

勞 動 經 濟 論 集
第22卷 (2), 1999.12, pp. 99~119
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

韓國 經濟에서의 오쿤의 法則: 失業 政策에 대한 시사점*

한 진 수**

< 目 次 >

- | | |
|-------------------|--------------|
| I. 머리말 | IV. 과대추정의 요인 |
| II. 오쿤 계수 추정 | V. 맺음말 |
| III. 생산 손실 비용의 분해 | |

I. 머리말

실업자가 증가함에 따라 경제가 부담해야 하는 비용 가운데 가장 중요한 것은 생산 감소와 관련된 것이다. 오래 전부터 높은 실업률 때문에 커다란 고통을 경험했던 외국의 경우에는 실업이 초래하는 비용, 특히 생산 손실 비용에 대한 연구가 활발하게 진행되어 왔으나 우리 나라는 석유과동으로 인해 일시적으로 실업이 급

* 이 논문은 1998년 한국학술진흥재단의 학술연구비에 의하여 지원되었다. 이 연구를 위해 도움말을 준 안병철 교수, 강석훈 교수, 김기형 박사, 그리고 유익한 평을 해준 두 분의 논평자에게 깊은 감사를 드린다.

** 인천교육대학교 교수

등했던 때를 제외하고는 실업률이 지속적으로 하락하는 추세를 보여 왔기 때문에 실업 비용에 대한 연구가 거의 없었다. 오히려 1990년대에 들어와서는 노동력 부족을 고민하여 어떻게 하면 외국인 근로자를 효율적으로 도입하느냐를 고민할 정도였다. 그러나 1997년부터 급증했던 실업률이 단기간에 완전고용 수준으로 다시 하락하기 어려울 것으로 예상됨에 따라 우리나라에서도 실업이 초래하는 비용에 대한 연구의 필요성이 커지고 있다.

실업으로 인한 생산 손실을 추정하는 가장 간단한 방법은 근로자 일인당 생산에 실업자수를 곱하는 것이다. 그리고 이와 비슷한 방법으로 임금이 근로자의 생산물 가치를 제대로 반영한다는 가정에 근거해서 평균생산 대신에 근로자의 평균임금을 이용하여 생산의 손실을 추정할 수도 있다. 그러나 이런 평균생산 혹은 평균임금 접근법은 매우 간단하기는 하지만 Okun(1962, 1970)이 지적했던 것처럼 실업자수가 단순 비례 이상으로 그리고 장기적으로 생산에 미치는 영향을 제대로 반영하지 못하기 때문에 생산 손실 비용을 과소추정한다.¹⁾ 예를 들어 만약 일자리를 잃어버린 근로자가 구직 활동을 포기하고 모두 비경제활동인구로 전환된다면 실업자수는 영향을 받지 않지만 생산은 감소한다. 마찬가지로 시간제 고용의 확대나 초과 근로시간의 단축 등으로 인해 근로시간이 단축되더라도 실업자수와는 관계없이 생산은 감소한다.

이에 비해 생산과 실업률 사이에 성립하는 경험적 규칙성을 나타내는 오쿤의 법칙은 이런 간접 영향까지 고려할 수 있기 때문에 실업의 생산 손실 비용을 측정하는 데에 있어서 가장 신뢰도가 높은 방법으로 인정받고 있다(Dawson, 1992). 그런데 오쿤의 법칙을 추정하는 방법에는 여러 가지가 있으며 추정 방법과 기간에 따라 결과도 달라진다.²⁾ 이 연구에서는 대표적인 세 가지 방법 — 자연실업률 및 잠재 생산을 이용하는 방법, 실업률 순환치 및 생산 순환치를 이용하는 방법, 벡터자기회귀 모형을 이용하는 방법 — 에 기초해 우리나라에서 실업 증가로 인한 생산 손실 비용이 얼마나 되는지를 추정하고 그 결과를 외국과 비교해 본다. 그리고 실업률 상승으로 인한 생산 감소를 순수한 실업자 증대로 인한 효과, 경제활동인구 감소로 인한 효과, 근로시간 감소로 인한 효과, 생산성 하락으로 인한 효과로 분해하여 각 요인의 기여도를 추정해 본다.

1) 평균생산 접근법에 따르면 1997년 기준으로 우리 나라의 일인당 실질 국내총생산은 1,380만원이고 실업률 1%에 해당되는 실업자가 21만 4천명이므로 실업률이 1% 증가할 때마다 약 3조원(국내총생산의 1%)의 생산 손실액이 발생한다.

2) 오쿤의 법칙에 관한 외국의 연구에는 Friedman and Wachter(1974), Hamada and Kurosaka(1984), Knoester(1986), Kaufman(1988), Prachowny(1993), Weber(1995, 1997), Moosa(1997) 등이 있다.

II. 오쿤 계수 추정

실업으로 인한 생산 손실을 추정하는 데에 있어서 모든 종류의 실업이 생산 손실을 초래하지는 않으며 이 가운데 비자발적 실업만 생산 손실 비용을 초래한다는 것이 경제학의 표준적인 견해이다.³⁾ 그 이유는 효용을 구하기 위한 수단으로 재화와 여가를 선택하는 문제에서 자발적 실업자는 여가를 선택한 것이고 이로 인한 효용의 감소도 없기 때문이다. 결국 실업이 생산에 초래하는 거시경제 비용을 추정하기 위해서는 자발적인 실업 부분을 제외하고 수요 부족이나 경기 요인에 의해 발생하는 비자발적 실업에 해당되는 부분만 고려할 필요가 있다. 그러나 실업자 가운데에서 자발적 실업자와 비자발적 실업자를 엄밀하게 구분하는 것은 어려우며 이에 관한 공식 통계도 없다.

따라서 오쿤의 법칙과 생산 손실을 측정하기 위해서는 먼저 전체 실업 가운데 자발적 실업을 제거해야 하는데 이 목적을 위해서 세 가지 방법을 고려해 볼 수 있다. 첫째는 자연실업률 개념을 이용하여 이 수준을 초과하는 실업을 비자발적 실업으로 간주하는 방법이고 둘째는 실업률에서 추세를 제거하여 순환치를 추출하는 방법이고 셋째는 벡터자기회귀 모형에서 생산과 실업률의 교란항을 이용하는 방법이다.

1. 자연실업률을 이용할 경우의 오쿤 계수

가. 실업 갭 및 GDP 갭

자연실업률은 구조적인 요인과 관계가 깊기 때문에 이전의 대부분의 연구는 장기간 변하지 않는 자연실업률을 추정하였다. 그러나 Gordon(1997)은 이러한 자연실업률을 “교과서적인 자연실업률”이라 부르고 실제로 자연실업률도 경기변동 과정에서 변하기 때문에 시간에 따라 변하는 자연실업률을 구할 필요가 있다고 주장하였다. 이 연구에서도 단기적으로 변하는 자연실업률을 추정한다.

3) 자발적 실업의 경우 생산 손실이 발생하지 않는다는 견해가 이들로 인해 경제에 비용이 전혀 발생하지 않는다는 것을 의미하는 것은 아니다. 자발적 실업자는 여가의 가치가 상실된 소득보다 크기 때문에 여가를 선택하는데 이때의 소득은 세후 소득이며 이는 자발적 실업자의 한계생산보다 세금의 크기만큼 작다. 따라서 자발적 실업이라고 하더라도 근로소득세액에 해당되는 만큼의 비용을 발생시킨다.

우리나라의 자연실업률을 추정하기 위해서 Hahn(1996)의 연구에 기초한다. 먼저 임금방정식과 물가방정식은 다음과 같다.

$$\Delta w_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} U_t + \alpha_{12} Z_{1t} + \varepsilon_{1t}, \quad \alpha_{11} < 0. \quad (1)$$

$$\Delta p_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} \Delta w_t + \alpha_{22} \Delta q_t + \alpha_{23} Z_{2t} + \varepsilon_{2t}, \quad (2)$$

$$\alpha_{21} > 0, \quad \alpha_{22} > 0.$$

여기서 w 는 임금의 로그값, U 는 실업률, Z_1 은 임금상승률에 영향을 미치는 여러 요인의 벡터, p 는 소비자물가의 로그값, q 는 원자재 수입물가의 로그값, Z_2 는 물가상승률에 영향을 미치는 기타 요인의 벡터이다. 기존 외국 연구에 의하면 Z_1 에는 노동이동률, 제조업 비중, 실업수당, 임금대체율 등이 포함된다.⁴⁾

식 (1)과 (2)를 결합하면 다음과 같은 물가의 축약형을 구할 수 있는데 여기서 $\pi_t = \Delta p_t$ 이다.

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 U_t + \gamma_2 \Delta q_t + \gamma_3 Z_{1t} + \gamma_4 Z_{2t} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$\gamma_1 = \alpha_{11} \alpha_{21} < 0, \quad \gamma_2 = \alpha_{22} > 0.$$

공급 측면의 충격이 없다면 현재의 물가상승률은 과거의 물가상승률과 같게 되며 이때의 실업률이 자연실업률이다(Gordon, 1997). 이 정의에 따라 식 (3)에 현재의 물가상승률과 과거의 물가상승률이 같다는 제약을 가하기 위해 물가상승률 π_t 를 $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \sum_{i=1}^R \delta_i \pi_{t-i}$ 로 대체한다. 이제 이 식을 추정하고 공급 측면의 물가 변동이 없는 경우, 즉 $\tilde{\pi}_t = \Delta q_t = 0$ 인 경우를 가정하면 자연실업률을 구할 수 있다. 1973년 1분기부터 1997년 4분기까지의 분기별 자료를 계절조정 후 이 식을 추정한 결과는 <표 1>과 같다.⁵⁾ 추정식에서 Z_1 과 Z_2 에 포함시킬 수 있는 변수로 입직률, 이직률, 임금대체율, 실업수당 등을 고려할 수 있으나 우리나라의 경우 전체 추정 기간에 대해 통계가 존재하면서 유의한 변수로 밝혀진 것은 입직률과 이직률의 합(S)뿐이었다. <부표 1>은 <표 1>에 기초해 우리나라의 실업률, 자연실업률, 실업 갭(=실업률-자연실업률)을 연간으로 정리한 것이며 [그림 1]은 실업 갭을 보여준다.

4) 이에 대한 연구로 Nickell and Andrews(1983), Glyn and Rowthorn(1988) 등을 들 수 있다.

5) 이 연구에서는 추정식의 시차수를 Akaike 정보기준이나 Schwarz 정보기준에 따라 결정하였는데 실제로 다양한 시차수를 적용해 보았지만 결과에 커다란 차이가 없었다.

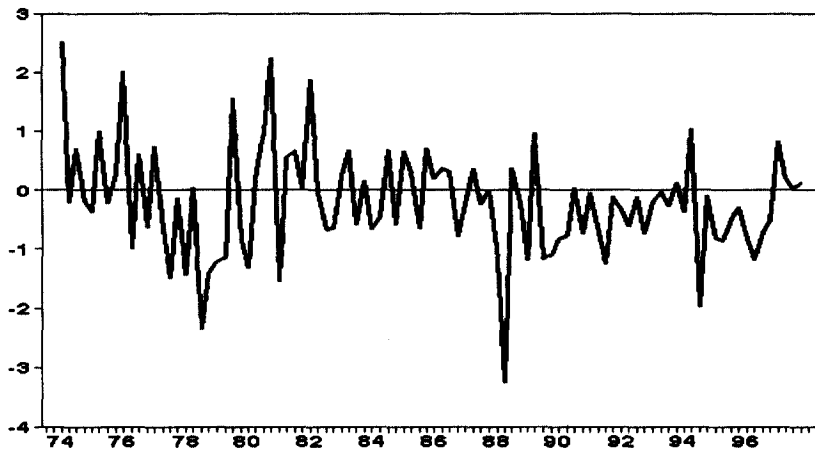
<표 1> 자연실업률 추정 결과

변수	시차	추정 계수의 합	$\overline{R^2}$	DW
U	0-4	-0.0063 (-3.11)		
Δq	0-3	0.0105 (0.34)		
S	0-4	0.0029 (3.42)		
			0.35	2.06

주: 종속변수는 $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \sum_{i=1}^4 \delta_i \pi_{t-i}$ 이고, U 는 실업률, Δq 는 원자재 수입물가 상승률, S 는 입직률과 이직률의 합이며 괄호 안은 t 값임.

<그림 1> 실업 갭 추이

(%p)



자연실업률에 비해 잠재 생산에 대한 연구는 우리나라에서도 비교적 활발하게 이루어졌다. 이 연구에서는 노동과 자본을 생산요소로 하는 Cobb-Douglas 생산함수를 추정한 후 <표 1>로부터 얻은 자연실업률에 해당되는 잠재 노동력 수준을 대입하여 우리나라의 잠재 GDP 및 GDP갭을 구한다.⁶⁾ 이 밖에도 잠재 생산의 추정 방법에 따라 추정 결과가 얼마나 달라지는지를 살펴보기 위해 우리나라의 잠재 생산을 추정한 기존의 다른 연구에 보고된 생산 갭 자료를 아울러 이용해 본다.

6) GDP 갭 = (실제 GDP - 잠재 GDP) / 실제 GDP × 100으로 정의한다.

나. 오쿤 계수와 생산 손실 비용

오쿤의 법칙을 나타내는 실업과 생산 사이의 관계식은 이론적 배경을 가지고 엄밀하게 도출된 것이 아니기 때문에 연구마다 그리고 목적에 따라 다소 달라지는데 다음과 같은 형태가 가장 일반적이다.

$$UG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} UG_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} YG_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

여기서 UG 는 실업 갭, YG 는 GDP 갭이며 종속변수의 과거 시차변수는 계열상관 문제를 해결하기 위해서 추가된다. 식 (4)에서 β_{2i} 가 생산에 대한 실업률의 반응을 측정하는 계수이므로 생산에 대한 실업률의 장기 반응은 $\sum \beta_{2i} / (1 - \sum \beta_{1i})$ 로 측정되고 그 역수가 오쿤 계수이다.

이처럼 오쿤 계수를 추정할 때 동태 관계를 이용하는 것은 계량경제학적 목적 외에도 이론적 타당성을 지니고 있다. 먼저 재화에 대한 수요 증대가 일시적 현상이라고 판단할 경우 기업은 채용, 훈련, 해고 비용을 고려하여 고용 확대에 신중을 기한다는 점을 들 수 있다. 또 기업은 채용한 근로자를 훈련시키는 데에 이미 비용을 지불했기 때문에 일시적인 수요 감소에 직면했을 때 근로자를 해고하는 데 주저하게 되며 미래의 수요 확대나 노동시장의 구인난에 대비하기 위해서도 노동력을 퇴장시킨다. 이 밖에도 고용안정을 목적으로 하는 각종 제도로 인해 고용수준의 경기에 대한 반응이 느려지므로 동태식이 필요해진다.

이제 이미 구한 실업 갭과 GDP 갭 추정치를 이용하여 식 (4)를 추정한 결과는 <표 2>와 같다. <표 2>에 기초해서 실업 갭과 GDP 갭 사이의 관계를 구해 보면 우리나라의 오쿤 계수는 15.2로 선진국보다 큰 것으로 추정된다. 이는 우리나라에서 실업률이 자연실업률을 초과해 1%씩 상승할 때 1997년 GDP의 15.2%에 해당되는 44.2조원의 생산이 장기적으로 감소한다는 것을 의미한다.⁷⁾ 이처럼 어느 해에 수요 부족으로 인해 잠재력을 완전하게 활용하지 못한다면 그 영향은 해당 연도의 생산뿐만 아니라 미래의 잠재 생산에까지 미치기 때문에 실업의 생산 손실 비용은 증폭된다. 예를 들어 실업으로 인해 유휴 자본이 발생하면 근로소득 및 이윤이 감소하므로 자본, 연구 개발, 교육에 대한 투자가 위축되고 이는 다시 미래의 잠재 생산 증가율에 부정적인 영향을 미치는 등 실업 비용은 장기간에 걸쳐 나타난다.

이번에는 식 (4)를 추정함에 있어서 김병화·김윤철(1992), 장동구(1996)의 연구

7) 생산 손실과 실업률의 관계는 실업률이 1.8~6.3% 사이에 있을 때로부터 얻어진 결과이다. 이 범위를 벗어나는 실업률의 경우에는 생산에 대한 한계 영향이 체감할 수 있기 때문에 이 범위를 벗어나는 실업률에 대해서 동일한 탄력성을 적용할 때에는 신중할 필요가 있다.

가 보고한 GNP 겹 자료를 대신 이용해 보았다. 김병화·김윤철의 생산 겹 자료를 이용할 경우의 오쿤 계수는 18.2~18.8로 추정되었으며 장동구의 생산 겹 자료를 이용할 경우의 오쿤 계수는 17.9로 추정되어 두 경우 모두 GDP 겹을 사용할 때(즉 오쿤 계수는 15.2)보다 큰 것으로 나타났다.

<표 2> 자연실업률을 이용한 오쿤 계수 추정

변수	시차	추정 계수의 합	$\overline{R^2}$	DW
UG	1-4	0.4725 (2.89)		
YG	0-1	-0.0347 (-1.93)		
			0.27	2.19

주: UG는 실업 겹, YG는 GDP 겹, 종속변수는 UG_t 이고 괄호 안은 t 값임.

2. 순환치를 이용할 경우의 오쿤 계수

오쿤 계수를 추정하기 위해 자연실업률과 잠재 GDP를 이용하는 방법은 실제로 관측되지 않는 두 변수를 먼저 추정해야 하는데 이 과정에서 또 다른 오차가 발생할 수 있다는 단점을 지니고 있다. 이에 대한 대안으로 실업률과 생산이 장기적인 추세에서 이탈하는 순환치를 이용하여 두 변수 사이의 관계를 추정하는 방법이 있다.

이 경우에도 기본 추정식은 식 (4)이며 단지 실업 겹과 GDP 겹 대신에 실업률 순환치(\hat{U})와 GDP 순환치(\hat{Y})를 사용한다. 실업률과 GDP의 순환치를 구하기 위해 HP 필터를 이용하는데($\lambda = 1,600$) 실업률 순환치가 %p라는 점을 감안하여 GDP 순환치도 %로 측정할 필요가 있다. 즉 GDP 순환치를 (실제 GDP - 추세 GDP) / 실제 GDP \times 100으로 정의하고 추정한 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3> 순환치를 이용한 오쿤 계수 추정

변수	시차	추정 계수의 합	$\overline{R^2}$	DW
\hat{U}	1-4	0.3723 (2.50)		
\hat{Y}	0-3	-0.0476 (-2.15)		
			0.57	2.01

주: \hat{U} 은 실업률 순환치, \hat{Y} 은 GDP 순환치, 종속변수는 \hat{U}_t 이고 괄호 안은 t 값임.

<표 3>에 따르면 오쿤 계수는 13.2로서 실업률이 1% 증가할 때마다 한국 경제가 입을 생산 손실은 장기적으로 38.4조원에 이른다. 이처럼 순환치를 이용할 경우의 오쿤 계수는 자연실업률 및 잠재 GDP를 이용한 앞의 경우보다 다소 작지만 선진국에 비해 여전히 크다.

3. 벡터자기회귀 모형을 이용할 경우의 오쿤 계수

오쿤 계수를 구할 수 있는 또 다른 방법은 벡터자기회귀 모형을 이용하는 것이다. Blanchard(1989)와 Weber(1997)는 축약형으로부터 벡터자기회귀 모형의 구조적 교란항(innovation)을 복구하는 과정에서 오쿤 계수를 추정할 바 있는데 이들 연구에 따르면 오쿤 계수는 벡터자기회귀 모형에서 GDP의 교란과 실업률의 교란 사이의 관계를 나타낸다.

이 방법으로 오쿤 계수를 구하려면 먼저 다음 식을 추정할 필요가 있다.

$$X_t = B(L)X_{t-1} + DZ + e_t. \quad (5)$$

여기서 X 는 변수들의 벡터, $B(L)$ 은 시차다항식 행렬, D 는 계수들의 행렬, Z 는 확정적(deterministic) 변수들의 벡터, e 는 축약형 교란항의 벡터이다. 식 (5)에 해당하는 벡터자기회귀 모형은 식 (6)으로 표시된다.

$$AX_t = A(L)X_{t-1} + BZ + Cv_t. \quad (6)$$

여기서 A 와 $A(L)$ 은 X 를 구성하는 변수들 사이의 구조적 관계를 나타내는 행렬이며 v 는 구조적 교란항의 벡터이다. 이제 e_t 에서 v_t 를 추정하는 과정에서 실업률과 GDP의 교란 사이의 관계를 구할 수 있는데 이것이 오쿤의 법칙이다.

이 연구에서는 GDP, 실업률, 물가로 구성된 3변수 벡터자기회귀 모형을 이용하여 오쿤 계수를 추정한다. 먼저 이들 세 변수의 통계적 안정성을 보기 위해 단위근 검정을 실시하는데 시차수를 4를 중심으로 다양하게 고려해 보았지만 시차수에 따른 검정 결과의 차이는 미미하였다. 시차가 4이고 시간 추세항과 상수항을 포함할 경우의 ADF 통계량을 구해보면 GDP는 -2.22, 실업률은 -2.36, 소비자물가는 -1.76으로 세 변수 모두 단위근을 갖고 있는 불안정한 시계열로 밝혀졌다. 이들을 1차 차분한 후의 ADF 통계량은 GDP가 -3.83, 실업률이 -4.14, 소비자물가가 -2.14로 나타나 소비자물가의 1차 차분은 여전히 불안정한 시계열이었고 이에 소비자물가를 2차 차분한 결과 ADF 통계량은 -5.87이었다. 이러한 검정 결과에 따르면 GDP

와 실업률은 $I(1)$, 소비자물가는 $I(2)$ 이므로 이 연구의 벡터자기회귀 모형에서 X 는 변수 $[\Delta y, \Delta U, \Delta^2 p]$ 의 벡터가 되며 e 는 축약형 교란항 $[e_y, e_u, e_p]$ 의 벡터가 된다. 단 y 는 GDP의 로그값, U 는 실업률, p 는 소비자물가의 로그값이다. 이제 식 (5)를 먼저 추정하고 그 결과를 가지고 다음의 식 (7)을 추정하면 오쿤 계수를 구할 수 있다.

$$e_u = g_1 e_y + g_2 e_p + v_u. \tag{7}$$

여기서 v_u 는 실업률의 구조적 교란항이며 g_1 이 오쿤의 법칙을 나타내는 계수이다. 상수항을 포함하고 4의 시차수를 적용하여 식 (5)를 추정하고 그로부터 나온 교란항을 이용하여 식 (7)을 추정한 결과 $g_1 = -0.0700$ (t 값 = -4.90), $g_2 = 0.3067$ (t 값 = 12.64)로 나타났다.⁸⁾ 이에 따라 벡터자기회귀 모형을 이용할 경우의 오쿤 계수는 14.3으로 추정된다.

이와 같이 세 가지 방법으로 구한 우리나라의 오쿤 계수는 대체로 선진국에 비해 크지만 성장 단계가 우리와 비슷했던 시기의 일본에 대한 추정치와 비교해 보면 그리 큰 것도 아니다. 구체적으로 외국의 연구 결과를 살펴보면 Kaufman(1988)은 기간에 따라 미국 1.7~2.2, 캐나다 1.8~4, 영국 1.4~2.9, 독일 2.9~20, 일본 3.3~50을 보고하고 있으며 이로부터 일본의 오쿤 계수가 60년대~70년대에 매우 컸음을 알 수 있다. 또 Moosa(1997)는 미국 2.0, 캐나다 1.7, 영국 2.1, 독일 1.6, 프랑스 2.3, 일본 8.1 등을 보고하고 있으며, Hamada and Kurosaka(1984)는 일본 경제의 오쿤 계수를 기간에 따라 13~32로 추정하고 있다.⁹⁾

이처럼 우리나라의 오쿤 계수가 일본의 경우와 마찬가지로 북미나 유럽의 오쿤 계수보다 큰 것은, 즉 우리나라의 경우 생산 변화에 대한 실업률 변화가 작은 것은, 두 나라 모두 실업률이 오랫동안 북미나 유럽에 비해 낮은 수준에 머물러 왔고 실업률의 분산도 작았기 때문이다. 우리나라에 있어서 그 구체적인 원인을 살펴보면 다음의 두 가지를 들 수 있다.

첫째는 Moosa(1997)가 국가별 오쿤 계수의 차이에 대한 주된 원인으로 노동시장의 경직성을 지적했듯이 우리나라의 경우 그 동안 제도적 보호로 인해 노동시장이

8) $\overline{R^2} = 0.67$, $DW = 1.96$ 이며 e_t 에서 v_t 를 추정하기 위해 C 에 다양한 제약을 가해보았으나 추정 결과에 커다란 차이가 없었다.

9) Okun(1962, 1970)은 미국의 경우 실업률이 1% 상승함에 따라 생산이 잠재 생산으로부터 3.2% 감소하므로 정부의 안정화 정책이 중요하다고 주장하였다. 이후의 연구는 미국 노동시장의 구조 변화로 인해 오쿤 계수가 하락하는 추세에 있음을 보고하는 경향이 있는데 예를 들어 Perry(1977)는 미국의 오쿤 계수를 3.05~3.13으로, Gordon and Hall(1980)은 2.2로, Gordon(1984)은 2로 추정하고 있다. 그러나 이와는 대조적으로 Blanchard(1989), Weber(1995, 1997)는 4~5 정도의 오쿤 계수를 보고하고 있다.

매우 경직적이었다. 노동관련 법규로 인해 기업의 고용 조정이 제약받거나 고용 조정에 수반되는 비용이 클 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 기업은 고용수준의 조정보다는 근로시간 조정과 같은 방법에 의존하여 경기변동에 대처하기 때문에 생산 변화에 대한 실업률 탄력성이 작아진다.

둘째는 빠르게 이루어진 자본 축적과 이에 힘입은 높은 경제성장률 때문이다. 투자확대로 새로운 일자리가 지속적으로 창출되면서 기업은 고용 조정의 필요성을 상대적으로 적게 느꼈고 이로 인해 실업률의 생산에 대한 반응이 작아졌다. 대신 자본 조정이 탄력적으로 이루어졌는데 우리나라 투자증가율의 변동이 다른 나라에 비해 큰 것이 이를 뒷받침한다.

그러나 1980년대 후반 이후 한국 경제가 구조조정을 경험하면서 노동의 수급면에서도 구조 변화가 진행되어 왔다는 점을 감안하면 우리나라의 오쿤 계수도 선진국에서처럼 감소하는 경향을 보일 것으로 짐작할 수 있다. 이를 확인하기 위해 분석기간을 양분해 보았는데 Chow 검정 결과 1984년 2분기를 경계로 구조 변화가 있었다는 가능성이 가장 높게 나타났다. 따라서 1984년 2분기~1997년 4분기에 대해 앞서와 동일한 방법을 적용하여 추정한 결과 4.9~7.0의 오쿤 계수를 얻었다. 이는 전체 기간에 대한 오쿤 계수보다 훨씬 작지만 북미나 유럽에 비해서는 여전히 큰 값이다.

외환위기 이후 한국 경제는 또 다시 심한 구조 변화를 경험하고 있는데 이는 노동시장에서도 예외가 아니다. 기업이 고용 조정을 할 수 있도록 허용한 노동법 개정 등에 힘입어 노동시장의 유연성이 지금보다 한층 높아질 것이며 경제의 성장 잠재력이 저하되면서 과거와 같은 고도 성장을 기대할 수 없게 된 기업들이 고용 조정을 적극적으로 추구할 것으로 보인다. 이들 요인으로 인해 우리나라의 오쿤 계수는 점차 하락하는 추세를 보일 것으로 예상할 수 있다.¹⁰⁾

Ⅲ. 생산 손실 비용의 분해

생산과 노동투입의 구성요인 사이에는 다음과 같은 항등식이 성립한다.

$$Y = \frac{Y}{L} L = Q H (1-U) F N = Q H E F N. \quad (8)$$

10) Kaufman(1988)이나 Moosa(1997)의 국제비교 연구는 오쿤 계수와 노동시장의 경직성 사이에 비례 관계가 있으며, 미국이나 영국의 경우도 노동시장이 신축적으로 변하면서 오쿤 계수가 하락했음을 보여 준다.

여기서 Y 는 생산, $Q=Y/L$ 는 노동투입당 생산, L 은 노동투입, H 는 근로시간, U 는 실업률, $1-U=E$ 는 취업률, F 는 경제활동참가율, N 은 15세 이상 인구이다.

이제 각 변수가 정상적인 상태에서 가질 수 있는 추세치 또는 균형치를 별표(*)로 나타내면 실제 생산과 추세 생산의 비율은

$$\frac{Y}{Y^*} = \frac{Q H E F}{Q^* H^* E^* F^*}$$

이 된다.¹¹⁾ 그리고 실제 생산과 추세 생산 비율의 증가율은 생산성의 증가율, 근로시간의 증가율, 취업률의 증가율, 경제활동참가율의 증가율로 구성된다.

$$G_{Y/Y} = G_{Q/Q} + G_{H/H} + G_{E/E} + G_{F/F}. \quad (9)$$

식 (9)에서 취업률에 대한 생산탄력성을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\text{오쿤 계수} = \frac{G_{Y/Y}}{G_{E/E}}.$$

고용수준이 변할 때 생산성이나 근로시간이나 경제활동참가율이 전혀 변하지 않는다면 위의 탄력성은 1이 될 것이고 실업 증가로 인한 생산 감소의 비용도 크지 않을 것이다. 그러나 Perry(1971)나 Gordon(1973)이 지적한 대로 실업률의 변화는 단순히 취업자수를 통해서만 생산에 영향을 미치는 데에서 그치지 않고 경제활동인구, 근로시간, 생산성을 통해서도 생산에 영향을 미치는데 이들 요인에 의한 생산 감소가 전체 생산 감소 가운데 상당한 부분을 차지한다.

<표 4>는 앞에서 구한 세 개의 오쿤 계수 가운데 중간 경우인 14.3에 대해서 1997년 기준으로 실업률이 자연실업률을 초과해 1% 증가함에 따라 발생하는 생산 손실이 이와 같은 요인에 의해 각각 얼마씩 설명되는지를 분해한 결과이다. 생산 손실은 노동투입의 변화와 생산성의 변화로 크게 구분되고 이 가운데 노동투입의 변화는 다시 실업자수의 변화, 경제활동인구의 변화, 근로시간의 변화의 세 가지로 구분된다.

11) 이 관계를 좀 더 정확히 표현하기 위해서는 15세 이상 인구까지 포함해야 하지만 인구는 경기순환에 의해 유의한 영향을 받지 않기 때문에 이 연구에서는 무시된다. 그러나 만약 경기 하강기에 자살, 범죄, 스트레스, 질병 등으로 인해 인구의 출생률 및 사망률이 크게 영향을 받는다면 인구 역시 이 관계식에 포함되어야 한다.

〈표 4〉 실업률이 자연실업률을 초과해 1% 상승할 때의 생산 손실 분해
(오쿤 계수=14.3, 1997년 기준)

항 목	노동투입 (억)	노동투입당 생산성(원)	총가치 (조원)
1. 노동투입의 감소 ($Q dL$)			
(1) 실업자 증가	5.21	5,670	2.96
(2) 경제활동인구 감소	6.07	5,670	3.44
(3) 근로시간 감소	-	5,670	-
2. 생산성 감소 ($L dQ$)	512.73	686	35.18
국내총생산의 감소 (dY)			41.58

우리 나라의 경우 1997년에 실업률이 1% 증가할 때 실업자수가 21만 4천명씩 증가했다. 여기에 일인당 월평균 근로시간수 203시간과 12개월을 곱하면 실업자 증가로 인한 총노동투입 감소분 5.21억을 구할 수 있다.

경기가 악화되면 실망 실업자가 증가하거나 노동시장에 참여하려는 주부 및 2차 근로자(secondary workers)의 동기가 위축되어 경제활동인구가 감소하며 반대로 일자리를 구할 확률이 높아지면 전에는 구직 활동을 하지 않던 이들까지 노동시장에 참여하므로 경제활동인구가 증가한다. 이처럼 경제활동인구는 임금 수준뿐만 아니라 구직 가능성에 의해서도 영향을 받아 경기순응적인 모습을 보이는데 이 관계를 추정 한 결과는 <부표 2>에 정리되어 있다.

추정 결과에 따르면 우리나라에서는 실업률이 1% 상승함에 따라 경제활동인구가 24만 9천명씩 감소한다. 여기에 월평균 근로시간과 12개월을 곱하면 경제활동인구 감소로 인한 연간 노동투입 감소분을 구할 수 있다.

이와 비슷하게 실업률이 상승하면 초과 근로시간이 감소하거나 비자발적인 시간제 고용이 증가하기 때문에 근로시간이 감소한다. 이 영향을 추정 한 결과도 <부표 2>에 정리되어 있는데 예상대로 실업률의 계수는 음으로 추정되었지만 유의하지 않았다. 이로부터 우리나라의 경우 실업률 상승으로 야기되는 근로시간 감소 및 노동투입 감소분은 없는 것으로 밝혀졌다.

노동투입 한 단위의 생산성은 GDP를 취업자수와 근로시간수와 12개월의 곱으로 나누어 구할 수 있다. 그리고 노동투입을 구성하고 있는 세 요인의 생산성은 모두 동일하다고 보았는데 그 이유는 다음과 같다. 만약 생산성이 낮은 순서대로 일자리를 잃게 된다면 노동시장에서 이탈하여 비경제활동인구로 전환되는 노동력이나 실

업자는 여전히 취업하고 있는 노동력에 비해 생산성이 낮을 것이고 이에 따라 이들 세 요인에 대해 각각 다른 생산성을 적용시켜야 할 것이다. 그러나 우리나라의 경우 이에 대한 정확한 통계가 없을 뿐만 아니라 현재 발생하고 있는 실업자 가운데에는 명예퇴직하거나 높은 임금 때문에 권고사직 당하는 경우도 많이 있어 실업자, 비경제활동인구, 취업자 사이에 뚜렷한 생산성 차이를 발견하기 어렵다. 이에 따라 이들 세 노동 그룹 사이에 생산성의 차이가 없다고 가정하고 동일한 생산성을 적용하였다.(물론 이들에 대해 다른 생산성을 적용시켜 <표 4>를 다시 작성하는 일은 손쉽게 이루어질 수 있다.)

마지막으로 실업률은 생산성에도 영향을 미친다. 경기가 악화되어 고용수준이 조정되더라도 자본 조정이 완전히 이루어지기 전까지는 유휴 자본이 발생하게 되고 이로부터는 수익이 발생하지 않기 때문에 실업률의 상승은 생산성을 저하시킨다. 생산성 하락의 생산 손실에 대한 기여도는 Okun(1970)처럼 전체 생산 손실에서 노동투입의 세 구성요인에 의한 기여도를 제외한 나머지로 측정한다. 그리고 이 값을 전체 노동투입으로 나누면 노동투입당 생산성의 변화를 구할 수 있다.

<표 4>에 따르면 실업률이 1% 상승할 경우 생산 손실은 41.58조원에 이르는데 이 가운데 실업자 증가가 2.96조원을 설명하고 경제활동인구 감소로 인한 생산 손실액은 3.44조원이다. 나머지 35.18조원이 생산성 감소로 인한 생산 손실이다. 즉, 우리나라의 경우 생산 손실 가운데 생산성 감소로 인한 손실이 약 85%를 차지하며 나머지가 노동투입의 감소에 기인한다. 이는 생산 변화 가운데 생산성 변화가 78~91%를 설명했던 1970년대 이전의 일본 경제와 비슷한 수준이다.(Hamada and Kurosaka, 1984)

이처럼 우리나라에서 생산성의 기여도가 높은 원인으로 여러 가지를 지적할 수 있다. 먼저 자본 측면에서 보면 활발한 투자로 인해 자본이 빠른 속도로 축적되었고 이러한 자본의 양적 투입 증대에 힘입어 생산 증대가 이루어졌다는 점을 들 수 있다. 그리고 노동 측면에서 보면 실망 실업자처럼 실업률 통계에 잡히지 않는 실질적인 실업자 비중이 다른 나라에 비해 비교적 높아 실업률이 낮게 기록되고 있다는 점도 중요한 원인으로 작용했다. 마지막으로 노동력의 이동을 들 수 있다. 경제발전 과정에서 많은 노동력이 생산성이 낮은 농업부문으로부터 생산성이 높은 제조업부문으로 이동했는데 이들 노동력은 어느 부문에 있든지 취업자로 분류되지만 노동 이동의 결과로 전체 생산성이 크게 증대되었다.

IV. 과대추정의 요인

실업률이 1% 증가할 때 예상되는 장기적인 생산 손실액 38.4조원(순환치 접근법의 경우)~44.2조원(자연실업률 접근법의 경우)은 과대추정되었을 가능성이 있다. 그 주된 원인으로 두 가지를 지적할 수 있는데 하나는 여가같은 비시장활동의 가치를 고려하지 않는다는 한계를 지니고 있는 국내총생산이 추정에 사용되었기 때문이고 다른 하나는 실업률이 영구적으로 상승하는 경우가 고려되지 않았기 때문이다.

1. 비시장활동의 가치

원칙적으로 비자발적 실업자가 시장활동을 하지 않는 대신 집에서 가사활동을 하거나 여가를 즐기는 시간에 대한 가치를 측정하고 이를 위의 생산 손실 비용에서 공제할 필요가 있다. 가사활동을 생산활동으로 인정할수록, 그리고 비시장활동에 투입되는 시간의 가치를 소중하게 여길수록 실업이 초래하는 생산비용이 그만큼 감소할 것은 명백하다.

그러나 비시장활동에 투입되는 시간의 가치는 실업의 성격에 따라 달라진다. 자발적 실업이라면 비시장활동에 투입되는 시간의 가치는 일할 경우에 받을 수 있었던 임금과 동일한 수준에 이를 것이며 실업 증가로 인해 발생하는 생산 감소액은 비시장활동의 가치에 의해 완전히 상쇄되어 실업의 비용이 발생하지 않는다는 점은 이미 앞에서 밝힌 바와 같고 따라서 자발적 실업자로 인한 생산 손실 비용은 이 연구에서 처음부터 고려하지 않았다. 반면 실업이 비자발적이라면 비시장활동에 투입되는 시간의 가치는 크지 않을 것이다. 실업자가 된 직후에는 일을 하지 않고 집에 머무르는 것으로부터 충분한 휴식을 취하게 되어 여가의 가치를 비교적 크게 평가하겠지만 실직 기간이 길어짐에 따라 여가의 가치는 급속히 하락할 것이다. 집에서 보내는 여가는 관광지에서 보내는 여가에 비해 비교할 수 없을 정도로 낮은 만족을 준다. 일을 통해 시장활동에 참가하고 남은 시간을 여가로 활용할 때 비로소 여가의 가치가 성립하기 때문이다.

또 맞벌이 부부 가운데 한 사람만이 실직한다면 가사활동의 가치를 비교적 크게 인식할 수 있다. 그러나 두 사람이 모두 실직하거나 원래 한 사람만이 일하다가 실직할 경우 실업자로부터 생겨나는 가사활동의 가치는 그리 크지 않을 것이다. 이런

점을 감안할 때 실직자의 비시장활동 가치를 무시하고 추정된 거시경제 비용의 오차문제는 심각한 수준이 아니라 할 수 있다.

그렇더라도 1%에 해당되는 실업자 증가가 초래할 것으로 예상되는 생산 손실액 38.4조원~44.2조원은 실업이 거시 경제에 미치는 장기 비용의 최대치로 간주하는 것이 타당할 것이다. Gordon(1973)은 미국에 대해서 비시장활동의 가치가 생산 손실액의 13%에 해당한다고 추정한 바 있다. 우리나라의 경우에는 부부가 동시에 일을 하는 가구의 비중이 미국에 비해 높지 않으며, 최근에 증가하고 있는 실업자의 대부분이 비자발적이며, 1997년 기준으로 실업보험제도의 적용을 받는 실직자의 비율이 24%에 지나지 않으며, 그나마 이들도 기껏 6개월 동안만 실업수당을 받을 수 있는 등 사회안정망이 아직 제대로 구축되어 있지 않아 실직자의 금전적, 심리적 고통이 크다는 점을 감안할 때 생산 손실에 대한 비시장활동의 가치 비율은 10%를 넘기 힘들 것으로 보인다. 우리나라에서의 이 비율을 10%로 가정한다면 실업률 1% 상승으로 인한 경제의 장기적인 생산 손실 비용 추정치는 34.6조원~39.8조원으로 감소한다.

2. 실업률의 영구적인 증가

실업자 변화와 생산 변화 사이의 관계를 통해 생산 손실 비용을 추정하는 앞의 방법은 실업자가 일시적(temporary)으로 증가했을 때에 해당되는 거시경제적 후생 비용을 측정한다. 반면 실업자가 영구적(permanent)으로 증가했을 때의 생산 손실은 이와 달라질 수 있다. 만약 실업률 상승이 영구적이라면 실업률이 일시적으로 상승하는 경우를 고려했던 <표 4>의 요인들에게 또 다른 변화가 발생할 것이기 때문이다.

우선 <표 4>의 실업자 증가는 경제활동인구의 1%에 해당되는 실업자수를 계산한 것이므로 실업률의 증가가 일시적인 현상이든지 아니면 영구적인 현상이든지에 관계없이 동일하다. 한편 경제활동인구참가율의 실업률에 대한 반응은 실업의 종류에 따라 달라질 것이다. 즉, 실업률 상승으로 인해 구직 활동을 포기하는 실망 실업자의 비율이 높아질수록 실업률의 영구적인 상승은 경제활동참가의 동기를 더욱 위축시킬 것이며 이로 인해 경제활동인구의 감소분은 <표 4>의 일시적인 실업 충격에 비해 커질 것이다.

실업자 증가가 근로시간에 미치는 영향은 근로시간의 기능과 관련지어 생각해 볼 수 있다. 경기변동에 따라 생산을 조절할 필요가 있을 때 기업은 일반적으로 근로시간을 먼저 조정한다. 그리고 수요 충격이 오래 지속될 것으로 예상되면 기업은 근로시간을 조정하기보다 해고 비용을 부담하더라도 고용 조정을 선택할 것이다. 이처럼 기업이 근로시간을 생산물 수요 변화에 대응하기 위한 완충장치(buffer)로

활용하는 한 근로시간의 변화는 일시적인 실업 증가보다는 영구적인 실업 증가에 적게 반응할 것이다. 따라서 이론적으로는 영구적인 실업률 상승으로 인한 근로시간 감소가 일시적인 실업 증가의 경우에 비해 작을 것이다. 그러나 이미 <표 4>에서 보았듯이 우리나라에서는 실업 증가가 - 그것이 일시적이라도 - 근로시간에 미치는 유의한 영향을 발견할 수 없었다.

실업률이 일시적으로 상승할 경우 기업은 자본을 그대로 유지하고 있으므로 자본/노동 비율이 최적 상태에서 벗어나고 생산성이 하락하게 된다. 이에 비해 실업률이 영구적으로 상승할 경우 노동투입의 감소와 함께 기업은 자본도 축소시킴으로써 장기적으로 자본/노동 비율을 최적 상태로 유지시키려 한다. 실업률이 영구적으로 상승할 때 자본 및 노동의 절대 규모는 이전에 비해 작아지겠지만 자본/노동 비율은 실업률이 상승하기 이전의 비율과 같아지고 실질 임금과 이자율도 이전과 같아질 것이다. 따라서 실업률이 영구적으로 상승할 때에는 규모의 축소로 인한 생산성 손실만 발생하지 자본/노동 비율을 최적 상태로 유지하지 못함으로써 발생하는 생산성 손실은 없게 된다. 한 걸음 더 나아가 만약 생산기술이 규모에 대한 수익 불변이라면 노동생산성은 자본/노동 비율에 의해서만 결정될 뿐 규모에 의해서는 영향을 받지 않는다. 결국 실업이 일시적으로 증가할 때에 비해서 실업이 영구적으로 증가할 때에 생산성의 감소 규모는 줄어들 것이다.

이상의 요인을 종합하면 실업률이 일시적으로 상승할 경우에 비해 실업률이 영구적으로 상승할 경우에 생산의 실업에 대한 반응이 둔화되고 생산 손실 비용이 <표 4>의 경우에 비해 축소될 것으로 예상할 수 있다.

V. 맺음말

오쿤의 법칙은 단순히 이론적 호기심을 충족시키기 위해 연구되는 대상이 아니다. 선진국의 경우 오쿤 계수를 철저히 분석하여 실업 정책이나 거시경제 정책을 수립하는 데에 활용하고 있다. 실업률 상승으로 고통을 겪고 있는 한국 경제도 오쿤 계수를 통해 안정화 정책의 편익을 확인할 수 있는 등 많은 시사점을 얻을 수 있다.

먼저 오쿤 계수는 실업 정책을 수립하는 데에 도움을 준다. 실업자가 급증하면서 실업대책에 대한 요구가 커지고 있으나 다른 한편으로는 과도한 실업 정책이 바람직하지 못하다는 주장도 있다. 따라서 적절한 실업 정책의 선택은 한국 경제에 있어서 매우 중요한 과제인데 오쿤 계수는 실업 감소로부터 기대할 수 있는 편익과

실업 정책의 비용을 비교할 수 있게 해주어 적정한 실업 정책을 수립하는 데에 중요한 정보를 제공한다. 그리고 오쿤 계수는 높아진 우리나라의 실업률을 완전고용 수준으로 다시 낮추기 위해 필요한 경제성장률에 대한 정보도 제공해주고 이를 달성하는 데에 필요한 기간에 대한 답도 제시해준다.

뿐만 아니라 오쿤의 법칙을 통해 실업과 생산 사이의 관계를 알 수 있다면 이를 필립스 곡선과 결합해 총공급곡선을 유도할 수도 있다. 그리고 실업의 생산에 대한 탄력성을 산업의 생산구조 변화 및 노동시장의 구조 변화와 연결시킨다면 경제 구조조정에 따르는 노동시장의 부작용을 최소화시키려는 연구도 가능해진다.

이러한 오쿤의 법칙의 중요성을 인식한다면 우리나라에서도 이 연구가 사용한 것 이외의 새로운 방법으로 오쿤 계수를 추정하고, 외환위기 이후 진행되고 있는 구조 변화가 오쿤 계수에 미치는 영향을 분석하는 것과 같은 연구가 앞으로 보다 활발하게 이루어질 필요가 있다.

參 考 文 獻

- 김병화·김윤철, “우리나라 잠재GNP의 추정,” 『조사통계월보』, 한국은행, 1992년 2월, pp. 20-50.
- 장동구, “우리나라 잠재GNP의 추정,” 『경제분석』, 한국은행 금융경제연구소, 제2권 제1호, 1996년 2월, pp. 29-68.
- Blanchard, Olivier J., “A traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations,” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 5, December 1989, pp. 1146-1164.
- Dawson, Graham, *Inflation and Unemployment: Causes, Consequences and Cures*, Hants, England: Edward Elgar, 1992.
- Friedman, Benjamin M. and Michael L. Wachter, “Unemployment: Okun’s Law, Labor Force, and Productivity,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 2, May 1974, pp. 167-176.
- Glyn, Andrew and Bob Rowthorn, “West European Unemployment: Corporatism and Structural Change,” *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, May 1988, pp. 194-199.
- Gordon, Robert J., “The Welfare Cost of Higher Unemployment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1973, pp. 133-195.
- , “Unemployment and Potential Output in the 1980s,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1984, pp. 537-564.
- , “The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, Winter 1997, pp. 11-32.
- and Robert E. Hall, “Arthur M. Okun, 1928-1980,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1980, pp. 1-5.
- Hahn, Jinsoo, “The Natural Rate of Unemployment in Korea: Estimation and Implications,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 22, No. 1, February 1996, pp. 63-76.
- Hamada, Koichi and Yoshio Kurosaka, “The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun’s Law in Comparative Perspective,” *European Economic Review*, Vol. 25, No. 1, June 1984, pp. 71-94.
- Kaufman, Roger T., “An International Comparison of Okun’s Laws,” *Journal of*

- Comparative Economics, Vol. 12, No. 2, June 1988, pp. 182-203.
- Knoester, Anthonie, "Okun's Law Revised," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 122, No. 4, 1986, pp. 657-666.
- Moosa, Imad A., "A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 24, No. 3, June 1997, pp. 335-356.
- Nickell, Stephen J. and M. Andrews, "Unions, Real Wages and Employment in Britain 1951-79," *Oxford Economic Papers*, Vol. 35, Supplement, November 1983, pp. 183-206.
- Okun, Arthur M., "Potential GNP: Its Measurement and Significance," in *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 1962, pp. 98-104, reprinted in Okun, *The Political Economy of Prosperity*, Brookings Institution, 1970, pp. 132-145.
- Perry, George L., "Labor Force Structure, Potential Output, and Productivity," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 3, 1971, pp. 533-565.
- , "Potential Output and Productivity," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1977, pp. 11-47.
- Prachowny, Martin F. J., "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 2, May 1993, pp. 331-336.
- Weber, Christian E., "Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, No. 4, October-December 1995, pp. 433-445.
- , "The Paper-bill Spread and Blanchard's Version of Okun's Law," *Applied Economics Letters*, Vol. 4, No. 7, July 1997, pp. 437-440.

〈부표 1〉 한국의 실업률, 자연실업률, 실업 갭

연 도	실업률(%)	자연실업률(%)	실업 갭(%p)
1974	4.16	3.46	0.70
1975	4.14	3.97	0.17
1976	3.90	3.65	0.25
1977	3.78	4.17	-0.39
1978	3.22	4.50	-1.29
1979	3.88	4.29	-0.41
1980	5.29	4.77	0.52
1981	4.58	4.66	-0.08
1982	4.30	4.17	0.13
1983	4.10	3.97	0.13
1984	3.85	4.10	-0.25
1985	4.06	3.81	0.25
1986	3.77	3.75	0.02
1987	3.08	3.10	-0.02
1988	2.50	3.57	-1.07
1989	2.59	3.22	-0.62
1990	2.42	2.99	-0.57
1991	2.34	2.87	-0.53
1992	2.40	2.85	-0.45
1993	2.80	2.90	-0.10
1994	2.39	2.74	-0.35
1995	2.00	2.61	-0.61
1996	1.99	2.80	-0.81
1997	2.60	2.31	0.30

주: 실업 갭은 실업률 - 자연실업률임.

〈부표 2〉 경제활동인구와 근로시간의 실업률에 대한 반응

종속변수	설명변수	시차	추정 계수의 합	$\overline{R^2}$	DW
\hat{A}	\hat{A}	1-4	0.3029 (1.67)	0.11	1.91
	\hat{U}	0-4	-0.8032 (-1.73)		
\hat{H}	\hat{H}	1-4	0.3337 (2.45)	0.31	1.97
	\hat{U}	0-4	-0.0452 (-0.11)		

주: \hat{A} 과 \hat{H} 은 각각 백분율로 환산된 경제활동인구의 순환치와 근로시간의 순환치, \hat{U} 은 실업률의 순환치이며 괄호 안은 t 값임.