

KDI 政策研究

제26권 제2호(통권 제94호)

취업시간과 노동능률의 변화: 1963~2003

김 동 석

(한국개발연구원 연구위원)

Changes in the Weekly Working Hours and the Efficiency
of Labor, 1963~2003

Dongseok Kim

(Fellow, Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 주당 취업시간(weekly working hours),
노동능률(efficiency of labor)
- JEL 코드: O40, J20

ABSTRACT

For a thorough accounting for economic growth, it is desired to include the working hours and the efficiency of labor as production factors in addition to the number of workers and human and physical capital stocks. This paper estimates the distribution of weekly working hours of total workers as a continuous variable using the maximum likelihood method, estimates the efficiency of labor as a function of working hours using wage statistics, and by combining these results, estimates the labor efficiency index in Korea for the period 1963~2003. Estimation results show that the efficiency of labor was maximized when the weekly working hours was 40 hours, and the average annual growth rate of the labor efficiency for the period 1963~2003 was 0.14 percent.

엄밀한 성장요인 분석을 위해서는 취업자수 및 인적·물적 자본스톡 뿐 아니라 취업자의 평균 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 동시에 고려하여야 한다. 본 연구에서는 구간별로 발표되고 있는 주당 취업시간별 취업자수 통계에 최우추정법을 적용하여 총취업자의 단위 기간당 취업시간의 분포를 추정하고, 임금통계를 이용하여 단위 기간당 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화패턴을 추정한 후, 이를 결합하여 1963~2003년 기간중 총취업자의 주당 취업시간과 노동능률지표를 추정하였다. 추정결과에 따르면 주당 취업시간이 40시간일 때에 노동의 능률이 최대화되며, 1963~2003년 기간중 노동능률지표의 연평균 증가율은 0.14%로 계산되었다.

1. 서론

노동투입의 증대는 핵심적인 경제성장 요인의 하나이다. 높은 경제성장률을 기록한 대부분의 국가에서는 경제성장의 초기단계에서 인구증가율 및 취업률의 증가, 교육수준의 증대 등 총노동투입의 증대를 관찰할 수 있다. 자본축적과 기술수준이 충분하지 않은 성장의 초기단계에서 노동투입의 증대는 경제성장의 중요한 원천으로 작용한다.

우리나라의 경우에도 노동투입의 증대는 경제성장의 중요한 원천으로 작용하였다. 예를 들어, 한진희·최경수·김동석·임경목(2002)의 연구에 의하면 1981~2000년 기간중 한국경제의 실질 성장률은 7.13%로 추정되었고, 이 가운데 2.22%p는 노동투입의 증대에 기인하고 있는 것으로 분석되었다. 이는 동 기간중 경제성장률에 대한 노동투입 증대의 기여도가 약 31%에 달하고 있음을 의미한다.

총노동투입은 취업자수, 인적자본, 취업자 일인당 취업시간, 취업시간 변화에 따른 노동의 능률, 노사분규로 인한 조업손실 등 크게 다섯 가지의 세부요인으로 구성된다. 우선 취업자수의 증대는 노동투입 증대의 성장기여도 가운데 가장 많은 비중을 차지한다. 이는 취업자수가 여타 세부요인에 비하여 높은 증가율(혹은 변동률)을 보이기 때문이다. 예를 들어, 김동석·이진면·김민수(2002)의 연구에 의하면 1963~2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도인 2.61%p 가운데 취업자수 증대의 기여도가 2.20%p로 추정되었다.¹⁾

둘째, 취업자수가 총노동투입의 가장 중요한 양적 요인인 반면, 취업자의 성별·연령별·교육수준별 구성변화는 가장 중요한 질적 요인에 해당한다. 취업자의 성별·연령별·교육수준별 구성은 성장요인분석 분야에서 흔히 '인적자본지표'로 불리며, 취업자 일인당 생산성의 변화를

1) 한진희·최경수·김동석·임경목(2002)의 연구가 국내총생산(GDP)을 성장요인 분석대상으로 사용한 반면, 김동석·이진면·김민수(2002)의 연구는 요소비용 국민소득(national income at factor price)을 분석대상으로 사용하였다. 요소비용 국민소득은 피용자보수, 영업잉여 및 고정자본소모의 세 가지 항목으로 구성된다.

나타내는 척도로 사용된다. 한진희·최경수·김동석·임경목(2002)에 의하면 이 지표의 성장기여도는 1981~2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도 2.22%p의 약 36%인 0.81%p로 추정되었으며, 김동석·이진면·김민수(2002)의 연구에서는 1963~2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도 2.61%p의 약 13%인 0.35%p로 추정되고 있다.

셋째, 총노동투입의 또다른 구성요소로는 취업자 일인당 취업시간이 있으며, 노동투입의 양적인 지표에 해당한다. 우리나라 취업자의 평균 취업시간은 고도성장이 본격적으로 시작된 1960년대 초반 주당 약 47시간이었으나, 이후 점차 증가하여 1982년 약 56시간으로 최고치를 기록하였으며, 이후 점차 감소하여 2003년에는 약 49시간을 기록하였다. 평균 취업시간이 증가할 경우에는 총노동투입(시간)이 증가하므로 경제성장률에 대한 총노동투입의 기여도가 증가하며, 반대로 평균 취업시간이 감소할 경우에는 총노동투입의 성장기여도가 감소한다.

넷째, 취업시간의 변화는 노동생산성 혹은 노동의 능률에 직접적인 영향을 미칠 것이므로, 이 역시 노동투입의 중요한 요인으로 분석될 필요가 있다. 일반적으로 단위 기간당 취업시간이 일정 수준 이하인 경우에는 노동의 능률이 크게 저하되지 않으나, 일정 수준 이상으로 늘어나게 되면 노동의 능률이 저감되는 현상이 발생하며, 따라서 이를 계량화하여 지수화할 경우 총노동투입을 보다 정확하게 측정할 수 있게 된다.

다섯째, 노사분규로 인한 조업중단 역시 총노동투입 규모에 영향을 미친다. 우리나라의 총조업손실일수는 1986년까지 연간 10만 人日(man-day) 미만의 비교적 미미한 수준을 유지하였으나, 1987년의 민주화운동을 전후하여 약 7백만일 수준으로 크게 증가하였으며, 이후 점차 감소하는 추세를 보이고 있다. 물론, 노사분규로 인한 조업중단일수는 총조업일수에서 차지하는 비중이 극히 미미하여 총노동투입의 성장기여도에 미치는 영향은 무시할 만큼 작은 것으로 분석되고 있다.²⁾

이상의 다섯 가지 세부요인 가운데 취업자수, 평균 취업시간 및 조업손실은 양적인 노동투입 규모를 나타내는 반면 성별·연령별·교육수

2) 조업손실일수가 가장 많았던 1987년의 경우 총조업일수 대비 조업손실일수의 비중은 약 0.16%에 불과하였다.

준별 구성 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화는 질적인 노동투입 규모를 나타낸다. 또한 취업자수를 제외한 네 가지 요인은 취업자 일인당 노동투입 규모를 측정하는 지표에 해당하므로, 성장요인 분석(accounting for economic growth)에서는 다섯 가지 개별 요인을 각각 지표화한 후 모두 곱하여 총노동투입 규모를 측정하게 된다.

대부분의 성장요인 분석 연구에서는 위의 다섯 가지 노동투입 세부요인 가운데 취업자수만을 고려하거나 혹은 취업자수와 인적자본만을 다루고 있으며, 이에 해당하는 국내 연구로는 김종일(1998), 한진희·최경수·김동석·임경목(2002) 등이 있다. 물론, 일부 연구에서는 평균 취업시간을 노동투입 세부요인의 하나로 다루고 있으나, 이 경우에도 취업시간의 변화에 따른 노동능률의 변화를 노동투입의 한 요인으로 다루고 있는 연구는 많지 않으며, 위의 다섯 가지 요인을 모두 고려하고 있는 국내의 연구는 대부분 Denison의 성장요인 분석방법을 사용한 연구에 국한되어 있는 실정이다. 이의 예로는 김광석·박준경(1979), 홍성덕(1991), Kim and Park(1985), Kim and Hong(1997), 김동석·이진면·김민수(2002) 등이 있다.

전술한 바와 같이, 평균 취업시간이 성장요인의 하나로 포함되지 않는 경우 취업시간이 증가(감소)하는 시기의 노동투입 증대의 성장기여도가 과소(과대) 추정된다. 한편, 취업시간이 증가(감소)하는 시기에는 노동의 능률이 감소(증가)할 가능성이 크다. 따라서 평균 취업시간이 고려되는 반면 취업시간 변화에 따른 능률변화가 고려되지 않는 경우에는 취업시간이 증가(감소)하는 시기의 노동투입 증대의 성장기여도가 과대(과소) 추정된다. 결국 총노동투입 규모를 정확하게 측정하기 위해서는 평균 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 모두 고려하여야 한다.

본 논문의 목적은 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 측정하기 위한 방법론과 이를 이용한 추정결과를 제시하는 것이다. 이를 위해서는 우선 총취업자의 단위 기간당 취업시간의 분포를 추정할 필요가 있으며, 본 논문에서는 현재 구간별로 발표되고 있는 ‘주당 취업시간별 취업자수’ 통계에 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 적용하여 추정하는 방안을 제시하고 있다.³⁾

추정된 취업시간의 분포를 바탕으로 노동의 능률을 추정하기 위해서는 취업시간 변화에 따른 능률변화패턴을 추정하여야 하며, 이는 전적으로 실증분석의 대상이라고 할 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 이에 대한 실증분석은 거의 없는 실정이며, 과거 Denison의 성장요인 분석방법을 이용하여 수행한 연구에서는 미국 및 일본의 성장요인 분석을 위하여 Denison(1974) 및 Denison and Chung(1976)이 사용한 가정을 수정하여 사용하였다. 이와 달리 본 논문에서는 한국의 임금통계를 이용하여 단위 기간당 취업시간의 변화에 따른 노동의 능률변화패턴을 추정한 후, 취업시간 분포의 추정결과와 결합하여 취업자 전체의 노동능률변화 시계열을 추정하였다.

다음의 II장에서는 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 측정하기 위한 방법론을 상술하기로 하며, III장에서는 1963~2003년 기간중 우리나라의 통계를 이용한 실증분석을 제시하기로 한다. 실증분석결과의 요약 및 향후의 연구방향은 IV장에서 다루고 있다.

II. 실증분석 방법론

1. 주당 취업시간의 분포에 대한 가정

우선, $\phi(t)$ 와 $\Phi(t)$ 를 각각 평균이 0이고 분산이 1인 정규분포의 확률밀도함수(probability density function)와 누적밀도함수(cumulative density function)라고 하자. 즉,

$$\phi(t) = N(0, 1) \text{의 확률밀도함수} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}, \quad (1)$$

$$\Phi(t) = N(0, 1) \text{의 누적밀도함수} = \int_{-\infty}^t \phi(x) dx. \quad (2)$$

3) Denison의 방법을 이용하여 한국경제의 성장요인을 분석한 KDI의 연구 가운데 김광석·박준경(1979), 홍성덕(1991), Kim and Park(1985), Kim and Hong(1997)에서는 회귀분석을 이용하여 노동능률의 변화를 추정한 반면 김동석·이진면·김민수(2002)에서는 처음으로 최우추정법을 이용하였다.

또한, $h(t)$ 와 $H(t)$ 를 각각 평균이 μ 이고 분산이 σ^2 인 정규분포의 확률밀도함수와 누적밀도함수라고 정의하자. 즉,

$$h(t) = N(\mu, \sigma^2) \text{의 확률밀도함수} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad (3)$$

$$H(t) = N(\mu, \sigma^2) \text{의 누적밀도함수} = \int_{-\infty}^t h(x) dx. \quad (4)$$

이제, 대표적인 근로자의 주당 취업시간을 확률변수 X 로 정의하자. 확률변수 X 의 최댓값은 168시간(=24시간×7일)이나, 이는 실질적으로 불가능한 수치이며, 본 논문에서는 X 의 최댓값을 $K=100$ 시간으로 가정하기로 한다(즉, $0 \leq X \leq K$).⁴⁾

또한, 새로운 확률변수 $U = \log(K - X)$ 를 정의하고 U 가 $\log K$ 를 최댓값으로 하는 절사된(truncated) 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$ 를 따른다고 가정하자.

$$g(u) = U \text{의 확률밀도함수} = \frac{h(u)}{H(\log K)}, \quad (5)$$

$$G(u) = U \text{의 누적밀도함수} = \frac{H(u)}{H(\log K)},$$

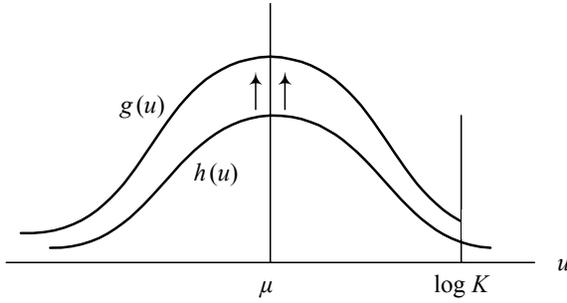
$$-\infty < u < \log K. \quad (6)$$

여기에서 U 의 확률밀도함수 $g(u)$ 는 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$ 의 확률밀도함수에서 $\log K$ 를 초과하는 부분의 확률을 절사한 후, 나머지 부분의 확률의 합계가 1이 되도록 상향조정한 결과이다. [그림 1]은 U 의 확률밀도함수를 나타내고 있다.

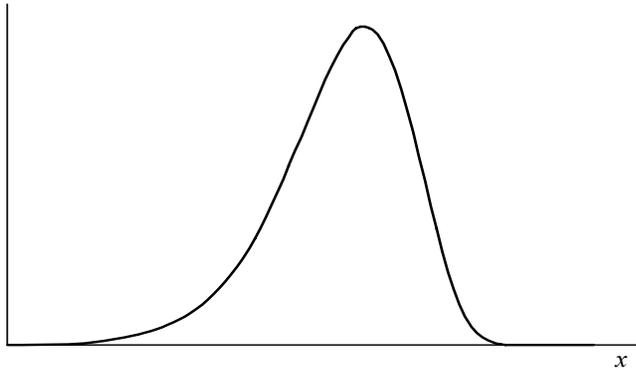
참고로, 이러한 가정을 채택한 것은 우리나라의 경우 주당 취업시간 X 의 분포가 [그림 2]에서와 같이 전반적으로 좌측편향(skewed to the right)되어 있기 때문이다.

4) 최우추정법을 적용한 결과에 의하면 이 가정으로 인한 오차는 극히 작은 것으로 나타났다으며, 또한 한국의 임금통계를 이용하여 추정한 결과에 의하면 주당 100시간에서 노동의 한계능률이 0에 근접하는 것으로 나타났다.

[그림 1] $U = \log(K - X)$ 의 확률밀도함수



[그림 2] 주당 취업시간 X 의 확률밀도함수



X 의 누적밀도함수 $F(x)$ 와 확률밀도함수 $f(x)$ 는 다음과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned}
 F(x) &= P[X < x] = P[U > \log(K - X)] \\
 &= 1 - P[U < \log(K - X)] = 1 - G(\log(K - x)) \\
 &= 1 - \frac{H(\log(K - x))}{H(\log K)}, \tag{7}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 f(x) &= \frac{d}{dx} F(x) = \frac{d}{dx} \left(1 - \frac{H(\log(K-x))}{H(\log K)} \right) \\
 &= \frac{h(\log(K-x))}{H(\log K) \cdot (K-x)} \\
 &= \frac{1}{H(\log K) \cdot (K-x)} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(\log(K-x)-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \\
 &0 < x < K.
 \end{aligned} \tag{8}$$

주당 취업시간의 분포를 위와 같이 가정할 경우, 수학적 기댓값 $E[X]$ 는 다음과 같이 도출된다.⁵⁾

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_0^\infty [1-F(x)] dx - \int_{-\infty}^0 F(x) dx \\
 &= \int_0^K [1-F(x)] dx \quad (\because 0 < X < K) \\
 &= \int_0^K \frac{H(\log(K-x))}{H(\log K)} dx \\
 &= \frac{1}{H(\log K)} \int_0^K H(\log y) dy.
 \end{aligned} \tag{9}$$

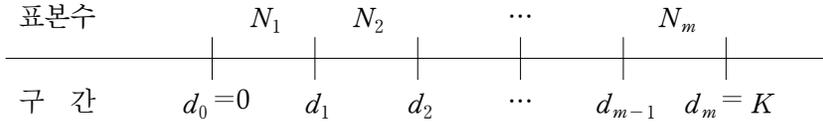
모수 추정치가 얻어진 후에는 $H(\log y) = \Phi((\log y - \mu)/\sigma)$ 의 관계를 이용하여 $E[X]$ 를 쉽게 계산할 수 있다. 물론 이 수치는 취업자들의 평균 취업시간 실제치와 다를 수 있다.

2. 모수의 추정: 최우추정법

취업자의 취업시간 통계는 일반적으로 ‘주당 취업시간 구간별 취업자수’의 형태로 제공된다. 본고에서는 [그림 3]과 같이 취업시간이 m 개의 구간 $[d_{j-1}, d_j)$, $j=1, \dots, m$ 으로 나누어져 있으며, 구간 j 의 표본수는 N_j 라고 가정한다.

5) 첫 번째 등식의 우변은 연속형 및 이산형 확률변수 모두의 경우에 적용할 수 있는 기댓값 계산식으로서, 예를 들어 Mood, Graybill, and Boes(1974)의 65쪽에서 찾아볼 수 있다. 마지막 등식의 우변은 변수변환 $y = K - x$ 을 이용하여 구한 결과이다.

[그림 3] 표본의 구조



확률변수 X 가 j 번째 구간에 속하게 될 확률 p_j 는 다음과 같다. 단, $u \rightarrow -\infty$ 일 때에 $G(u) \rightarrow 0$ 이므로, p_m 의 두 번째 항은 0이 된다.

$$\begin{aligned}
 p_j &= P[d_{j-1} < X < d_j] \\
 &= P[\log(K - d_{j-1}) > U > \log(K - d_j)] \\
 &= G(\log(K - d_{j-1})) - G(\log(K - d_j)), \quad j=1, \dots, m. \quad (10)
 \end{aligned}$$

구간별 확률 p_1, \dots, p_m 은 모수 (μ, σ) 의 함수이므로, 표본의 우도함수(likelihood function)와 대수우도함수(log-likelihood)는 다음과 같이 정의된다. 또한 모수 (μ, σ) 의 최우추정량(maximum likelihood estimator)은 대수우도를 극대화시키는 모수값으로 정의된다.

$$\begin{aligned}
 L(\mu, \sigma) &= p_1^{N_1} p_2^{N_2} \dots p_m^{N_m} = \prod_{j=1}^m p_j^{N_j}, \\
 \log L(\mu, \sigma) &= N_1 \log p_1 + N_2 \log p_2 + \dots + N_m \log p_m \\
 &= \sum_{j=1}^m N_j \log p_j \quad (11) \\
 (\hat{\mu}, \hat{\sigma})_{MLE} &= \arg \max_{(\mu, \sigma)} \log L(\mu, \sigma).
 \end{aligned}$$

3. 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화 추정

추정된 취업시간 분포를 통하여 노동의 능률을 추정하기 위해서는 취업시간 변화에 따른 능률변화패턴에 대한 분석이 필요하며, 서론에서 언급한 바와 같이 이는 전적으로 실증분석의 대상이라고 할 수 있다. 즉, 주당 취업시간이 다양한 취업자를 대상으로 능률을 측정하고 이를

바탕으로 회귀분석 등 다양한 계량경제학적 방법을 통하여 취업시간별 능률변화의 패턴을 추정하여야 한다. 물론, 취업시간 변화에 따른 능률 변화는 성별, 연령별, 교육수준별, 산업별, 직종별로 상이한 패턴을 보일 것이며, 엄밀한 추정을 위해서는 다양한 취업자군을 대상으로 한 실증 분석이 필요하다.

그러나 전술한 바와 같이 우리나라에는 이 분야에서의 실증분석이 거의 없는 실정이며, 김광석·박준경(1979), Kim and Hong(1997) 등의 연구에서는 Denison(1974) 및 Denison and Chung(1976)이 미국 및 일본의 성장요인 분석에 사용한 가정을 수정하여 사용하였다.

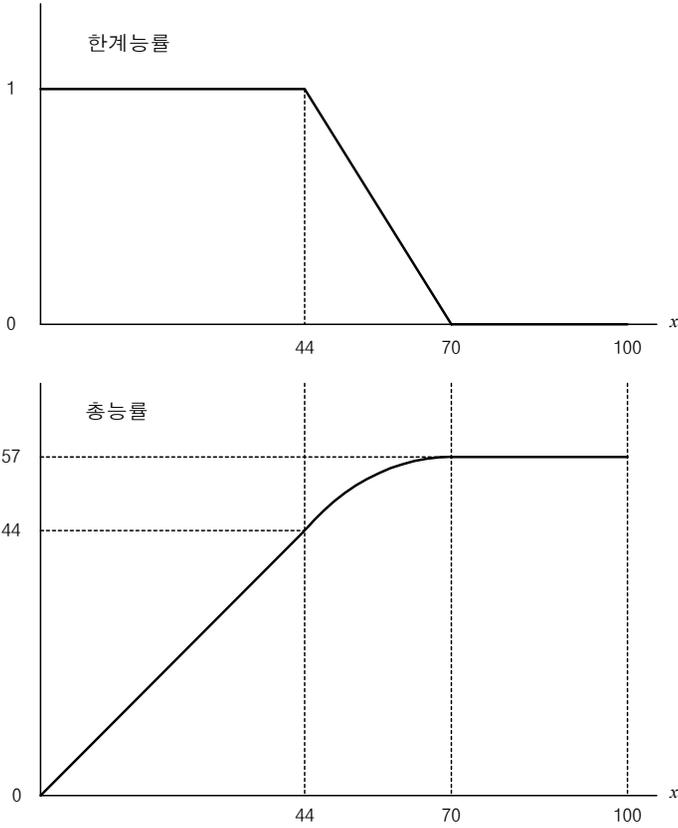
본절에서는 우선 취업시간 변화에 따른 노동능률 변화패턴에 대한 이해를 돕기 위하여 Denison(1974), Denison and Chung(1976) 및 이를 수정한 가정을 설명한 후, 임금통계를 이용하여 이를 추정하기 위한 절차를 설명하기로 한다. 한국의 임금통계를 이용한 노동능률 변화패턴 추정결과는 III장에 수록하였다.

1) Denison(1974) 및 기존 연구에서의 가정

Denison(1974)은 1929~69년 기간중 미국경제의 성장요인을 분석함에 있어, 비농가 정규 임금근로자(full-time, nonfarm wage and salary workers)의 노동능률이 남성의 경우 취업시간이 주당 42.7시간을 초과하면서부터 감소하기 시작하여 52.7시간에 이르면 0에 도달하는 것으로, 그리고 여성의 경우 주당 39.0시간을 초과하면서부터 감소하기 시작하여 49.0시간에 이르면 0에 도달하는 것으로 가정하였다. 또한 Denison and Chung(1976)은 1953~71년 기간중 일본경제의 성장요인을 분석함에 있어 Denison(1974)과 동일한 가정을 사용하였다.

한편, 1970년대 말 이후에는 Denison의 분석방법을 이용하여 한국경제의 성장요인을 분석한 연구가 다수 이루어졌으며, 여기에서는 노동능률의 변화에 대한 Denison(1974)의 가정을 수정하여 사용하고 있다. 예를 들어, Kim and Hong(1997) 및 김동석·이진면·김민수(2002)에서는 Denison의 가정을 수정하여, 우리나라의 경우 임계치가 남성·여성 공통적으로 44시간과 70시간인 것으로 가정한 바 있다.

[그림 4] 주당 취업시간별 노동의 한계능률 및 총능률



주당 취업시간이 x 일 경우 노동의 능률을 $ME(x)$ 라고 하자. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같으며, [그림 4]의 상단은 이를 그래프로 나타낸 것이다.

$$ME(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 44, \\ (70 - x)/26, & 44 \leq x \leq 70, \\ 0, & 70 \leq x \leq 100. \end{cases} \quad (12)$$

이러한 가정하에서는 주당 취업시간이 44시간 이하일 경우 취업시간에 비례하여 ‘총능률(total efficiency)’이 증가한다. 그러나 주당 취업시간이 44시간을 초과하면 총능률의 증가율이 감소하기 시작하며, 70시간 이후에는 총능률이 더 이상 증가하지 않는다. 주당 취업시간이 x 일 경우 노동의 총능률을 $TE(x)$ 라고 하자. [그림 4]의 하단은 주당 취업시간의 변화에 따른 총능률의 변화를 그래프로 표현한 것으로서, [그림 4]의 상단을 적분하여 얻을 수 있으며, 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$TE(x) = \begin{cases} x, & 0 \leq x \leq 44, \\ 57 - (70-x)^2/26, & 44 \leq x \leq 70, \\ 57, & 70 \leq x \leq 100. \end{cases} \quad (13)$$

여기에서 ‘총능률’은 주당 44시간 이하, 즉 능률감소가 발생하지 않은 상태에서의 취업시간으로 표시된 실효 취업시간을 의미한다. 예를 들어, 주당 취업시간이 57시간일 경우 ‘총능률’은 53.75로 계산된다. 이는 실제 주당 취업시간 57시간의 생산에 대한 기여도는, 능률저하가 발생하지 않는다는 가정하에 53.75시간 근로하였을 경우의 생산에 대한 기여도와 동일함을 의미한다. 따라서 여기에서의 ‘총능률’은 ‘실효 취업시간’으로 해석할 수 있으며, 동시에 $ME(x)$ 는 ‘한계능률(marginal efficiency)’의 의미를 갖는다.

2) 임금통계를 이용한 노동능률의 변화패턴 추정

[그림 4]에 제시된 노동능률 변화패턴은 실증분석의 결과라기보다는 선험적인 가정에 가깝다고 할 수 있으며, [그림 4]의 한계능률패턴은 실제와 상당한 괴리를 가질 것으로 판단된다. 예를 들어, 주당 취업시간이 극히 낮은 수준일 경우에는 평균적인 주당 취업시간 수준에 비하여 노동의 한계능률이 낮을 것이다. 예를 들어, 생산직의 경우 작업에 착수하기 전과 작업을 완료한 후에는 준비 및 정리가 필요하며, 이는 일회 작업에 필요한 고정비용의 성격을 가진다. 이를 Denison은 ‘ 잦은 작업시작 및 종료(frequent starting and stopping)에 따른 노동능률의 상실’이라고

칭하였다. 한편, 주당 취업시간이 70시간에 이르는 순간 한계능률이 0에 도달한다는 가정 역시 다소 강한 것으로 판단된다.

이와 달리 본 논문에서는 임금통계를 이용하여 노동능률의 변화패턴을 추정하는 방식을 택하였다.⁶⁾ 노동시장이 완전할 경우 임금은 노동의 한계생산물의 시장가치(value of marginal product of labor; VMPL)와 동일하게 결정된다. 여기에서 VMPL은 노동의 한계생산성 및 한계생산물 가격의 곱이며, 한계생산물의 가격은 노동의 투입규모에 의존하지 않는다. 따라서 이를 시간당 임금에 적용할 경우 주당 취업시간에 따른 한계생산성 변화패턴을 추정할 수 있게 된다. 즉, 임금통계를 이용하여 주당 취업시간별 시간당 임금을 계산하고, 이를 취업시간에 회귀할 경우 주당 취업시간에 따른 한계생산성 변화패턴을 추정할 수 있게 된다. 본 논문에서는 2000년도 『임금구조기본통계조사』를 바탕으로 회귀분석을 통하여 이를 추정하였으며, 추정 후에는 추정식을 최대 시간당 임금으로 나누어 최댓값이 1이 되도록 정규화(normalization)하였다.

3) 총취업자의 노동능률지표 추정

취업시간의 분포 및 노동능률의 변화패턴을 추정한 후에는 이를 결합하여 총취업자의 노동능률지표를 계산할 수 있다. 우선, 표본 내의 취업자의 수를 n 이라고 하고, 취업자 i 의 실제 취업시간과 실효 취업시간을 각각 x_i 및 $TE(x_i)$ 라고 하자. 그러면, 경제 전체의 총노동투입, 즉 총실효취업시간은 $\sum_i TE(x_i)$ 가 된다.

이제, 총취업자의 노동능률지표를 계산하기 위하여 $\sum_i TE(x_i)$ 를 다음과 같이 다시 쓰기로 하자.

$$\sum_i TE(x_i) = \frac{\sum_i TE(x_i)}{\sum_i x_i} \times \frac{\sum_i x_i}{n} \times n. \quad (14)$$

6) 본 논문의 초고에서는 수정된 Denison의 가정을 이용하여 노동능률의 변화지표를 추정하였으나, 이후 임금통계를 이용하여 노동능률의 변화패턴을 추정할 수 있다는 논평자의 제안을 활용하여 수정하였다. 이 방식을 제안해준 익명의 논평자에게 깊은 감사를 드린다.

식 (14) 우변의 첫째 항은 총실효취업시간과 총실제취업시간의 비율로서, 취업자 전체의 노동능률을 나타내며, $TE(x_i)$ 의 정의에 따라 1보다 작은 값을 가진다. 식 (14) 우변의 둘째 항과 셋째 항은 각각 평균 취업시간 및 취업자수에 해당한다. 이 식에서 알 수 있듯이, 총노동투입을 추정함에 있어서 취업자수와 평균 취업시간만을 고려할 경우 총노동투입이 과대추정되며, 이를 보정하기 위해서는 취업자 전체의 노동능률, 즉 식 (14)의 우변 첫째 항을 곱해야 한다.

식 (14) 우변의 첫째 항의 분자와 분모를 각각 n 으로 나누고, 분자를 수학적 기댓값의 형태로 표현하면 식 (15)를 얻게 되며, 이를 ‘취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화지표(EI)’로 부르기로 한다. 여기에서, 식 (15)의 분자는 주당 취업시간의 분포 및 노동능률의 변화패턴 추정결과를 이용하여 계산되며, 분모는 총취업자의 평균 취업시간이다.

$$EI = \frac{E[TE(X)]}{\bar{X}} = \frac{\int_0^{\infty} TE(x)f(x) dx}{\bar{X}} \quad (15)$$

III. 실증분석결과

1. 총취업자수 및 취업시간별 취업자수 통계

여기에서는 1963~2003년 기간중 주당 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화지표를 추정하기로 한다. 우선 <표 1>과 <표 2>는 각각 농림어업 및 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 및 주당 평균 취업시간 통계이다. 주당 취업시간별 취업자수는 6개 구간으로 구분하여 집계되고 있으며, 구간 분할방식은 1969년에 변경된 바 있다.

한편 1963~79년 기간중 취업자수 통계는 14세 이상 취업자를 기준으로, 그리고 1980년 이후는 15세 이상 취업자를 기준으로 작성되어 있다. 그러나 1979년 이전의 경우 15세 이상 기준으로 작성된 통계자료를 입수할 수 없으므로, 본 논문에서는 1963~79년 기간중 14세 취업자의

〈표 1〉 농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수

(단위: 천명, 시간)

연도	주당 취업시간						주당평균 취업시간
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54~ (50~)	
1963	535	703	409	435	930	1,823	42.9
1964	609	747	452	429	882	1,706	40.0
1965	537	834	417	417	922	1,683	41.0
1966	649	834	453	409	957	1,574	40.8
1967	526	730	440	512	1,007	1,596	41.4
1968	428	778	489	493	1,043	1,570	40.9
1969	270	530	522	1,239	969	1,281	43.7
1970	423	581	538	1,314	895	1,150	40.7
1971	433	528	563	1,304	925	1,119	41.3
1972	472	493	601	1,215	995	1,564	43.7
1973	360	489	589	1,291	1,049	1,785	43.3
1974	207	436	600	1,360	1,156	1,825	45.9
1975	282	435	564	1,283	1,027	1,834	45.7
1976	187	405	560	1,244	1,058	2,146	48.5
1977	236	554	582	1,143	924	1,960	46.5
1978	107	468	544	1,271	922	1,863	47.0
1979	118	463	573	1,193	942	1,590	45.6
1980	35	415	560	1,440	1,081	1,573	45.9
1981	26	415	511	1,415	1,176	1,609	46.3
1982	26	346	511	1,312	1,059	1,547	47.0
1983	39	315	525	1,359	987	1,267	45.0
1984	39	291	457	1,152	915	1,119	44.7
1985	45	262	358	1,261	866	1,013	44.7
1986	41	317	409	1,257	797	915	43.7
1987	55	291	352	1,054	800	1,169	45.7
1988	51	243	318	998	789	1,251	46.7
1989	56	242	313	1,036	814	1,176	47.0
1990	48	207	272	1,049	869	1,006	46.3
1991	35	187	244	905	753	888	46.5
1992	30	174	205	893	822	837	46.4
1993	25	157	200	904	730	788	46.5
1994	30	160	196	877	744	717	45.9
1995	27	134	166	750	796	809	47.3
1996	24	134	136	743	771	804	47.6
1997	27	162	149	747	759	724	46.7
1998	52	181	150	832	721	665	45.4
1999	99	238	179	703	602	695	44.4
2000	115	207	155	666	646	707	44.8
2001	122	201	153	639	586	737	45.1
2002	132	223	156	697	550	631	43.7
2003	120	239	168	637	475	620	43.5

주: 1968년까지는 () 안의 분류방식을 따름. 1980년 이전 자료는 14세 이상 취업자수 기준임. 주당 취업시간 미상자 및 일시휴직자수는 제외되어 있음.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; <http://kosis.nso.go.kr>.

〈표 2〉 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수

(단위: 천명, 시간)

연도	주당 취업시간						주당평균 취업시간
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54~ (50~)	
1963	132	169	113	123	620	1,666	55.4
1964	116	179	100	154	656	1,769	55.0
1965	108	166	103	169	742	2,108	57.0
1966	91	171	113	186	802	2,184	57.2
1967	91	201	119	187	882	2,426	56.8
1968	69	150	122	168	1,072	2,773	58.5
1969	51	113	155	692	1,108	2,447	57.2
1970	60	115	160	924	1,087	2,458	56.1
1971	57	119	152	807	1,119	2,913	56.7
1972	83	124	190	755	1,009	3,020	57.8
1973	65	126	202	730	989	3,432	58.9
1974	28	73	169	701	1,227	3,797	58.0
1975	17	54	144	751	1,288	4,150	59.1
1976	36	102	200	759	1,331	4,523	59.5
1977	45	122	204	790	1,507	4,839	59.4
1978	33	109	220	937	1,600	5,394	59.3
1979	45	128	221	927	1,746	5,679	59.2
1980	46	121	226	999	1,826	5,320	58.8
1981	36	141	240	1,108	2,055	5,263	57.8
1982	26	102	199	970	1,805	6,461	60.4
1983	40	130	261	1,110	1,856	6,576	59.8
1984	52	143	261	1,149	2,023	6,764	58.9
1985	67	154	221	1,362	2,257	7,043	58.5
1986	104	287	518	1,658	2,170	6,959	56.9
1987	143	256	326	1,553	2,375	7,874	58.2
1988	118	218	294	1,601	2,566	8,322	58.1
1989	159	254	345	1,842	2,947	8,255	56.5
1990	149	238	316	2,003	3,437	8,386	55.5
1991	192	261	325	2,177	3,853	8,708	54.7
1992	232	305	354	2,275	4,332	8,395	53.6
1993	215	311	330	2,328	4,597	8,514	53.8
1994	238	308	338	2,602	4,869	8,631	53.4
1995	262	324	349	2,639	5,197	8,821	53.3
1996	267	345	376	2,845	5,441	8,817	53.0
1997	312	396	476	3,358	5,463	8,462	52.1
1998	418	501	533	3,153	5,247	7,245	50.8
1999	474	552	567	3,112	4,981	7,865	51.3
2000	467	519	581	3,309	5,287	8,288	51.3
2001	504	571	598	3,467	5,414	8,353	51.1
2002	515	613	691	4,072	5,396	8,251	50.5
2003	528	616	745	4,308	5,575	7,823	49.8

주: 1968년까지는 () 안의 분류방식을 따름. 1980년 이전 자료는 14세 이상 취업자수 기준임. 주당 취업시간 미상자 및 일시휴직자수는 제외되어 있음.
 자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; <http://kosis.nso.go.kr>.

주당 취업시간 분포가 15세 이상 취업자와 동일한 것으로 가정하기로 한다.7) 이 표에 의하면 농림어업부문의 주당 평균 취업시간은 1970년대 중반까지 완만히 증가한 후 안정적인 추세를 유지하다가 1990년대 후반 이후 감소하는 추세를, 그리고 비농림어업의 경우에는 1980년대 중반까지 완만히 증가하다가 이후 점차 감소하는 추세를 보이고 있다.

<표 3>과 <표 4>는 각각 <표 1>과 <표 2>를 이용하여 주당 취업시간별 취업자수 구성비를 계산한 결과이다. 농림어업부문의 경우 1, 2구간의 비중은 1980년대까지 감소한 후 안정적인 수준을 유지하다가 최근 들어 다시 완만히 증가하는 추세를 보이고 있고, 3구간의 비중은 전 기간에 걸쳐 비교적 안정적인 수준을 보이고 있으며, 4, 5구간의 비중은 비교적 증가하는 추세를 보이고 있다. 6구간의 비중은 기간별 변폭이 비교적 큰 것으로 나타나고 있다. 한편, 비농림어업부문에서는 1, 2, 3구간의 비중이 대단히 작으며 기간별 변화 역시 작은 것으로 나타나고 있다. 4, 5구간의 비중은 전반적으로 증가하는 추세를 관찰할 수 있으며, 6구간의 비중은 농림어업부문에서와 같이 기간별 변폭이 상당히 큰 편이나 1980년대 이후 빠른 속도로 감소하는 추세를 보이고 있다.

2. 주당 취업시간의 분포 추정

<표 5>는 <표 1>과 <표 2>의 통계를 이용하여 농림어업부문 및 비농림어업부문의 주당 취업시간의 분포를 추정한 결과이다.8)

-
- 7) 『경제활동인구연보』는 1985년 국제노동기구의 권고에 따라 취업자의 최소연령을 14세에서 15세로 조정하고, 이와 동시에 1980~85년 통계를 조정하여 발표하였다. 1980~85년의 취업자수 및 주당 평균 취업자수는 두 가지 기준으로 작성된 통계를 모두 입수할 수 있으며, 이에 따르면 이 기간중 14세 취업자의 주당 평균 취업시간이 15세 이상 취업자에 비하여 긴 것으로 나타나고 있다. 그러나 그 차이는 분석결과에 영향을 미칠 만큼 크지 않은 것으로 판단되며, 특히 발표된 자료의 유효자릿수(소수점 아래 한 자리)가 작아서 정확한 판단을 내리기가 어려운 실정이다.
- 8) 주당 취업시간별 취업자수 통계의 취업시간 구분은 시간 단위로 집계되어 있으므로, 최우추정법을 적용하는 단계에서는 연속형 변수로 변환하기 위하여 구간별 경계를 0.5시간 단위로 조정하였다. 예를 들어, 주당 취업시간이 18~26시간인 취업자의 실제 취업시간은 17.5시간 이상 26.5시간 미만인 것으로 가정하였다. 첫 구간(1~17시간)의 경계치는 0시간 이상 17.5시간 미만으로, 마지막 구간(54시간 이상)의 경계치는 53.5시간 이상 100시간 이하로 가정하였다.

<표 3> 농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 구성비

(단위: %)

연도	주당 취업시간					
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54~ (50~)
1963	11.1	14.5	8.5	9.0	19.2	37.7
1964	12.6	15.5	9.4	8.9	18.3	35.4
1965	11.2	17.3	8.7	8.7	19.2	35.0
1966	13.3	17.1	9.3	8.4	19.6	32.3
1967	10.9	15.2	9.1	10.6	20.9	33.2
1968	8.9	16.2	10.2	10.3	21.7	32.7
1969	5.6	11.0	10.9	25.8	20.1	26.6
1970	8.6	11.9	11.0	26.8	18.3	23.5
1971	8.9	10.8	11.6	26.8	19.0	23.0
1972	8.8	9.2	11.3	22.8	18.6	29.3
1973	6.5	8.8	10.6	23.2	18.9	32.1
1974	3.7	7.8	10.7	24.4	20.7	32.7
1975	5.2	8.0	10.4	23.6	18.9	33.8
1976	3.3	7.2	10.0	22.2	18.9	38.3
1977	4.4	10.3	10.8	21.2	17.1	36.3
1978	2.1	9.0	10.5	24.6	17.8	36.0
1979	2.4	9.5	11.7	24.5	19.3	32.6
1980	0.7	8.1	11.0	28.2	21.2	30.8
1981	0.5	8.1	9.9	27.5	22.8	31.2
1982	0.5	7.2	10.6	27.3	22.1	32.2
1983	0.9	7.0	11.7	30.3	22.0	28.2
1984	1.0	7.3	11.5	29.0	23.0	28.2
1985	1.2	6.9	9.4	33.1	22.8	26.6
1986	1.1	8.5	10.9	33.6	21.3	24.5
1987	1.5	7.8	9.5	28.3	21.5	31.4
1988	1.4	6.7	8.7	27.3	21.6	34.3
1989	1.5	6.7	8.6	28.5	22.4	32.3
1990	1.4	6.0	7.9	30.4	25.2	29.2
1991	1.2	6.2	8.1	30.0	25.0	29.5
1992	1.0	5.9	6.9	30.2	27.8	28.3
1993	0.9	5.6	7.1	32.2	26.0	28.1
1994	1.1	5.9	7.2	32.2	27.3	26.3
1995	1.0	5.0	6.2	28.0	29.7	30.2
1996	0.9	5.1	5.2	28.4	29.5	30.8
1997	1.1	6.3	5.8	29.1	29.6	28.2
1998	2.0	7.0	5.8	32.0	27.7	25.6
1999	3.9	9.5	7.1	27.9	23.9	27.6
2000	4.6	8.3	6.2	26.7	25.9	28.3
2001	5.0	8.2	6.3	26.2	24.0	30.2
2002	5.5	9.3	6.5	29.2	23.0	26.4
2003	5.3	10.6	7.4	28.2	21.0	27.4

자료: <표 1>.

〈표 4〉 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 구성비

(단위: %)

연도	주당 취업시간					
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54~ (50~)
1963	4.7	6.0	4.0	4.4	22.0	59.0
1964	3.9	6.0	3.4	5.2	22.1	59.5
1965	3.2	4.9	3.0	5.0	21.8	62.1
1966	2.6	4.8	3.2	5.2	22.6	61.6
1967	2.3	5.1	3.0	4.8	22.6	62.1
1968	1.6	3.4	2.8	3.9	24.6	63.7
1969	1.1	2.5	3.4	15.2	24.3	53.6
1970	1.2	2.4	3.3	19.2	22.6	51.2
1971	1.1	2.3	2.9	15.6	21.7	56.4
1972	1.6	2.4	3.7	14.6	19.5	58.3
1973	1.2	2.3	3.6	13.2	17.8	61.9
1974	0.5	1.2	2.8	11.7	20.5	63.3
1975	0.3	0.8	2.2	11.7	20.1	64.8
1976	0.5	1.5	2.9	10.9	19.1	65.1
1977	0.6	1.6	2.7	10.5	20.1	64.5
1978	0.4	1.3	2.7	11.3	19.3	65.0
1979	0.5	1.5	2.5	10.6	20.0	64.9
1980	0.5	1.4	2.6	11.7	21.4	62.3
1981	0.4	1.6	2.7	12.5	23.2	59.5
1982	0.3	1.1	2.1	10.1	18.9	67.6
1983	0.4	1.3	2.6	11.1	18.6	65.9
1984	0.5	1.4	2.5	11.1	19.5	65.1
1985	0.6	1.4	2.0	12.3	20.3	63.4
1986	0.9	2.5	4.4	14.2	18.6	59.5
1987	1.1	2.0	2.6	12.4	19.0	62.9
1988	0.9	1.7	2.2	12.2	19.6	63.4
1989	1.2	1.8	2.5	13.3	21.4	59.8
1990	1.0	1.6	2.2	13.8	23.7	57.7
1991	1.2	1.7	2.1	14.0	24.8	56.1
1992	1.5	1.9	2.2	14.3	27.3	52.8
1993	1.3	1.9	2.0	14.3	28.2	52.2
1994	1.4	1.8	2.0	15.3	28.7	50.8
1995	1.5	1.8	2.0	15.0	29.5	50.1
1996	1.5	1.9	2.1	15.7	30.1	48.7
1997	1.7	2.1	2.6	18.2	29.6	45.8
1998	2.4	2.9	3.1	18.4	30.7	42.4
1999	2.7	3.1	3.2	17.7	28.4	44.8
2000	2.5	2.8	3.1	17.9	28.7	44.9
2001	2.7	3.0	3.2	18.3	28.6	44.2
2002	2.6	3.1	3.5	20.8	27.6	42.2
2003	2.7	3.1	3.8	22.0	28.5	39.9

자료: <표 2>.

〈표 5〉 주당 취업시간의 분포 추정결과

연도	농림어업부문		비농림어업부문	
	μ	σ	μ	σ
1963	4.0680 (0.0073)	0.3695 (0.0094)	3.8476 (0.0088)	0.3369 (0.0108)
1964	4.1045 (0.0084)	0.3814 (0.0101)	3.8464 (0.0082)	0.3196 (0.0097)
1965	4.0930 (0.0073)	0.3605 (0.0090)	3.8277 (0.0077)	0.3053 (0.0084)
1966	4.1255 (0.0081)	0.3657 (0.0093)	3.8369 (0.0070)	0.2863 (0.0074)
1967	4.0835 (0.0060)	0.3256 (0.0072)	3.8330 (0.0068)	0.2859 (0.0071)
1968	4.0733 (0.0052)	0.3010 (0.0061)	3.8317 (0.0058)	0.2499 (0.0056)
1969	4.0264 (0.0045)	0.2814 (0.0047)	3.8163 (0.0049)	0.2561 (0.0048)
1970	4.0674 (0.0049)	0.2960 (0.0051)	3.8350 (0.0046)	0.2543 (0.0045)
1971	4.0665 (0.0048)	0.2914 (0.0050)	3.7982 (0.0050)	0.2664 (0.0049)
1972	4.0335 (0.0054)	0.3292 (0.0061)	3.7796 (0.0057)	0.2958 (0.0058)
1973	3.9986 (0.0048)	0.3142 (0.0054)	3.7504 (0.0060)	0.3032 (0.0062)
1974	3.9743 (0.0041)	0.2771 (0.0043)	3.7535 (0.0050)	0.2562 (0.0047)
1975	3.9786 (0.0046)	0.3035 (0.0052)	3.7489 (0.0048)	0.2437 (0.0045)
1976	3.9405 (0.0045)	0.2993 (0.0050)	3.7356 (0.0051)	0.2714 (0.0048)
1977	3.9721 (0.0051)	0.3270 (0.0060)	3.7397 (0.0048)	0.2697 (0.0045)
1978	3.9575 (0.0044)	0.2834 (0.0047)	3.7395 (0.0045)	0.2629 (0.0042)
1979	3.9785 (0.0043)	0.2741 (0.0045)	3.7385 (0.0044)	0.2646 (0.0042)
1980	3.9739 (0.0036)	0.2370 (0.0034)	3.7603 (0.0041)	0.2545 (0.0039)
1981	3.9668 (0.0035)	0.2338 (0.0033)	3.7817 (0.0036)	0.2423 (0.0034)
1982	3.9622 (0.0037)	0.2353 (0.0035)	3.7241 (0.0043)	0.2559 (0.0040)
1983	3.9847 (0.0036)	0.2238 (0.0033)	3.7314 (0.0043)	0.2674 (0.0040)
1984	3.9838 (0.0039)	0.2259 (0.0036)	3.7377 (0.0041)	0.2652 (0.0038)
1985	3.9886 (0.0037)	0.2159 (0.0034)	3.7520 (0.0037)	0.2577 (0.0036)
1986	4.0067 (0.0038)	0.2166 (0.0034)	3.7732 (0.0038)	0.2917 (0.0038)
1987	3.9700 (0.0043)	0.2431 (0.0042)	3.7449 (0.0039)	0.2910 (0.0039)
1988	3.9507 (0.0045)	0.2459 (0.0043)	3.7456 (0.0037)	0.2752 (0.0036)
1989	3.9601 (0.0043)	0.2390 (0.0041)	3.7725 (0.0033)	0.2698 (0.0032)
1990	3.9689 (0.0040)	0.2195 (0.0037)	3.7903 (0.0028)	0.2497 (0.0027)
1991	3.9676 (0.0043)	0.2199 (0.0040)	3.7998 (0.0027)	0.2476 (0.0025)
1992	3.9663 (0.0041)	0.2094 (0.0037)	3.8191 (0.0025)	0.2420 (0.0024)
1993	3.9694 (0.0042)	0.2071 (0.0037)	3.8228 (0.0023)	0.2346 (0.0022)
1994	3.9769 (0.0042)	0.2046 (0.0037)	3.8315 (0.0022)	0.2311 (0.0021)
1995	3.9513 (0.0044)	0.2082 (0.0039)	3.8346 (0.0021)	0.2297 (0.0020)
1996	3.9475 (0.0044)	0.2077 (0.0039)	3.8427 (0.0021)	0.2267 (0.0020)
1997	3.9632 (0.0044)	0.2090 (0.0039)	3.8606 (0.0020)	0.2291 (0.0019)
1998	3.9829 (0.0045)	0.2131 (0.0040)	3.8797 (0.0021)	0.2387 (0.0020)
1999	3.9948 (0.0055)	0.2548 (0.0054)	3.8680 (0.0023)	0.2553 (0.0023)
2000	3.9858 (0.0056)	0.2570 (0.0055)	3.8668 (0.0022)	0.2495 (0.0021)
2001	3.9810 (0.0060)	0.2707 (0.0061)	3.8716 (0.0021)	0.2511 (0.0020)
2002	4.0082 (0.0059)	0.2631 (0.0058)	3.8856 (0.0020)	0.2481 (0.0020)
2003	4.0115 (0.0064)	0.2744 (0.0065)	3.8985 (0.0020)	0.2414 (0.0019)

주: () 안의 수치는 모수 추정치의 표준오차임.

식 (4)~(11)에서 알 수 있듯이 대수우도함수는 모수 (μ, σ) 의 함수이며, 대부분의 통계처리용 소프트웨어에서는 정규분포의 누적밀도함수가 내장된 함수의 형태로 제공되므로 우도함수의 계산에는 많은 시간이 소요되지 않는다.⁹⁾

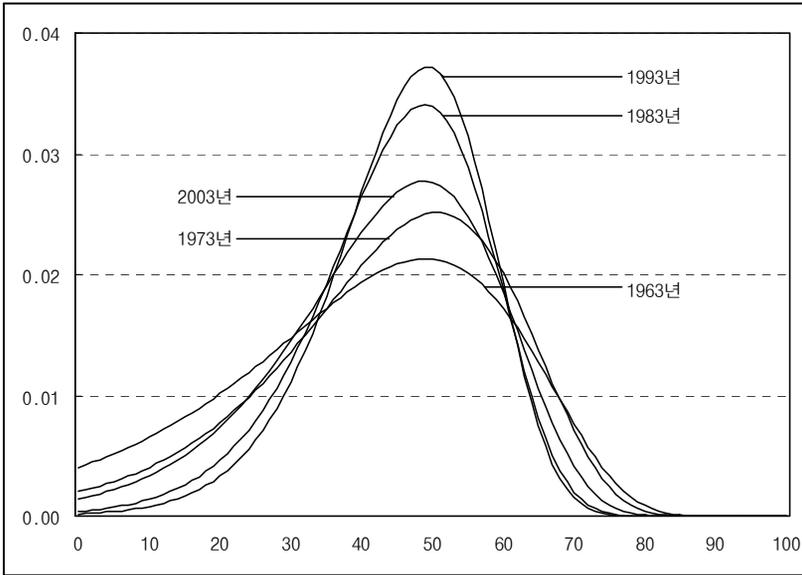
모수 μ 는 $U = \log(K - X)$ 의 절사 이전 분포의 기댓값이므로 평균 취업시간(\bar{X})이 늘어날수록(줄어들수록) μ 의 추정치가 작아지는(커지는) 경향이 있을 것으로 예상되며, 추정결과에서 이를 확인할 수 있다. <표 5>에 따르면 농림어업부문의 μ 의 추정치는 비농림어업부문에 비하여 일률적으로 큰 것으로 나타났으며, 이는 농림어업부문의 주당 평균 취업시간이 비농림어업부문에 비하여 작기 때문이다. 또한 <표 5>에서는 μ 의 추정치가 주당 평균 취업시간과 반대되는 추세를 보이고 있음을 알 수 있다. 한편 σ 의 추정치는 주당 취업시간의 분포의 집중도를 나타내며, 다소 불규칙한 모습을 보이고 있으나 전반적으로 추정치의 값이 감소하다가 최근에 들어 다시 완만히 증가하고 있음을 알 수 있다.

모수 (μ, σ) 의 추정치를 식 (7)과 (8)에 대입하면 주당 취업시간의 누적밀도함수와 확률밀도함수를 추정하게 된다. [그림 5]와 [그림 6]은 각각 농림어업부문과 비농림어업부문의 일부 시점에서의 확률밀도함수 추정치를 나타내고 있으며, 주당 취업시간의 추세 및 집중도에 관하여 위에서 언급한 내용을 확인할 수 있다.

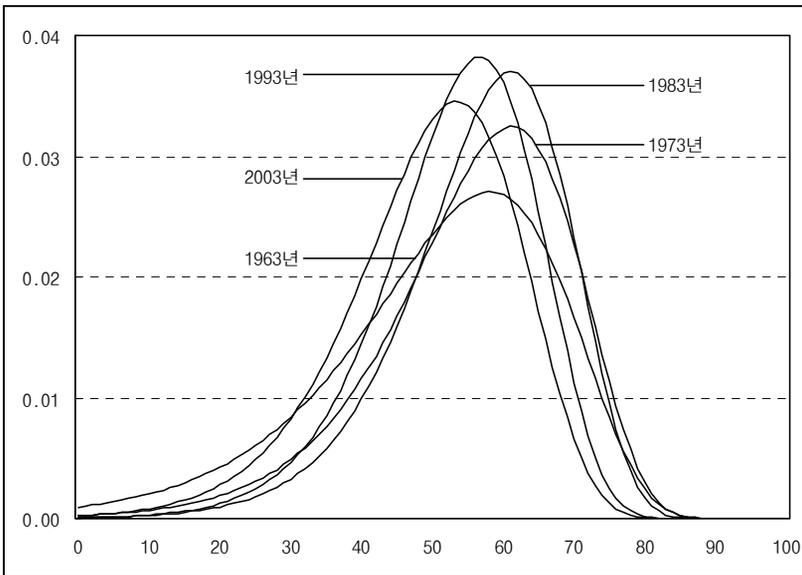
마지막으로 모수 (μ, σ) 의 추정치를 식 (9)에 대입하면 주당 취업시간의 이론적 기댓값의 추정치를 얻게 된다. 추정 결과, 농림어업부문의 경우에는 이론적 기댓값의 추정치가 주당 평균 취업시간 실제치에 근사한 것으로 나타났으며, 양자 간 차이는 대부분 1시간 미만이었다. 비농림어업부문의 경우에는 양자 간 차이가 농림어업부문에 비하여 다소 크게 나타났으나, 분석대상 기간중 점차 감소하여 1990년대 이후에는 비교적 양자가 일치하는 추세를 보이고 있다.

9) 본 논문에서는 최우추정치를 구하기 위하여 GAUSS를 사용하였으며, 표본규모가 가장 큰 2003년도 비농림어업부문의 경우에도 1회 반복(iteration)에 소요된 시간은 약 1초에 불과하였다. 초기치 및 수렴조건(tolerance)의 선택에 따라 달라질 수는 있겠으나, 1966년도 비농림어업부문의 추정(12회 반복)을 제외한 모든 경우에 10회 반복 이내에 최우추정치를 구할 수 있었다.

[그림 5] 주당 취업시간의 확률밀도함수 추정결과(농림어업부문)



[그림 6] 주당 취업시간의 확률밀도함수 추정결과(비농림어업부문)



3. 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴 추정

앞에서 언급한 바와 같이 본 논문에서는 2000년도 임금구조기본통계를 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정하였다.¹⁰⁾ 우선 취업시간으로는 총근로시간(=정상근로시간+초과근로시간)을 사용하였으며, 시간당 임금은 정액급여와 초과급여의 합을 총근로시간으로 나누어 계산하였다. 시간당 임금을 계산함에 있어 연간특별성과급을 포함시키지 않은 것은, 임금통계가 특정 월을 대상으로 조사되므로 월간 근로시간과의 연계성이 낮을 것으로 판단하였기 때문이다.

2000년에는 법정 근로시간이 주당 44시간이었으며, 이를 평일 8시간 및 토요일 4시간 근무형태로 해석할 경우 주당 근무일수는 평일 기준 5.5일에 해당한다(즉, 토요일은 평일 기준 0.5일에 해당). 한편, 2000년도 임금통계는 6월을 기준으로 작성되었으며, 2000년 6월에는 평일 22일 및 토요일 4일이 포함되어 있다. 따라서 2000년 6월의 기준 근로일수는 평일 기준 24일에 해당하며, 본 논문에서는 월간 근로시간에 5.5/24를 곱하여 주당 근로시간을 구하였다.

취업자 i 의 주당 취업시간과 시간당 임금을 각각 x_i 와 HW_i 라고 하면, HW_i 는 x_i 의 함수이며, 회귀분석을 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정할 수 있다. 여기에서 $\psi(x)$ 는 x 에 대하여 오목한(concave) 함수인 것으로 가정한다.

$$HW_i = \psi(x_i) + u_i. \quad (16)$$

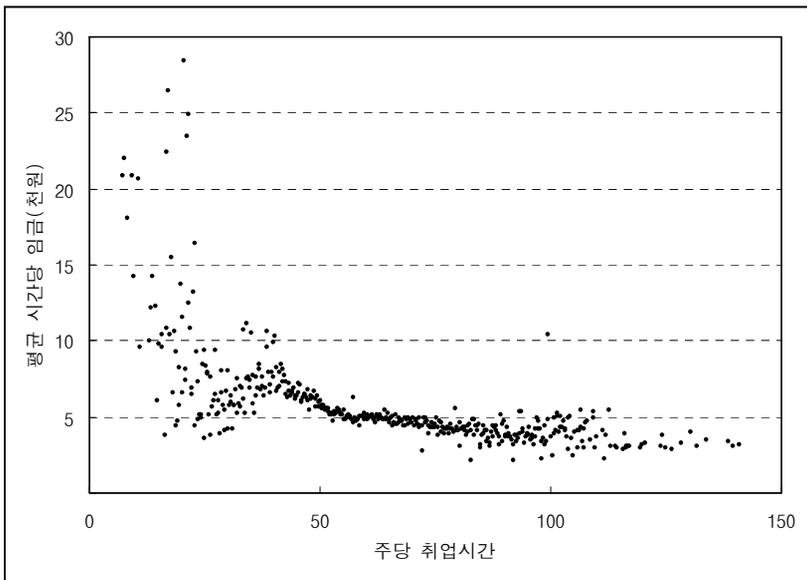
식 (16)을 추정하기 위한 용이한 방법은 $\psi(x)$ 를 x 의 2차 함수(quadratic function), 즉 $\psi(x) = a + \beta x + \gamma x^2$ 로 가정하는 것이다. 그러나 추정결과 및 데이터를 세밀하게 검토한 결과 2차 함수 형태의 가정은 부적절한 것으로 판단되었으며, 그 근거는 다음과 같다.

10) 노동능률의 변화패턴은 연도에 따라 차이를 보일 수 있으므로 연도별로 추정하는 방안을 택할 수도 있으나, 이 경우 연도별로 상이한 표준화(normalization)를 거쳐야 한다는 문제점이 발생한다. 또한 노동능률의 변화패턴이 생물학적인 특성을 반영한다는 점을 고려할 때, 한 시점에서의 추정결과를 전 시점에 적용하는 방안이 타당할 수도 있다.

우선, 2차 함수 형태의 시간당 임금방정식을 추정한 결과 2차항(x^2)의 계수가 陽(+)¹¹⁾의 값으로 추정되었으며, 주당 취업시간이 약 101시간 일 때에 시간당 임금이 최소화되는 것으로 추정되었다.¹¹⁾ 그러나 이는 시간당 임금방정식이 주당 취업시간에 대하여 오목한(convex) 함수이며, 취업시간이 0에 가까워질수록 노동의 능률이 체증함을 의미하므로, 적절한 노동능률 변화패턴의 추정결과로 보기 어려울 것으로 판단된다.

한편, [그림 7]은 주당 취업시간별 평균 시간당 임금을 계산한 결과로서, [그림 7]에 따르면 주당 취업시간별 평균 시간당 임금은 주당 40시간을 전후로 상이한 패턴을 보이고 있는 것으로 판단된다. 첫째, 40시간 이상의 구간에서는 비교적 안정적인 관계가 유지되고 있으나, 40시간 미만의 구간에서는 다소 불안정적인 관계를 관찰할 수 있다. 둘째, 40시간 이상 구간의 경우 대부분의 근로자는 주당 취업시간이 80시간

[그림 7] 주당 취업시간별 평균 시간당 임금



11) 2차 함수 형태의 시간당 임금방정식은 $HW = 123.45 + 12.34x - 0.2345x^2$ 로 추정되었다.

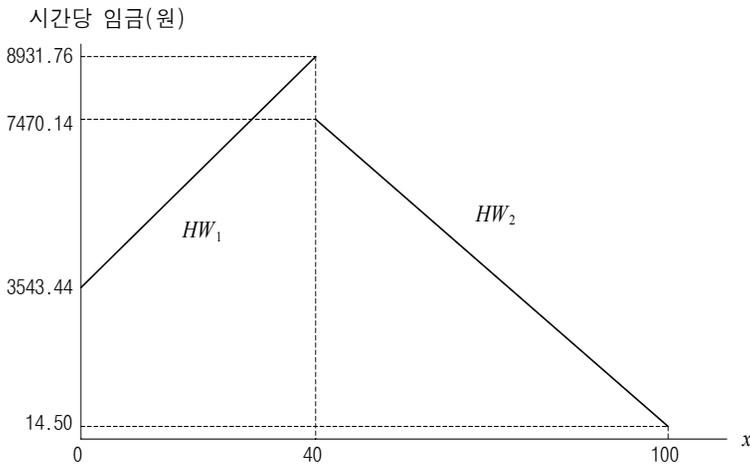
미만이며,¹²⁾ 40~80시간 구간의 노동능률 변화패턴은 비교적 안정적인 선형(linear) 관계를 나타내고 있다. 셋째, 40시간 미만 구간의 경우 관계가 다소 불안정적이고 일부 극단치(outlier)가 있는 것이 사실이나, 회귀 분석을 실시한 결과 우상향의 선형관계를 도출할 수 있었다.

이러한 이유로 본 논문에서는 주당 취업시간이 40시간 미만인 구간과 40시간 이상인 구간을 구분하여 선형방정식을 추정하는 방안을 택하였다. 추정결과는 다음과 같으며 [그림 8]은 이를 그래프로 표현한 것이다. 참고로, 두 방정식은 분할 기준점인 40시간에서 일치하지 않으나, 양자 간의 차이는 지나치게 큰 수준이 아닌 것으로 판단된다.

$$\begin{aligned} \text{<40시간 미만> } HW_1 &= 3543.44 + 134.71 x, \\ &(16.26) \quad (22.27) \end{aligned}$$

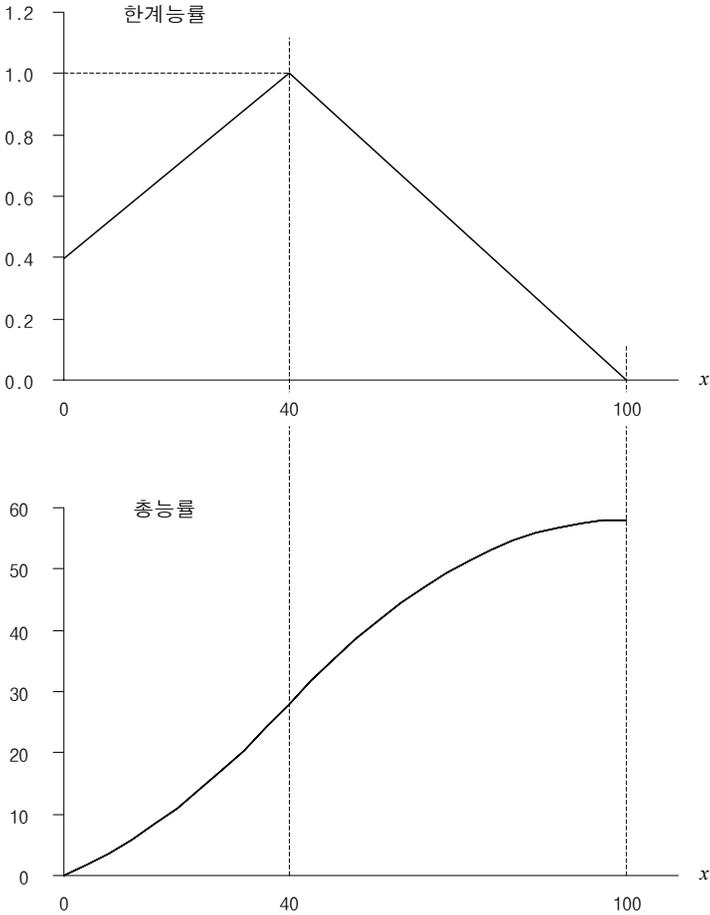
$$\begin{aligned} \text{<40시간 이상> } HW_2 &= 12459.90 - 124.74 x. \\ &(412.01) \quad (-203.51) \quad (\text{추정치의 } t \text{ 값}) \end{aligned}$$

[그림 8] 시간당 임금방정식 추정결과



12) 2000년도 임금통계에 포함된 근로자는 모두 5,735,072명이며, 주당 취업시간이 40시간 이상 80시간 미만인 근로자는 전체의 92%인 5,253,529명이다.

[그림 9] 주당 취업시간별 노동의 한계능률 및 총능률



[그림 9]의 상단은 [그림 8]에 제시된 시간당 임금방정식 추정결과를 구간별 최댓값이 1이 되도록 정규화한 것으로서, 주당 취업시간별 노동의 한계능률에 해당한다.¹³⁾ 또한 [그림 9]의 하단은 노동의 총능률에 해당하며, 한계능률을 적분하여 계산한 결과이다.

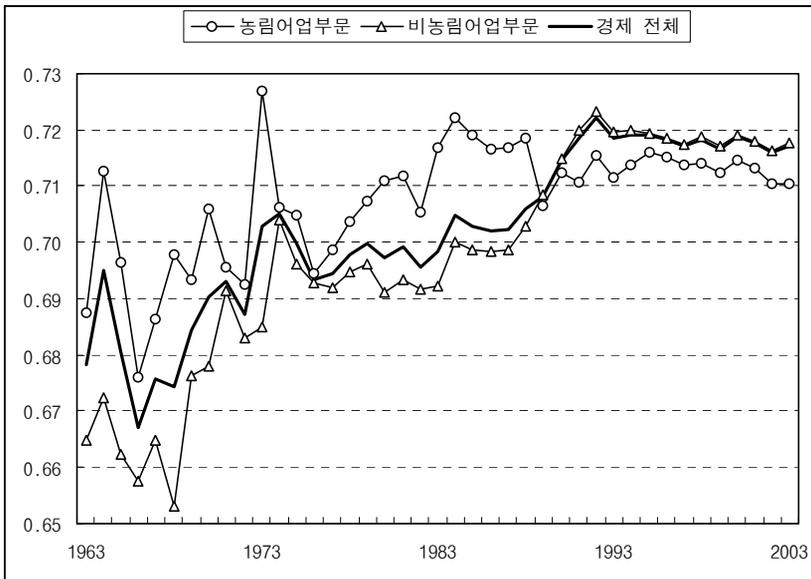
13) 한계능률곡선의 종축 절편은 약 0.3967(=3543.44÷8931.76)이며, 주당 취업시간이 100시간일 때의 한계능률은 약 0.0019(=14.50÷7470.14)이다.

4. 총취업자의 노동능률지표 추정

<표 6>의 (1), (2)열은 각각 농림어업부문과 비농림어업부문의 노동능률지표 추정결과로서, 주당 취업시간 분포의 추정결과(표 5)와 노동능률 변화패턴 추정결과를 식 (15)에 적용하여 계산한 것이다. <표 6>의 (3)열은 경제 전체의 노동능률지표 추정결과로서, 부문별 지표를 가중평균한 것이다. 가중치로는 부문별 총취업시간, 즉 부문별 취업자수에 주당 평균 취업시간을 곱한 값을 사용하였으며, <표 6>의 (4)열 및 (5)열과 같다. 농림어업부문의 취업시간 구성비는 1963년 58.4%를 기록한 이후 꾸준히 감소하여 2003년에는 약 9.1% 수준을 보이고 있다. [그림 10]은 부문별 및 경제 전체의 지표 추정치를 그래프로 표현한 것이다.

<표 6>과 [그림 10]에서 알 수 있듯이, 주당 취업시간 변화에 따른 노동능률지표는 전반적으로 증가추세를 나타내고 있다. 이를 부문별로 보면, 1980년대까지는 농림어업부문이 높은 노동능률을 보였으나, 1990년대에 들어 반전되고 있음을 알 수 있다.

[그림 10] 주당 평균 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화지표



〈표 6〉 주당 평균 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화지표

연도	부문별 노동능률지표			부문별 취업시간 구성비(%)	
	농림어업부문	비농림어업부문	경제 전체	농림어업부문	비농림어업부문
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1963	0.6876	0.6649	0.6782	58.37	41.63
1964	0.7127	0.6725	0.6951	56.17	43.83
1965	0.6964	0.6623	0.6806	53.65	46.35
1966	0.6759	0.6575	0.6671	52.36	47.64
1967	0.6863	0.6647	0.6756	50.32	49.68
1968	0.6978	0.6531	0.6743	47.36	52.64
1969	0.6933	0.6764	0.6845	47.77	52.23
1970	0.7059	0.6780	0.6904	44.38	55.62
1971	0.6957	0.6914	0.6932	41.80	58.20
1972	0.6926	0.6831	0.6872	43.39	56.61
1973	0.7269	0.6851	0.7029	42.60	57.40
1974	0.7062	0.7041	0.7050	43.22	56.78
1975	0.7049	0.6962	0.6998	40.81	59.19
1976	0.6944	0.6927	0.6934	41.42	58.58
1977	0.6986	0.6920	0.6945	37.66	62.34
1978	0.7036	0.6948	0.6979	35.58	64.42
1979	0.7073	0.6961	0.6999	33.18	66.82
1980	0.7109	0.6911	0.6974	31.74	68.26
1981	0.7119	0.6933	0.6992	31.75	68.25
1982	0.7053	0.6917	0.6955	28.06	71.94
1983	0.7168	0.6923	0.6985	25.25	74.75
1984	0.7221	0.7000	0.7049	22.39	77.61
1985	0.7190	0.6986	0.7028	20.66	79.34
1986	0.7165	0.6985	0.7020	19.61	80.39
1987	0.7168	0.6988	0.7022	18.80	81.20
1988	0.7185	0.7030	0.7059	18.18	81.82
1989	0.7066	0.7086	0.7082	17.87	82.13
1990	0.7125	0.7150	0.7146	16.46	83.54
1991	0.7106	0.7199	0.7186	14.08	85.92
1992	0.7155	0.7232	0.7221	13.79	86.21
1993	0.7114	0.7197	0.7186	12.86	87.14
1994	0.7139	0.7199	0.7192	12.04	87.96
1995	0.7161	0.7195	0.7191	11.85	88.15
1996	0.7152	0.7186	0.7182	11.41	88.59
1997	0.7139	0.7174	0.7170	11.00	89.00
1998	0.7141	0.7188	0.7183	11.85	88.15
1999	0.7125	0.7171	0.7166	10.96	89.04
2000	0.7145	0.7192	0.7187	10.50	89.50
2001	0.7131	0.7181	0.7176	10.15	89.85
2002	0.7104	0.7164	0.7159	9.50	90.50
2003	0.7104	0.7177	0.7170	9.08	90.92

5. 총노동투입 규모 추정

서론에서 밝힌 바와 같이 본 논문에서는 노동투입 규모를 결정하는 다양한 요인 가운데 취업자수, 주당 평균 취업시간 및 노동의 능률 등 세 가지 요인을 분석대상으로 설정하고 있다. 이 가운데 주당 평균 취업시간과 노동의 능률은 일인당 지표에 해당하므로 이 세 가지 요인만을 고려할 경우의 총노동투입지표는 세 지표의 곱으로 계산된다.

<표 7>은 이 세 가지 요인을 지수(index)의 형태로 계산하여 종합한 결과이다. <표 7>의 (2)열은 경제 전체의 총취업자수를 2003년의 값이 100이 되도록 지수화한 것이며, 마찬가지로 (4)열은 총취업자의 주당 평균 취업시간을 지수화한 것이다. <표 7>의 (5)열은 <표 6>의 (3)열, 즉 총취업자의 노동능률지표를 지수화한 것이다. 또한, <표 8>은 분석 대상기간을 10년 단위로 구분하여 이들 세 가지 요인들의 구간별 연평균 증가율을 계산한 것이다.

우선, 취업자수는 총노동투입의 가장 큰 비중을 차지하며, 1963~2003년 기간중 2.72%의 연평균 증가율을 나타내고 있다. 이를 기간별로 보면 1기간(1963~1973년)에는 3.76%의 높은 증가율을 보였으나, 2기간(1973~1983년) 및 3기간(1983~1993년)에는 2.86%로, 그리고 4기간(1993~2003년)에는 1.42%로 점차 하락하였다.

둘째, 주당 평균 취업시간의 전 기간 연평균 증가율은 0.09%로 계산되었으나, 기간별로는 상당한 변동을 보이고 있다. 즉, 1기간과 2기간에는 각각 0.83% 및 0.73%의 비교적 높은 증가율을 기록하였으나, 3기간과 4기간에는 각각 -0.50% 및 -0.71%로 하락하였다.

셋째, 노동능률의 전 기간 연평균 증가율은 0.14%로 계산되어, 주당 평균 취업시간에 비해 높은 증가율을 나타내고 있음을 알 수 있다. 기간별로는, 1기간과 3기간에 상당한 규모의 순증가율을 기록한 반면, 2기간과 4기간에는 극히 완만한 감소 추세를 보이고 있다.

주당 취업시간이 일정 수준을 초과할 경우 - 본 논문의 추정결과에 의하면 주당 40시간을 초과할 경우 - 개별 취업자 입장에서는 취업시간 증가시 노동능률이 낮아질 가능성이 크며, 따라서 취업시간과 노동의 능률은 서로 상충적인 관계를 가진다고 할 수 있다.

<표 7> 총취업자수, 주당 평균 취업시간 및 노동능률지표

연도	총취업자수		주당 평균 취업시간		노동능률지표
	명	2003년=100	시간/주	2003년=100	2003년=100
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1963	7,563	34.16	47.4	96.54	94.58
1964	7,698	34.77	45.9	93.48	96.94
1965	8,112	36.64	47.9	97.56	94.92
1966	8,326	37.61	47.6	96.95	93.04
1967	8,625	38.96	48.2	98.17	94.22
1968	9,062	40.93	49.1	100.00	94.04
1969	9,285	41.94	50.2	102.24	95.46
1970	9,617	43.44	48.2	98.17	96.28
1971	9,946	44.93	49.4	100.61	96.68
1972	10,379	46.88	50.6	103.05	95.85
1973	10,942	49.42	51.5	104.89	98.03
1974	11,421	51.59	52.5	106.92	98.32
1975	11,692	52.81	52.9	107.74	97.60
1976	12,412	56.06	54.5	111.00	96.70
1977	12,812	57.87	53.9	109.78	96.86
1978	13,412	60.58	54.5	111.00	97.34
1979	13,602	61.44	54.2	110.39	97.61
1980	13,683	61.80	53.9	109.78	97.26
1981	14,024	63.35	53.6	109.16	97.52
1982	14,380	64.95	55.9	113.85	97.00
1983	14,505	65.52	55.4	112.83	97.42
1984	14,429	65.17	55.1	112.22	98.31
1985	14,971	67.62	55.1	112.22	98.02
1986	15,504	70.03	53.9	109.78	97.91
1987	16,354	73.87	55.4	112.83	97.93
1988	16,869	76.20	55.8	113.65	98.44
1989	17,561	79.32	54.5	111.00	98.77
1990	18,085	81.69	53.8	109.57	99.67
1991	18,649	84.24	53.4	108.76	100.22
1992	19,009	85.86	52.5	106.92	100.71
1993	19,235	86.88	52.7	107.33	100.22
1994	19,848	89.65	52.4	106.72	100.31
1995	20,414	92.21	52.5	106.92	100.29
1996	20,853	94.19	52.3	106.52	100.16
1997	21,214	95.82	51.4	104.68	99.99
1998	19,937	90.05	50.1	102.04	100.18
1999	20,291	91.65	50.4	102.65	99.94
2000	21,155	95.56	50.6	103.05	100.24
2001	21,573	97.44	50.4	102.65	100.08
2002	22,169	100.14	49.8	101.43	99.84
2003	22,139	100.00	49.1	100.00	100.00

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; <http://kosis.nso.go.kr>; <표 6>.

〈표 8〉 노동투입 세부요인의 기간별 연평균 증가율

(단위: %)

구 간	취업자수	주당 평균 취업시간	노동능력
1963~1973년	3.76	0.83	0.36
1973~1983년	2.86	0.73	-0.06
1983~1993년	2.86	-0.50	0.28
1993~2003년	1.42	-0.71	-0.02
1963~2003년	2.72	0.09	0.14

그러나 이러한 상충적인 관계가 총취업자에 대해 반드시 성립하는 것은 아니다. 예를 들어, 1기간의 경우에는 총취업자의 평균 취업시간과 노동의 능률이 모두 증가하였으며, 이는 주당 평균 취업시간 자체는 증가하였으나 취업시간의 분포가 변하여 평균 능률이 증가하였기 때문일 것으로 예상된다. 4기간의 경우에도 평균 취업시간이 감소하였음에도 불구하고 노동의 능률이 감소하였음을 알 수 있다.

이제, N , H , EI 를 각각 취업자수, 주당 취업시간 및 노동의 능력을 나타내는 지표라고 하고¹⁴⁾ 다음을 정의하자. 여기에서 I_1 은 취업자수만을 고려한 노동투입지표, I_2 는 취업자수와 주당 취업시간을 고려한 노동투입지표, 그리고 I_3 는 세 가지 요인을 모두 고려한 노동투입 지표에 해당한다.

$$I_1 = N,$$

$$I_2 = N \times H,$$

$$I_3 = N \times H \times EI.$$

<표 9>는 <표 7>을 이용하여 I_1 , I_2 및 I_3 를 계산한 후 기간별로 연평균 증가율을 계산한 결과이다. 1963~2003년 기간중 총노동투입지표(I_3)의 연평균 증가율은 2.96%로 계산되었다. 그러나 기간별로는 상당한 변화를 보이고 있으며, 1기간에는 5.00%의 높은 증가율을 기록하였으나, 이후 빠르게 둔화되고 있음을 알 수 있다.

14) 세 지표는 각각 <표 7>의 (2)열, (4)열 및 (5)열과 같다.

〈표 9〉 세 가지 노동투입지표의 기간별 연평균 증가율

(단위 : %)

구 간	I_1	I_2	I_3
1963~1973년	3.76	4.63	5.00
1973~1983년	2.86	3.61	3.55
1983~1993년	2.86	2.35	2.64
1993~2003년	1.42	0.70	0.68
1963~2003년	2.72	2.81	2.96

총노동투입 규모의 변동은 대부분 취업자수의 변동에 의존하고 있으나, 최근에 들어서는 취업시간의 변동 역시 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉, 4기간의 경우 취업자수는 연평균 1.42% 증가한 반면 취업시간이 연평균 0.71% 감소함에 따라 총노동투입 규모는 연평균 0.68% 증가하는 데에 그쳤다.

참고로, 1963~2003년 기간중 총노동투입 규모의 연평균 증가율 2.96%에 대한 취업자수 증가, 주당 취업시간 증가 및 노동능률 상승의 기여도는 각각 92.2%, 3.1% 및 4.7%로 계산되었다.¹⁵⁾

<표 9>에서 확인할 수 있듯이, 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나(I_1), 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우(I_2) 총노동투입 증가율 측정에 오차가 발생한다. 예를 들어, 1기간에는 취업시간과 노동의 능률이 함께 증가하였으며, 그 결과 두 지표 모두 노동투입 증가율을 과소추정하고 있으며, 4기간에는 취업시간과 노동의 능률이 함께 감소하였으며, 그 결과 두 지표 모두 노동투입 증가율을 과대추정하고 있다. 한편 2기에는 취업시간이 증가한 반면 노동의 능률이 낮아짐에 따라 I_2 는 총노동투입 규모를 과대추정하는 반면 I_1 은 과소추정하고 있으며, 3기에는 이와 정반대의 상황이 발생하고 있다.

15) 세 가지 노동투입 세부요인의 상대적 기여도는 각각의 연평균 증가율을 기준으로 계산하였다.

IV. 결 론

본 논문에서는 성장요인 분석에서 사용되는 노동투입 규모를 결정하는 세부 요인 가운데 취업자수, 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 분석대상으로 설정하여, 노동의 능률변화를 추정하기 위한 방법론을 제시하고 이를 우리나라의 경우에 적용하여 1963~2003년 기간중 노동투입 규모 및 연평균 증가율을 추정하였다. 본 논문의 핵심적인 목적은 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나 혹은 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우 발생하는 노동투입 증가율 추정상의 오차 규모를 파악하는 것이다.

이를 위하여 본 논문에서는, 현재 6개의 구간으로만 발표되고 있는 취업시간별 취업자수 통계를 이용하여 취업시간의 연속분포를 최우추정법으로 추정하기 위한 절차를 제시하고, 기존의 연구에 사용된 노동능률의 변화패턴에 대한 가정을 채택하여 경제 전체의 노동능률지표를 추정하였다.

1963~2003년 기간에 대한 실증분석결과, 취업자수, 취업시간 및 노동능률의 연평균 증가율은 각각 2.72%, 0.09% 및 0.14%로 추정되었다. 이를 기간별로 보면, 취업자수 증가율은 1960년대에 3.76%의 높은 수준을 기록한 이후 지속적으로 둔화되었고, 주당 평균 취업시간은 1960년대와 1970년대에 각각 0.83% 및 0.73%의 증가율을 보였으나, 1980년대 이후에는 0.5~0.7%의 감소 추세를 기록하였으며, 노동능률지표는 1960년대와 1980년대에 0.3% 내외의 증가율을 기록한 반면 1970년대와 1990년대에는 완만한 감소 추세를 보였다. 세 가지 요인을 모두 고려한 총노동투입 규모의 전 기간 연평균 증가율은 2.96%로 추정되었으며, 1960년대에 5%의 높은 증가율을 기록한 이후 점차 둔화되기 시작하여 1990년대에는 0.68%로 크게 둔화되었다.

이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서는 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나, 혹은 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우 발생하는 오차의 규모를 계산하였다.

본 논문의 추정결과는 향후 한국경제의 잠재성장률을 전망함에 있어

상당한 함의를 갖는다. 즉, 향후 취업시간의 감소에 따라 총노동투입 증가율은 더욱 둔화할 것으로 전망되나, 취업시간의 감소와 함께 노동의 능률은 증가될 것이며, 이것이 취업시간 감소의 상당 부분을 상쇄할 경우 총노동투입 감소율은 취업시간 감소율보다 작게 될 것이다.

마지막으로 본 논문에 제시된 실증분석결과의 개선방안을 논의하기로 한다. 본 논문에서는 2000년도 『임금구조기본통계』를 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정하였다. 그러나 『임금구조기본통계』는 임금근로자만을 대상으로 하는 표본조사로서, 자영업자, 가족종사자 등 무급종사자와 농림어업부문 취업자가 제외되어 있을 뿐 아니라, 추정결과를 총취업자에게 적용하기에는 대표성이 낮다는 문제점을 가진다. 한편 본 논문에서는 추정의 편의를 위하여 동일한 노동능률 변화패턴을 모든 취업자에게 적용하였다. 그러나 노동능률 변화패턴은 연도별뿐 아니라 성별, 연령별, 교육수준별 등 집단별로 차이를 가질 것으로 짐작된다. 향후 이에 대한 엄밀한 실증분석을 바탕으로 한 연구가 이루어지기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 金光錫·朴垞卿, 『韓國經濟의 高度成長要因』, 研究叢書 25, 韓國開發研究院, 1979.
- 김동석·이진면·김민수, 『한국경제의 성장요인 분석: 1963~2000』, 연구보고서 2002-06, 한국개발연구원, 2002.
- 김종일, 『한국의 산업별 성장요인 분석과 생산효율성 비교』, 『경제학연구』, 제 46집 제1호, 1998.
- 노동부, 『임금구조기본통계조사보고』, 2002.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.
- _____, 통계 DB(<http://kosis.nso.go.kr>).
- 한진희·최경수·김동석·임경목, 『한국경제의 잠재성장률 전망: 2003~2012』, 정책연구시리즈 2002-07, 한국개발연구원, 2002.
- 한진희·김종일, 『국제비교를 통해 본 우리나라 및 동아시아의 성장요인 분석』, 연구자료 99-32, 한국개발연구원, 1999.
- 홍성덕, 『한국경제의 요소생산성 성장요인 추정』, 정책연구자료 91-02, 한국개발연구원, 1991.
- Denison, E.F., *Accounting for United States Economic Growth, 1929-1969*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1974.
- _____, and W. Chung, *How Japan's Economy Grew So Fast*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1976.
- Kim, K. and S. Hong, *Accounting for Rapid Economic Growth in Korea, 1963-1995*, Korea Development Institute, 1997.
- Kim, K. and J. Park, *Sources of Economic Growth in Korea, 1963-1982*, Korea Development Institute, 1985.
- Mood, A. M., F. Graybill, and D. Boes, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd ed., McGraw-Hill, 1974.