.056

相關關係(0.26~0.28)를 보이며 $\log W$와도 0.2 정도의 상관관계를 보이고 있다. 즉 연령이 높을수록 재직기간이 길며 임금도 높다. $EDU2$와 $\log AGE$ 사이에 존재하는 음(−)의 상관관계는 연령이 높을수록 학력이 낮음을 보여준다. 그러나 앞에서 설명하였듯이 $EDU2$은 크게 믿을 만한 변수가 되지 못한다.

〈表 4〉와 〈表 5〉에서 주목할 것은 $\log W$와 $(\log W)^2$ 사이의 相關係數가 1에 가깝다는 사실이다. 이처럼 큰 相關係數는 多重共散性(multicollinearity)의 문제를 야기할 수 있다. 따라서 尤度比檢定을 통하여 多重共散性이 문제가 되는지를 살펴보았다. 즉 $(\log W)^2$를 x에 포함시키지 않고 模型을 추정해 보고 이 경우의 로그尤度값과, $(\log W)^2$를 x에 포함시킨 경우의 로그尤度값을 비교하였다.

部分標本 1과 部分標本 2에 대하여 指數分布, Weibull分布, Lancaster分布, 그리고 Log-Normal분포를 추정한 결과가 각각 〈表 6〉 및 〈表 7〉에 실려 있다.

먼저 部分標本 1에 관한 〈表 6〉의 결과를

보면, 대부분의 係數推定値들은 예상하였던 방향의 값들을 가지고 있음을 알 수 있다. *SEX*는 모든 모형에서 음(－)의 係數推定値를 가지며 이 추정치는 많은 경우 통계적으로 유의하다. 따라서 남성은 여성보다 휴업기간이 짧은 것으로 보인다.

*EDU*2는 *EDU*1보다 작은 음(－)의 係數推定値를 가진다. 즉 敎育水準이 높을수록 휴업기간이 짧다. 이것의 이유는 현재로서는 명확치 않다.

log*AGE*는 모든 模型에서 매우 유의한 양(＋)의 係數推定値를 가진다. 따라서 연령이 높을수록 휴업일수가 길어지는데, 이는 나이가 많을수록 더 많은 治療日數가 필요하기 때문인 것으로 보인다.

log*W*와 $(\log W)^2$ 역시 모든 模型에서 매우 유의한 係數推定値를 가지며, 이들의 係數가 모두 0이라는 複合假說(joint hypothesis)은 모든 경우에 0.001 이하의 수준에서 기각된다. 또한 log*W*와 $(\log W)^2$ 사이에 다중공산성이 존재할 가능성을 보기 위하여 $(\log W)^2$를 제외하고 모형을 추정한 결과, 尤度比檢定은 $(\log W)^2$의 係數가 0이라는 가설을 0.0001 이하의 수준에서 모두 기각하였다.

log*EXBED*의 係數推定値는 모든 모형에서 매우 유의하다. 실제로 이 係數推定値의 *t*값은 어느 係數推定値보다도 유의한 것으로 나타났는데, 이는 休業日數를 결정하는데 있어 負傷의 程度가 매우 중요한 변수임을 시사한다.

*SEOUL*은 모든 模型에서 매우 유의한 음(－)의 係數推定値를 가진다. 즉 서울지방 재해근로자의 휴업일수가 타지방에 비하여 상대적으로 적다. 이것이 무엇에 기인하는지는 현재로서 알 수 없다. 아마도 서울지방의 경우 휴업근로자의 治療狀態에 대한 産災保險當局의 감시가 더 심하기 때문일 수도 있을 것이다. 과연 이러한지에 대해서는 實地調査가 필요할 것으로 보인다.

마지막으로 log(*TEN*+1)의 係數推定値는 어느 模型에서도 유의하지 않으며, 符號도 경우에 따라 양(＋) 또는 음(－)으로서 통일성이 없다. 따라서 在職期間은 휴업일수에 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

$\alpha-1$의 推定値는 Weibull分布와 Lancaster分布에서 양(＋)으로서 매우 유의하다. 즉 危險率은 시간이 지남에 따라 증가한다. 그 推定値는 Weibull分布에 비하여 Lancaster分布에서 특히 큰데, 이것은 앞에서 설명한 바와 같이 式에 포함되지는 않았으나 危險率에 영향을 미치는 變數들이 존재하기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

〈表 7〉에서 알 수 있는 것처럼 部分標本 2의 경우에도 部分標本 1과 유사한 결과를 얻었다.

어느 模型에서든 $(\log W)^2$의 係數推定値가 양(＋)으로서 유의하므로 假說 1은 모든 경우에 기각되며 동시에 $\delta^{(2)}>0$라는 결론을 얻는다. 즉 賃金水準이 높을수록 彈力性은 증가한다.

假說 2 역시 〈表 8〉이 보여주는 것처럼

〈表 6〉 模型推定結果(部分標本 1)

變 數	指數分布	Weibull分布	Lancaster分布	Log-Normal分布
常數項÷10	1.389 (2.551) [3.692]	1.543 (2.153) [4.076]	4.883 (5.739) [5.538]	1.437 (6.296) [6.259]
SEX	−0.021 (−0.474) [−0.619]	−0.013 (−0.233) [−0.390]	−0.188 (−2.782) [−2.432]	−0.52 (−2.636) [−2.427]
$EDU1$	0.033 (0.882) [1.191]	0.051 (1.062) [1.835]	−0.131 (−2.319) [−2.017]	−0.025 (−1.577) [−1.465]
$EDU2$	−0.040 (−1.193) [−1.426]	−0.044 (−1.023) [−1.578]	−0.199 (−3.574) [−3.082]	−0.053 (−3.331) [−3.062]
$\log AGE$	0.287 (6.691) [8.026]	0.365 (6.181) [10.120]	0.436 (5.935) [5.221]	0.144 (7.162) [6.508]
$\log W$	−2.639 (−2.336) [−3.375]	−2.885 (−1.939) [−3.669]	−10.577 (−5.949) [−5.767]	−2.929 (−6.145) [−6.150]
$(\log W)^2$	0.143 (2.437) [3.526]	0.157 (2.032) [3.845]	0.559 (6.033) [5.881]	0.157 (6.325) [6.361]
$\log EXBED$	0.379 (10.662) [34.756]	0.388 (9.195) [37.718]	4.919 (46.995) [58.300]	0.744 (36.056) [73.772]
$SEOUL$	−0.118 (−3.437) [−3.860]	−0.141 (−3.163) [−4.636]	−0.224 (−3.725) [−3.195]	−0.081 (−4.949) [−4.282]
$\log(TEN+1)$	−0.009 (−0.787) [−1.210]	−0.013 (−0.870) [−1.729]	0.018 (1.110) [1.008]	0.003 (0.682) [0.666]
$\alpha-1$		0.169 (10.777) [22.897]	3.916 (46.322) [57.265]	
σ			1.595 (97.610) [102.413]	0.667 (128.333) [187.645]
$\log L$	−54,945	−54,673	−50,131	−11,302

註 : ( ) 안의 數는 보통의 t값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 robust t값임.

〈表 7〉 模型推定結果(部分標本 2)

變 數	指數分布	Weibull分布	Lancaster分布	Log-Normal分布
常數項÷10	2.330 (2.435) [5.899]	3.124 (2.052) [7.882]	4.004 (4.498) [4.367]	1.159 (5.032) [5.162]
SEX	−0.088 (−1.862) [−2.666]	−0.096 (−1.390) [−2.894]	−2.225 (−3.145) [−2.882]	−0.089 (−4.408) [−4.393]
$EDU1$	−0.031 (−0.829) [−1.086]	−0.038 (−0.719) [−1.325]	−0.119 (−2.024) [−1.805]	−0.038 (−2.288) [−2.208]
$EDU2$	−0.051 (−1.397) [−1.830]	−0.065 (−1.268) [−2.342]	−0.198 (−3.473) [−3.080]	−0.052 (−3.223) [−3.094]
$\log AGE$	0.164 (3.923) [4.626]	0.206 (3.616) [5.769]	0.458 (6.141) [5.536]	0.127 (6.169) [5.897]
$\log W$	−4.530 (−2.277) [−5.509]	−6.057 (−1.908) [−7.340]	−8.628 (−4.640) [−4.524]	−2.329 (−4.844) [−4.992]
$(\log W)^2$	0.242 (2.325) [5.648]	0.322 (1.942) [7.491]	0.454 (4.683) [4.588]	0.125 (4.970) [5.146]
$\log EXBED$	0.405 (10.897) [36.702]	0.421 (9.162) [41.346]	5.012 (47.044) [58.532]	0.767 (36.746) [75.269]
$SEOUL$	−0.073 (−2.254) [−2.359]	−0.087 (−1.959) [−2.810]	−0.120 (−1.897) [−1.627]	−0.055 (−3.230) [−2.941]
$\log(TEN+1)$	−0.002 (−0.216) [−0.277]	−0.000 (−0.031) [−0.054]	0.010 (0.646) [0.577]	−0.001 (−0.115) [−0.116]
$\alpha-1$		0.205 (12.652) [27.222]	4.082 (46.121) [51.480]	
σ			1.595 (97.688) [102.078]	0.638 (114.647) [173.391]
$\log L$	−54,810	−54,424	−49,902	−10,861

註 : ( ) 안의 數는 보통의 t값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 robust t값임.

〈表 8〉 $\overline{\eta(\log W)}$의 값과 t값

	指數分布	Weibull分布	Lancaster分布	Log-Normal分布
部分標本 1	0.119 (3.468) [4.191]	0.120 (3.191) [4.946]	0.040 (3.223) [2.966]	0.089 (5.449) [5.125]
部分標本 2	0.128 (2.917) [4.438]	0.128 (2.374) [5.324]	0.022 (1.845) [1.702]	0.069 (4.113) [4.062]

註 : ( ) 안의 數는 보통의 t값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 robust t값임.

모든 경우에 기각된다. 〈表 8〉에 따르면 $\overline{\eta(\log W)}$는 指數分布와 Weibull分布에서 0.12~0.13 정도로 추정되며, Lancaster分布에서는 0.02~0.04, Log-Normal分布에서는 0.07~0.09 정도로 추정된다. 따라서 統計的으로는 유의하나 그 絶對값은 그리 크지 않다. 그러나 위에서 $\eta(\log W)$는 $\log W$에 따라 증가하는 것으로 밝혀졌으므로 높은 임금수준에서는 $\eta(\log W)$가 매우 클 수 있다. [圖 4](부분표본 1)와 [圖 5](부분표본 2)는 $\eta(\log W)$와 $\log W$ 사이의 관계를 도시하고 있다.

[圖 4]에 따르면 指數分布, Weibull分布, Log-Normal分布의 경우에 高賃金水準에서 η는 0.4 이상이 된다. 또한 Lancaster分布에서도 0.3 이상이 된다. 따라서 高賃金 休業勤勞者들은 賃金水準에 따라 매우 민감하게 休業日數를 增減함을 알 수 있다.

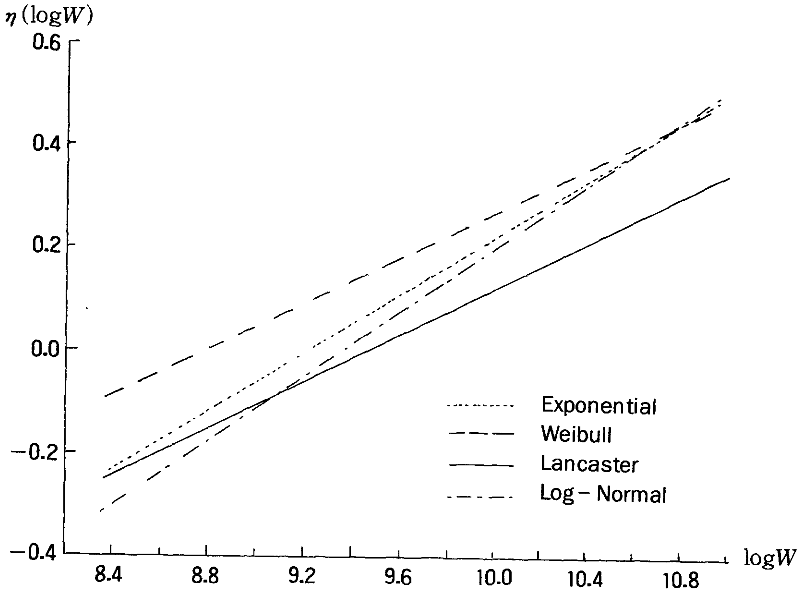
部分標本 2의 경우를 보여주는 [圖 5]에서도 비슷한 경향을 발견할 수 있다. 단, [圖 4]에서는 네 分布가 비슷한 모습을 보이는 반면, [圖 5]에서는 指數分布와 Weibull分布가 유사한 모습을 보이고 Lancaster分布와 Log-Normal分布가 유사한 모습을 보이고 있다.

이제 마지막으로 比例的危險率模型의 추정결과를 제시하고자 한다. 이 모형을 추정함에 있어서는 계산상의 이유로 標本을 1,400개 내로 줄여야 했다.[19] 이에 따라 部分標本 1을 앞에서와 같은 방법으로 8개의 部分標本으로 다시 분할한 후 첫 4개 部分標本에 대하여 比例的危險率模型을 추정하였다. 이 部分標本들은 각각 1,378개의 標本을 가지고 있다. 推定結果는 〈表 9〉에 정리되어 있다.

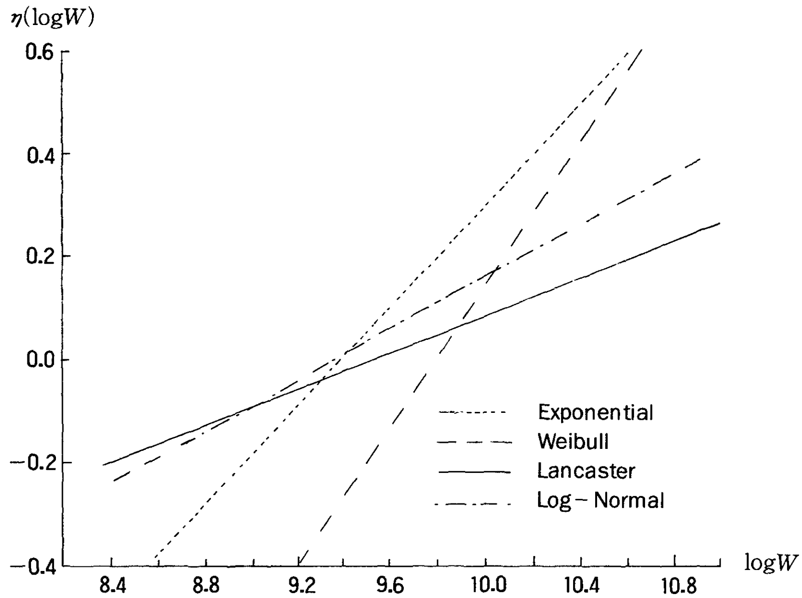
〈表 9〉에서는 전반적으로 係數推定値들이 예상하지 않은 방향의 부호를 갖거나 통계적 유의도가 많이 떨어져 있음을 발견할 수 있다. 통계적 유의도가 유지된 變數는 $\log AGE$와 $\log EXBED$뿐이다. 그러나 $(\log W)^2$의 係數推定値는 部分標本 1−3을

19) 脚註 12 참조.

[圖 4] $\eta(\log W)$(部分標本 1)



[圖 5] $\eta(\log W)$(部分標本 2)



〈表 9〉 模型推定結果(比例的危險率模型)

變　數	部分標本 1-1	部分標本 1-2	部分標本 1-3	部分標本 1-4
SEX	-0.280 (-3.014) [-2.719]	-0.072 (-0.827) [-0.736]	-0.145 (-1.708) [-1.449]	0.162 (2.038) [1.644]
*EDU*1	-0.046 (-0.579) [-0.588]	0.023 (0.328) [0.297]	-0.136 (-1.509) [-1.646]	-0.011 (-0.126) [-0.135]
*EDU*2	-0.022 (-0.262) [-0.280]	-0.091 (-0.998) [-1.162]	-0.083 (-0.982) [-1.041]	-0.004 (-0.042) [-0.046]
log*AGE*	0.274 (2.656) [2.719]	0.248 (2.410) [2.531]	0.185 (1.829) [1.868]	0.270 (2.671) [2.657]
log*W*	-3.179 (-1.180) [-1.351]	-3.809 (-1.922) [-1.773]	0.236 (0.109) [0.102]	-5.086 (-2.133) [-2.277]
$(\log W)^2$	0.176 (1.258) [1.448]	0.208 (2.044) [1.871]	-0.007 (-0.060) [-0.056]	0.261 (2.101) [2.262]
log*EXBED*	0.484 (11.931) [15.682]	0.718 (15.039) [21.296]	0.410 (9.333) [13.377]	0.554 (11.781) [16.837]
SEOUL	-0.113 (-1.398) [-1.303]	-0.258 (-3.038) [-2.943]	-0.134 (-1.476) [-1.591]	-0.127 (-1.355) [-1.448]
log(*TEN*+1)	-0.045 (-2.321) [-2.037]	0.023 (1.126) [1.118]	-0.013 (-0.596) [-0.601]	0.018 (0.698) [0.796]
log*L*	-5,803	-5,747	-5,776	-5,785

註 : (　) 안의 數는 보통의 t값이며, [　] 안의 數는 White(1982)의 robust t값임.

제외하고는 모두 양(+)이며 부분표본 1-1과 1-4에서는 유의하다. 또한 log*W*과 $(\log W)^2$의 계수가 모두 0이라는 複合假說을 검정해 보면, 〈表 10〉이 보여주는 바와 같이 部分標本 1-3을 제외하고는 전반적으로 이 假說을 기각할 수 있음을 알 수 있다.

이처럼 比例的危險率模型의 경우에 약한 결과를 얻은 것은 標本의 數가 감소한 것에도 원인이 있을 수 있고, 또 尤度函數 (26) 대신 그의 近似値인 式 (27)을 사용한 것에 원인이 있을 수도 있다. 그러나 η가 賃金水

〈表 10〉 log$W$과 (log$W$)^{2}의 係數가 모두 0이라는 複合假說에 대한 Wald 檢定값

	指數標本 1-1	指數標本 1-2	指數標本 1-3	指數標本 1-4
檢定값 (1)	8.982 (0.011)	12.444 (0.002)	2.863 (0.231)	5.067 (0.079)
檢定값 (2)	9.605 (0.008)	10.191 (0.006)	1.683 (0.431)	5.338 (0.069)

註 : 檢定값 (1)은 보통의 Wald값이며, 檢定값 (2)는 White(1982)의 共分散行列을 이용하였을 때의 Wald 값임. ( ) 안의 數는 p값.

準에 따라 상승한다는 사실은 전반적으로 지지되는 것으로 보인다.

Ⅵ. 結 論

일반적으로 社會保障支出은 근로자의 勤勞意慾을 감소시켜 經濟活性化에 걸림돌이 되는 것으로 인식되어 왔다. 本 論文은 우리나라 産災保險 休業給與의 경우 이러한 현상이 얼마나 심각한지를 파악하는 것에 목적을 두고 資料를 分析하였다. 그 결과 高賃金階層일수록 이러한 현상이 심각한 것으로 밝혀졌다. 그러나 低賃金階層에서는 休業給與水準이 불충분하여 賃金이 올라갈수록 復職을 통하여 정상적인 賃金을 얻기를 원하는 것으로 파악되었다. 따라서 현재의 休業給與構造를 개선하여 高賃金勤勞者에게는 休業給與를 줄이고 低賃金勤勞者에게는 休業給與를 늘리는 일이 필요한 것으로 보인다.

이러한 결과는 推定에 사용된 模型의 형태에 관계없이 얻어졌다. 즉 이 결과는 模型의 specification에 대하여 robust하다. 또한 休業日數가 매우 긴 몇몇의 outlier들로 인해 결과가 달라졌는가를 검정하기 위해 인위적으로 3개월 및 6개월에서 標本切斷을 하고 模型을 다시 推定해 본 결과, 係數推定値들은 크게 변하지 않음을 발견하였다.

그러나 本 論文에서 사용한 模型들은 (比例的危險率模型을 제외하고는) 모두 母數的 模型이라는 한계를 가지며, 따라서 다른 여러가지 형태의 模型을 시험해 보는 것도 의미가 있는 일이라 여겨진다. 특히 本 論文에서는 危險率이 時間의 單純增加 또는 減少函數라고 가정하였으나 실제로는 그렇지 않을 수 있다. 예를 들어 처음에는 時間에 따라 증가하다가 나중에는 감소할 수 있는데, 이러한 가능성을 포괄할 수 있는 模型의 開發이 필요하다고 본다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

韓國開發硏究院,『産災保險 財政方式開發에 관한 硏究』, 1993.

Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics,* Havard University Press: Cambridge, Massachusetts, 1985.

Butler, J. Richard and John D. Worrall, "Work Injury Compensation and the Duration of Nonwork Spells," *Economic Journal,* 95, 1985, pp.714~724.

Cox, D. R., "Regression Models and Life-Tables" (with discussions), *Journal of Royal Statistical Society,* Series B, 34, 1972, pp.187~220.

______, "Partial Likelihood," *Biometrika,* 62, 1975, pp.269~276.

Fenn, Paul, "Sickness Duration, Residual Disability, and Income Replacement: An Empirical Analysis," *Economic Journal,* 91, 1981, pp.158~173.

Heckman, James J. and Burton Singer, "Econometric Duration Analysis," *Journal of Econometrics,* 24, 1984, pp. 63~132.

Kalbfleisch, John D. and Ross L. Prentice, "Marginal Likelihoods Based on Cox's Regression and Life Model," *Biometrika,* 60, 1973, pp.267~278.

Kalbfleisch, John D. and Ross L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data,* John Wiley & Sons: New York, 1980.

Lancaster, Tony, "Econometric Methods for the Duration of Unemployment," *Econometrica,* 47, 1979, pp. 939~956.

White, Halbert, "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica,* 50, 1982, pp.1~26.

研究叢書案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 A 5 新/ 122쪽 半 洋 裝/3,000원

2 穀價政策의 計劃化 — 次善의 糧穀政策
文八龍 著 A 5 新/ 158쪽 半 洋 裝/3,600원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/5,600원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 A 5 新/ 146쪽 半 洋 裝/3,000원

5 農產物價格分析論 — 理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 A 5 新/ 318쪽 半 洋 裝/7,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. 크루거 編 A 5 新/ 254쪽 半 洋 裝/6,000원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 A 5 新/ 198쪽 半 洋 裝/4,600원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 A 5 新/ 294쪽 半 洋 裝/6,600원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. 웨스트팔 共著 A 5 新/ 336쪽 半 洋 裝/7,600원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/5,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 A 5 新/ 202쪽 半 洋 裝/4,600원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/5,600원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 A 5 新/ 508쪽 半 洋 裝/11,000원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 A 5 新/ 492쪽 半 洋 裝/11,000원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 A 5 新/ 342쪽 半 洋 裝/7,600원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 A 5 新/ 532쪽 半 洋 裝/11,600원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 A 5 新/ 252쪽 半 洋 裝/5,600원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 A 5 新/ 370쪽 半 洋 裝/8,000원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 A 5 新/ 244쪽 半 洋 裝/5,600원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 A 5 新/ 214쪽 半 洋 裝/4,600원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/9,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. 로머 共著 A 5 新/ 194쪽 半 洋 裝/4,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 A 5 新/ 306쪽 半洋裝/7,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 A 5 新/ 204쪽 半洋裝/4,600원

25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 166쪽 半洋裝/3,600원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 A 5 新/ 198쪽 半洋裝/4,600원

27 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 A 5 新/ 250쪽 半洋裝/5,600원

28 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 A 5 新/ 180쪽 半洋裝/4,000원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 A 5 新/ 192쪽 半洋裝/4,600원

30 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 A 5 新/ 470쪽 半洋裝/10,600원

31 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 A 5 新/ 410쪽 半洋裝/9,000원

32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 A 5 新/ 272쪽 半洋裝/6,000원

33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 A 5 新/ 236쪽 半洋裝/5,000원

34 成長과 都市化問題
宋丙洛 M.S. 밀즈 共著 A 5 新/ 270쪽 半洋裝/6,000원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 A 5 新/ 308쪽 半洋裝/7,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 A 5 新/ 272쪽 半洋裝/6,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 A 5 新/ 336쪽 半洋裝/7,600원

38 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. 맥긴 外 A 5 新/ 272쪽 半洋裝/6,000원

39 貿易・外援과 經濟開發
A.O. 크루거 著 田英鶴 譯 A 5 新/ 256쪽 半洋裝/5,600원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 414쪽 半洋裝/9,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 384쪽 半洋裝/8,600원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME : 1910~75*
A. Keidel 著 A 5 新/ 268쪽 半洋裝/6,000원

43 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. 퍼킨스 共著 A 5 新/ 396쪽 半洋裝/9,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烷 著 A 5 新/ 288쪽 半洋裝/6,600원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. 존스 共著 A 5 新/ 410쪽 半洋裝/9,000원

㊻ *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 A 5 新/ 214쪽 半洋裝/4,600원

㊼ 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 A 5 新/ 530쪽 半洋裝/11,600원

㊽ 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 A 5 新/ 228쪽 半洋裝/5,000원

㊾ 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 A 5 新/ 432쪽 半洋裝/9,600원

㊿ 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 A 5 新/ 428쪽 半洋裝/9,600원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 A 5 新/ 402쪽 半洋裝/9,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 A 5 新/ 328쪽 半洋裝/7,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 A 5 新/ 334쪽 半洋裝/7,600원

54 韓國의 賃金構造
朴恒求 朴世逸 共著 A 5 新/ 440쪽 半洋裝/10,000원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 238쪽 半洋裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 A 5 新/ 354쪽 半洋裝/8,000원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 A 5 新/ 348쪽 半洋裝/8,000원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 A 5 新/ 280쪽 半洋裝/6,000원

59 벤쳐캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 A 5 新/ 236쪽 半洋裝/5,000원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 A 5 新/ 366쪽 半洋裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 A 5 新/ 310쪽 半洋裝/8,400원

62 韓國經濟의 歷史的 照明
具本湖 編 A 5 新/ 368쪽 半洋裝/11,000원

63 分配不均等의 實態와 主要政策課題
權純源 高日東 外 A 5 新/ 462쪽 半洋裝/12,000원

64 韓國 財閥部門의 經濟分析
丁炳烋 梁英植 共著 A 5 新/ 324쪽 半洋裝/9,200원

65 市場去來의 規制와 競爭政策
申光湜 著 A 5 新/ 426쪽 半洋裝/12,000원

66 企業結合－經濟的 效果와 規制
李奎億 朴炳亨 共著 A 5 新/ 506쪽 半洋裝/11,000원