

# 技術進步의 短期 雇用 創出 效果: 美國 製造業部門의 實證 分析<sup>(1)</sup>

張鏞成 · 洪載和

技術進步의 短期 雇用 創出 效果를 미국 458개 제조업에 대해 추정했다. 總要素 生産性的의 恒상적 증가가 일부 산업에서 고용을 감소시켰으나, 대부분 산업에서 고용을 창출했다. 이는 勞動 生産性的의 恒상적 증가와 고용 사이에 강한 음의 상관관계가 있다는 일련의 연구 결과와 배치된다. 본 연구는 노동 생산성이 생산 요소의 상대가격 변화로 인한 생산 요소 조합의 변화를 반영한다는 점에서 기술진보를 왜곡할 소지가 있음을 실증적으로 보이고 기술진보의 척도로서 총요소 생산성이 노동 생산성보다 적합한 지표임을 주장한다.

## 1. 序 論

경제학자들은 편의상 長期과 短期를 구분해 분석하곤 한다. 예를 들어, 경제 성장과 같은 장기 문제의 연구에는 솔로우 모형을, 경기변동과 같은 단기 문제에는 총수요 총공급 모형을 상정하곤 한다. 시계열 자료를 관찰할 추세선은 장기를, 추세로부터의 편차는 단기현상을 반영하는 것으로 해석하는 것이 관행이었다.

전통적으로 技術進步는 長期 經濟成長의 동인으로 인식되었으며, 단기 모형에서는 기술 수준을 주어진 것으로 간주하였다. 그러나 기술진보가 단기 경기 변동의 중요한 요인일 지도 모른다는 주장이 강력히 제기되며, 장기와 단기의 문제를 별개의 현상으로 인식하는 기존의 연구 관행에 큰 변화를 초래했다. 이러한 변화는 計量經濟學의 non-stationary 시계열 분석의 비약적인 발전과도 맞물려 있다 하겠다.

新古典學派 이론에 의하면 기술진보는 노동의 한계 생산성을 향상시킴으로써 노동의 수요를 증가시켜 고용을 창출한다. 그러나 Galí(1999), Kiley(1998), Francis and Ramey(2002), Basu, Fernald, and Kimball(2005) 등의 연구에 의하면 기술진보가 단기에 오히려 고용을 감소시킨다고 주장한다.<sup>(2)</sup> 경기변동의 가장 두드러진 현상이 生産性和 雇用的 同

(1) 본 고의 교정을 도와준 서울대 경제학부 석사과정생 최봉석 군에게 감사한다.

(2) Galí(1999), Kiley(1998), Francis and Ramey(2002)에 의하면, 기술충격은 구조적 VAR 모형에서 노동 생산성의 장기요소로 식별된다. Basu et al.(2005) 연구에서는 생산함수 추정시

행성(co-movement)이라는 점에서 기술진보의 단기 고용 창출 효과는 경기 변동 원인을 생산성 향상과 같은 공급측 요인에서 찾으려는 실물 경기 변동이론의 현실 적합성 여부에 결정적인 단서를 제공해 준다는 점에서 중요한 연구 과제이다.

본 논문에서는 미국 제조업 자료를 이용하여, 總要素 生産性的 恒常的 증가로 식별되는 技術進歩의 短期 雇用 創出 效果를 추정한다. 세부 산업 분류 4자리에 해당하는 458개 제조업의 1958년부터 1996년까지의 연간 자료에 근거, 벡터자기회귀모형(이하 VAR 모형)을 이용하여 기술진보의 고용 창출 효과를 측정한다. 본 연구의 추정치에 따르면 기술진보의 고용 창출 효과는 산업에 따라 매우 다양하다. 통계적으로 유의한 경우, 458개의 산업 중 133개의 산업에서 기술진보시 단기에 고용이 증가한 반면, 단지 25개의 산업에서 기술진보가 고용을 감소시켰다. 이는 미국 제조업에서 노동 생산성의 향상적 증가와 고용이 강한 음의 관계를 보였다는 Kiley의 연구 결과와 상반된다. 두 연구가 일견 모순된 것처럼 보이거나 실은 그렇지 않다. 이는 기술진보를 식별함에 있어, 본 연구는 총요소 생산성의 향상적 증가를, Kiley의 연구는 노동 생산성의 향상적 증가를 기술진보의 지표로 사용했기 때문이다.

勞動 生産性은 측정이 용이한 반면 자본-노동 비율, 중간재-노동 비율 같은 생산요소 조합을 반영한다. 생산요소 조합의 변화가 기술진보의 한 단면일 수 있으나(예를 들어, 노동 절약적인 생산 기법의 개발), 요소의 상대가격 변화(예를 들어, 임금의 상대가격 상승) 또한 노동 생산성에 영향을 미치는 바, 노동 생산성은 기술진보를 왜곡할 소지가 있다. 예를 들어, 노동의 상대가격 상승은 노동 투입량을 감소시키고 노동의 자본 장비를, 나아가 노동 생산성(산출/노동시간)을 증가시킨다. 단순한 VAR에 의거해 노동 생산성의 향상적 증가를 기술진보로 식별할 경우, 자칫 요소의 상대가격 변화로 인한 노동 생산성 증가를 기술진보라고 착각하게 되며, 나아가 기술진보가 고용을 감소시켰다는 잘못된 결론에 이를 수 있다. 반면 總要素 生産性은 생산 요소 투입 조합의 변화가 반영되지 않으므로 이러한 오류에 빠질 위험이 상대적으로 적다. 실제, 미국 제조업의 경우 노동 생산성의 향상적 증가와 고용 간의 음의 관계를 발생시키는 요인 중 많은 부분이 투입 요소 조합 변화에 의거함을 보였다.

한편, 기술진보의 단기 고용 감소 효과는 價格 硬直性 模型을 지지하는 것으로 해석되

---

흔히 발생하는 규모 수의 재증(IRS), 이용강도(cyclical utilization), 집계(aggregation)의 문제를 고려한 바 있다. 반면, R&D와 특허권 등 기술 개발의 직접적인 지표를 사용한 Shea(1998)의 연구에 의하면, 기술진보 지표의 증가가 노동을 포함한 생산 요소의 사용을 단기적으로 증가시키는 경향이 있으나 장기적으로는 감소시킨다고 한다.

곤 한다[Gali(1999)]. 단기에 가격이 고정되어 판매량(또는 산출량)이 일정한 경우, 생산성 향상은 고용을 감소시킨다. 즉, 기업은 적은 노동 투입으로도 같은 양의 제품을 생산할 수 있다. 본 논문에서는 Bils and Klenow(2004)의 개별 상품의 가격 경직성에 관한 미시 자료를 이용, 기술진보의 고용 창출 효과가 해당 산업 상품 가격의 경직성에 의해 설명될 수 있는가 살펴본다. 가격 경직성 데이터가 존재하는 87개 제조업의 가격의 경직성 정도(가격의 평균 지속 기간)와 해당 산업의 기술충격의 고용 창출 효과 간에 직접적 연관성을 발견할 수 없었다.

이상의 논의를 토대로 본 논문의 공헌은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 기술진보 측정에 있어 노동 생산성보다 총요소 생산성이 더 적절하다. 둘째, 기술진보의 고용 창출 효과를 가격 경직성 여부와 연관시키는 논지는 그 논리가 다소 취약하다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 2장에서는 VAR 모형과 실증 분석에 사용된 자료 및 통계적 추론 방법을 설명하고 技術進步의 短期 雇用 創出 效果를 추정한다. 3장에서는 미국 제조업 부문에서 總要素 生産性和 勞動 生産性的 차이를 확인하고, 이 차이의 상당 부분이 중간재의 노동력 대체과정의 결과임을 보인다. 4장은 결론 및 요약이다.

## 2. 産業別 總要素 生産性和 勞動 時間

### 2.1. 資料 構成

본 연구의 실증분석에서 사용된 자료는 NBER-CES 제조업 데이터 베이스[Bartelsman, Becker, and Gray(2000)]로서, 1958년부터 1996년까지 4자리 산업 분류에 의거한 미국 458개 제조업의 연간 생산, 투입, 재고, 가격 등으로 구성된다. NBER-CES 데이터 베이스에서는 생산 요소를 노동, 자본, 에너지 및 비에너지 중간재로 분류하여 총요소 생산성을 측정한다. 4자리수 이하 산업 분류(즉, 2자리 및 3자리)의 경우, 총요소 생산성은 4자리 분류에 따른 산업별 총요소 생산성의 가중 평균치를 이용한다. 산업별 고용은 생산직 및 비생산직 근로자의 연간 총 노동 시간이다. 비생산직 근로자의 경우 노동 시간 자료가 없으므로 관행에 따라 주당 40시간으로 가정했다.

NBER-CES 데이터베이스의 노동 비용은 賃金(wage and salary)만 반영하나, 기업의 입장에서는 고용시 연금, 의료 보험 등 추가적인 비용이 수반된다. 따라서 國民 所得 計定(National Income and Product Account)에 근거, 2자리 분류 산업에 해당하는 고용자의 부가적 비용과 FICA 수당을 반영하여 총노동 비용을 조정했다. 산업의 연간 생산량은 선적물의 총명목가치를 해당 산업 생산물 가격 디플레이터로 나눔으로 구했다. 중간재 관

런 비용은 에너지 및 비에너지 관련 지출을 합산했다. 資本費用은 다른 연구에서와 마찬가지로 총비용 중 노동과 중간재의 비용을 뺀 잔여 비중로 계산했다. 이렇게 잔여 비중으로 자본 비용을 측정하는 방법은 完全競爭市場과 規模收益不變(CRS) 생산 함수를 암묵적으로 가정한다. Basu and Fernald(1997), Burnside, Eichenbaum, and Rebelo(1995)의 연구에 따르면, 미제조업의 경우 초과이윤이 매우 작다는 점에 비추어 이러한 가정이 현실에서 크게 벗어나지 않은 것이라 하겠다.

2.2. 技術進步의 測定

총요소 생산성이든 노동 생산성이든 생산성 지표는 장기적 기술진보뿐 아니라 단기 경기변동과 수요 변화에 따른 자본 가동율 및 노동 강도 변화에 따른 要素活用度(factor utilization)가 반영되기 때문에 그 자체를 외생적 기술충격으로 해석하는 것은 무리다. 본 연구에서는 生産性的 長期 要因 또는 恒常的 要因(long-run component 또는 permanent component)만을 技術進步(또는 기술충격)이라 부른다.  $\Delta x_t$ 와  $\Delta l_t$ 를 각각 총요소 생산성 및 총 노동 시간 변화율로 지칭할 때,  $\Delta x_t = [\Delta z_t, \Delta l_t]'$ 가 다음과 같은 확률 과정을 따른다고 상정하자.

$$(2.1) \quad \Delta x_t = C(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \varepsilon_{t-j}$$

여기서  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ , 그리고  $E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = 0, t \neq s$ .

$\varepsilon_t$ 는  $[\varepsilon_t^z, \varepsilon_t^l]'$ , 두 가지 충격으로 구성된 벡터로서,  $\varepsilon_t^z$ 와  $\varepsilon_t^l$ 는 각각 技術衝擊과 非技術衝擊(또는 需要衝擊)을 나타낸다. 총요소 생산성과 노동 시간은 각각 1계 적분(integrated of order 1) 과정을 따르므로, 추정시에는 1계 차분을 취한다. 설명의 편의상 상수항은 생략했다. 본 논문에서 사용하는 기술충격과 비기술충격의 식별 조건은  $C^{I2}(1) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^{I2} = 0$ 이며 MA 표현식은 다음과 같다.

$$(2.2) \quad \Delta x_t = A(L)e_t = \sum_{j=0}^{\infty} A_j e_{t-j}$$

여기서  $A_0 = I, E[e_t e_t'] = \Omega, E[e_t e_s'] = 0, t \neq s$ ,

$\Omega = C_0 C_0', e_t = C_0 \varepsilon_t$ 일 때,  $C_j = A_j C_0$ 로서 그 추정치는 다음과 같은 VAR 모델을 추정함으로써 얻는다.

$$(2.3) \quad \Delta x_t = B(L)\Delta x_{t-1} + e_t = \sum_{j=1}^p B_j \Delta x_{t-j} + e_t.$$

NBER-CES 데이터 베이스는 연간 자료로서 관측치 수가 39개 불과하다. 2자리 또는 3자리 세분류 산업의 경우 관측치 수를 늘리기 위해 하위 4자리 분류 산업의 合同 資料(pooled data)를 사용하여 추정된 결과를 단순히 集計된 資料(aggreated data)를 사용한 추정치와 함께 제시한다. 이 경우 하위 분류 산업 수를  $N$ 이라 할 때,

$$\Delta x_t^i = B(L)\Delta x_{t-1}^i + e_t^i, \text{ for } i = 1, \dots, N,$$

로서 하위 세분류 산업에서  $B(L)$ 과  $\Omega$ 는 동일하다고 가정하며, 총요소 생산성과 노동 시간의 평균 성장률(VAR 모형에서 상수에 해당)은 하위 분류 산업 간 차이를 허용한다.<sup>(3)</sup> 특별한 언급이 없는 한, 집계된 자료(aggreated data)에 근거한 추정치를 갖고 논의하기로 한다. 모든 VAR 모형식에서 시차의 수는 1기(1년)이다.<sup>(4)</sup> 표준 오차는 500회의 붓스트랩(bootstrap)을 통해 계산했다.

### 2.3. 産業別 VAR 模型의 結果

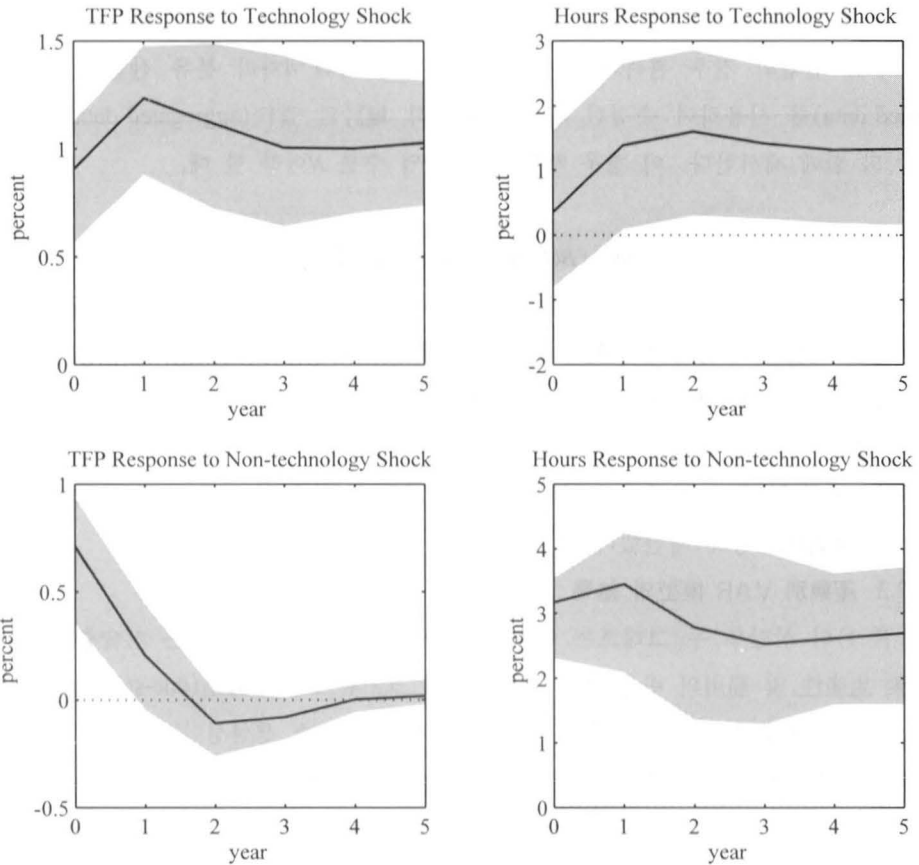
(그림 1)의 상단부 두 그래프는 제조업 전체의 경우 技術進步(또는 기술충격)에 대한 總要素 生産性 및 雇用の 반응이다. 기술충격의 크기는 1 標準偏差(one-standard-deviation shock)이다. 단기(충격이 가해진 후 첫 해 이내)에 총요소 생산성이 1% 증가하고, 총노동 시간은 0.35% 증가한다. 노동 시간은 2년여 동안 지속적으로 상승하며 궁극적으로 충격 이전보다 1.3% 높아진다. 따라서 기술진보가 장, 단기 모두 고용의 증가로 이어진다.

非技術衝擊의 경우 총요소 생산성은 초기에 0.7% 증가하여 수요측 요인 등에 의한 비 기술충격에도 要素 活用(factor utilization)에 의해 생산성이 단기에 증가함을 볼 수 있다. 하지만 시간이 흐를수록 생산성은 종전 수준으로 돌아간다. 노동 시간은 첫 해 3% 증가한 후 장기에 그 수준을 유지하여 수요의 항상적 증가가 해당 산업 고용의 장기적 증가로 연결된다. 이상의 논의는 집계 자료에 의한 것이나, 합동 자료에 근거한 반응도 유사한 패턴을 보여 준다.

이제 보다 세부적으로 분류된 산업들의 기술진보의 短期 雇用 創出 效果를 살펴보자.

(3) 합동 자료를 이용해 추정시, 전체 제조업 또는 내구재 및 비내구재 산업의 경우, 2자리 분류 산업 자료를 사용했고, 2자리 분류 산업의 경우, 3자리 분류 산업 자료를 사용했고, 3자리 분류 산업의 경우, 4자리 분류 산업 자료를 사용했다.

(4) Akaike 정보 기준(AIC)에 따르면, 458개 산업 중 304개의 산업들 내에서 최적 시차 길이는 1기이다. Schwarz 정보 기준(SIC)에 따르면, 422개 산업에서 최적 시차 길이가 1기였다.



註: 흐리게 칠한 영역은 500회 붓스트랩에 따른 90% 신뢰 구간을 나타낸다.

〈그림 1〉總要素生産性と雇用の技術衝擊에 대한反應 - 製造業全體

〈表 1〉은 2변수 VAR 모형에서 技術衝擊에 대한 勞動 時間의 단기 반응을 양(+)과 음(-)으로 분류한 것이다. 괄호 안의 숫자는 10% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 산업의 수를 나타낸다. 집계된 자료에 기반을 둔 2자리 세분류 산업의 경우, 14개의 산업이 양(+)의 반응을 보인 반면, 단 6개의 산업만이 음(-)의 반응을 보여, 역시 기술진보가 단기에도 고용을 증가시키는 경우가 많았다. 이러한 결과는 합동 자료를 사용했을 때도 유사하다(〈表 1〉 참조). 4자리 세부 분류의 경우, 320개 산업에서 기술진보가 단기에 고용을 증가시킨 반면, 138개 산업에서 고용을 감소시켰다. 이상의 추정 결과로 미루어 볼 때, 기술진보의 고용 창출 효과가 산업에 따라 다양한 양상을 띄지만, 대체로 고용을 증가시킨다는 新古典學派의 해석에는 큰 무리가 없어 보인다.<sup>(5)</sup>

〈表 1〉 總要素 生産性(TFP) 衝擊에 대한 勞動 時間의 短期的 反應

자 료		산 업 수	
		양(+)	음(-)
2-자릿 수	집계(aggregated) 자료	14(4)	6(1)
	합동(pooled) 자료	14(8)	6(1)
3-자릿수	집계(aggregated) 자료	93(37)	47(12)
	합동(pooled) 자료	107(47)	33(5)
4-자릿수		320(133)	138(25)

註: 산업 VAR 모형에서 기술진보(또는 기술충격)에 대한 고용의 단기 반응이 양(+) 또는 음(-)인 산업의 수. 괄호 안의 숫자는 통계적으로 유의한 산업의 수.

#### 2.4. 價格 硬直性과의 關係

산업별 추정 결과에 따르면 일부 산업에서 기술진보 시 고용이 감소하는 경우가 있다. 이는 명백히 신고전학과 이론 및 실물 경기 변동 이론 예측과 배치된다. Galí(1999)는 OECD국가들의 분석을 통해, 생산성 향상이 고용을 감소시키는 메카니즘으로 硬直的 價格 模型을 제안한 바 있다. 생산성이 향상되었을 때, 가격이 고정되어 있어 상품에 대한 수요가 크게 변하지 않는다면 기업은 적은 양의 노동 투입으로도 같은 양의 생산을 이룰 수 있는 것이다.<sup>(6)</sup> 이러한 추론의 타당성을 살펴보기 위해 勞動 時間의 技術衝擊에 대한 반응이 그 산업에서 생산되는 製品 價格의 硬直性和 밀접한 관련이 있는지 살펴보자. 개별 제품의 가격 경직성은 Bils and Klenow(2004) 연구에서 사용한 1995년부터 1997년까지 BLS에 조사한 개별 소비 제품의 물가 자료를 이용한다. 이 자료는 소비자 물가 지수 조사원이 직접 시장조사를 통해 취재한 자료를 토대로 계산한 350개의 재화 및 서비스의 가격 변화 빈도를 나타낸다. 본 연구에서는 87개의 제조업에 제품에 관한 자료를 이용하며, 이들 산업 제품의 평균적인 가격 지속 기간(평균 가격 변화 빈도의 역수)은 3.4개월이다.<sup>(7)</sup>

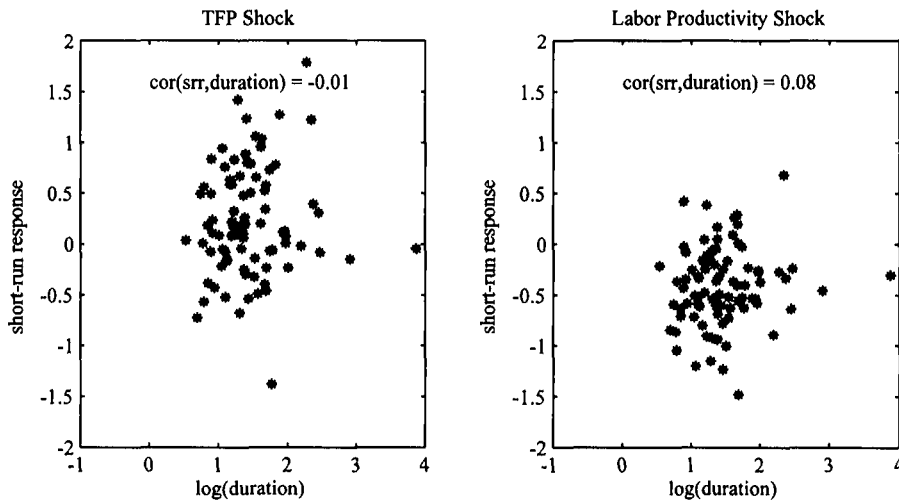
(5) 경기변동에 있어 기술충격의 양적 중요성을 평가하기 위해 분산 분석을 해 본 결과, 전체 제조업의 경우, 3년 후 노동 시간 증가를 예측오차 분산의 15%가 기술충격에 의해 설명되어 고용 변동을 설명하는 데 있어 위와 같은 장기 제약을 통해 식별된 기술충격의 역할은 그리 크지 않은 것으로 판단된다. 이는 Blanchard and Quah(1989) 등 기존의 VAR 분석 결과와 비슷하다.

(6) Dotsey(2002)와 Galí, Lopéz-Salido, and Vallés(2003) 연구들은 고용에 대한 기술 영향이 화폐 정책에도 의존함을 보여 준다. 즉, 중앙은행이 양의 기술충격에 맞추어 통화량을 신속적으로 증가시킨다면 총수요가 충분히 증가하여 가격 경직성하에서도 고용이 증가할 수 있다.

(7) 제품 가격의 산업별 분류의 자세한 내용은 Chang and Hong(2006)을 참조하기 바란다.

〈그림 2〉를 보자. 왼쪽 그래프는 87개의 제조업의 技術衝擊에 대한 勞動 時間의 短期 反應(y-축)과 해당 산업 상품 가격의 평균 지속 기간(x-축)의 횡단면 관계를 보여 준다. 각 산업들이 다른 정도의 기술 변화를 경험했을 수 있으므로, 산업별 기술충격의 크기를 定規化(normalize)하는 것이 바람직할 것이다. 따라서 일반적으로 사용하는 1-표준 편차 크기의 충격 대신, 장기에 총요소 생산성을 1% 증가시키는 기술충격을 고려했다. 가격 경직성 모형에 따르면 기술충격에 대한 노동 시간의 단기 반응과 가격의 경직성(평균 가격 지속 기간)은 음(-)의 상관관계를 예측하나, 노동 시간의 단기 반응과 가격 경직성과의 상관관계는 -0.01로서 두 변수 사이에 특별한 관계가 보이지 않는다. 노동 생산성을 이용한 Galí(1991) 등의 기존 연구와의 비교를 위해 오른쪽 그래프는 價格 硬直性과 勞動 生産性 衝擊(노동 생산성의 장기 요인)에 대한 고용의 단기 반응 간의 관계를 보여 준다.<sup>(8)</sup> 노동 생산성의 경우에도 기술충격에 대한 고용의 단기 반응은 가격의 평균 지속 기간과 특별한 상관관계를 보이지 않는다.

기술충격에 대한 고용의 단기 반응과 가격의 평균 지속 기간의 상관관계가 0에 가깝다



註: x축은 산업 생산품 가격의 평균 지속 기간의 로그값을, y축은 총요소 생산성의 항상적 증가 (우측 그림에서는 노동 생산성의 항상적 증가) 1%에 대한 고용의 단기 반응을 나타낸다.

〈그림 2〉 技術進步의 短期 雇用 效果 및 製品 價格의 平均 持續 期間

(8) Galí(1999) 연구와 같이 노동 생산성과 노동 시간의 2변수 VAR 모형을 추정한 후 장기적으로 노동 생산성을 1% 증가시키는 기술충격에 대한 노동의 단기 반응을 계산한 것이다.



는 사실이 결코 價格 硬直性이 중요하지 않다는 것을 의미하는 것은 아님을 유의하여야 한다. 우선 Bils-Klenow 데이터는 소비자 물가로서 소매가격을 반영하므로 생산자 가격과 밀접한 관련이 있는 제조업 생산가격과는 다소 괴리가 있을 수 있다. 다만, 기술진보가 있을 경우 왜 기업 또는 산업들이 다양한 형태의 고용 패턴을 보이는가를 설명함에 있어 가격 경직성 이외의 요인이 더 중요하였음을 시사한다.<sup>(9)</sup>

### 3. 總要素 生産性 對 勞動 生産性

기술충격이 단기에 고용을 증가시킨다는 앞 장의 추정 결과는 1968년 2분기부터 1995년 4분기까지 미국 제조업에서 노동 생산성의 장기 요인과 고용이 음(-)의 상관관계를 가진다고 보고한 Kiley(1998)의 연구결과와 일면 모순된 것처럼 보인다. 그러나 이 장에서는 두 연구 결과가 모순된 것이 아니라 기술진보를 勞動 生産性의 장기추세로 보느냐 總要素 生産性의 장기추세로 볼 것이냐의 차이에 의한 것임을 보인다. Kiley의 연구와 마찬가지로 노동 생산성을 생산성 지표로 놓고 생산성과 노동 투입 증가율로 구성된 2변수 VAR을 추정했다. <表 2>는 이러한 VAR하에서 기술진보(노동 생산성의 항상적 증가)의 단기 고용 창출 효과이다. 총요소 생산성을 이용한 경우와 반대로 많은 산업에서 노동 생산성 충격이 단기에 고용을 감소시켰다. 2자리 산업 분류의 경우, 18개의 산업에서 노동 생산성의 지속적 증가가 고용을 감소시킨 반면, 단 2개의 산업에서만 고용을 증가시켰다. 3자리 분류, 4자리 분류의 경우에서도 노동 생산성 충격이 단기에 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 그렇다면 총요소 생산성과 노동 생산성의 차이는 어디서 기인한 것인가?

완전 경쟁 시장과 규모 수익 불변 생산 함수 가정하에, 노동 생산성의 증가율  $\Delta(y-1)_t$ 는 總要素 生産性 증가율과 投入 要素 比率(중간재-노동 비율 및 자본-노동 비율)의 증가율로 분해된다.<sup>(10)</sup>

$$(3.1) \quad \Delta(y-1)_t \simeq \Delta z_t + \alpha_{m,t} \Delta(m-1)_t + \alpha_{k,t} \Delta(k-l)_t$$

(9) 이와 관련된 자세한 논의는 Bils(1998), Francis and Ramey(2002), Basu, Fernald, and Kimball(2005), Chang, Hornstein, and Sarte(2005) 등의 연구를 참조하기 바란다.

(10) 불완전 경쟁 시장 및 요소 활용이 허용된 보다 일반적인 상황에서의 결과는 Chang and Hong(2006)을 참조하기 바란다.

〈表 2〉 勞 動 生 產 性 衝 擊 에 대 한 勞 動 時 間 의 短 期 的 反 應

자 료		산 업 수	
		양(+)	음(-)
2-자릿수	집계 (aggregated) 자료	2(0)	18(9)
	합동 (pooled) 자료	2(1)	18(15)
3-자릿수	집계 (aggregated) 자료	25(6)	115(60)
	합동 (pooled) 자료	17(2)	123(72)
4-자릿수		107(17)	351(174)

註: 〈表 1〉의 註 참고.

$m$ 과  $k$ 는 각각 중간재 및 자본의 자연 로그값을 나타낸다.  $\alpha_{m,t}$ 와  $\alpha_{k,t}$ 는 각각 원자재와 자본에 대한 산출 탄력성을 의미한다. 요소-산출 탄력성은 요소 비용-산출액 비율의 평균 값으로 계산된다. 앞서도 언급했듯이 투입 요소 相對價格 變化와 같은 비기술적 요인도 노동 생산성을 변화시킨다. 예를 들어, 임금의 자본에 대한 상대가격이 상승한다면 기업은 자본으로 노동을 대체하며 그 결과 노동 생산성이 증가한다. 이러한 상대가격 변화가 비교적 오랜기간 지속된다면 이로 인한 노동 생산성의 증가는 VAR 추정시 노동 생산성의 장기 요인에 반영될 수도 있다. 이때 이러한 노동 생산성 증가를 技術進步 내지 外生的 技術衝擊으로 해석할지는 논란의 여지가 있다. 만약 이러한 상대가격 변화 요인을 고려하지 않고 두 변수 VAR을 그대로 적용하면 자칫 기술진보가 고용을 감소시켰다는 잘못된 결론을 내릴 수도 있게 된다. 노동 생산성 증가분 중 요소 조합의 변화분이 차지하는 비중을 살펴보기 위해 식 (3.1)를 이용하여 노동 생산성의 성장 회계를 2자리 분류 산업에 적용해 본 것이 〈表 3〉이다. 1958년부터 1996년 기간 중 제조업 전체의 평균 노동 생산성의 연평균 성장률은 2.71%이다. 이 중 총요소 생산성의 기여분이 0.9%, 원자재-노동 비율 증가 기여분( $\alpha_m \Delta(m-l)$ )이 1.22%, 자본-노동 비율 증가 기여분( $\alpha_k \Delta(k-l)$ )이 0.46%였다. 노동 생산성 증가의 상당 부분이 중간재의 노동력 대체에 의한 것임을 알 수 있다.

특히 일부 산업에서는 총요소 생산성과 노동 생산성의 차이가 현저하다. 〈그림 3〉은 '가죽 및 가죽 관련 제품'으로서 총요소 생산성은 명백한 추세를 보이지 않으나 고용량의 지속적 감소로 인해 노동 생산성은 오히려 강한 증가 추세를 보인다. 제조업 전체의 경우 총요소 생산성과 노동 생산성 간에 공적분(cointegration) 관계가 존재하지 않는다는 歸無假說(null hypothesis)을 10% 유의 수준에서 기각할 수 없었으며, 2자리 분류 산업 20개 중 17개의 산업에서 두 생산 지표 간 공적분이 없다는 귀무가설을 10% 유의 수준

〈表 3〉 勞動 生産性 增加의 分解

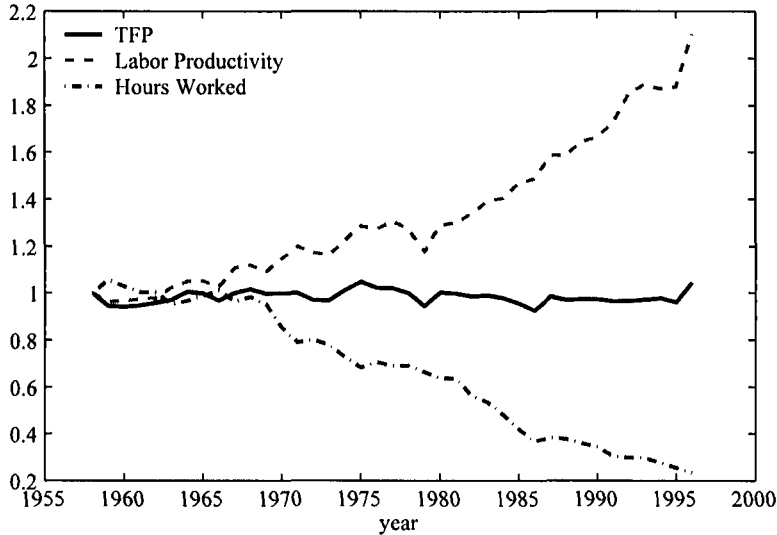
(단위: %)

	$\Delta(y-l)$	$\Delta TFP$	$\alpha_m \Delta(m-l)$	$\alpha_k \Delta(k-l)$
제조업	2.71	0.90	1.22	0.46
비내구재	2.34	0.55	1.17	0.57
20 :	2.32	0.45	1.34	0.45
21 :	3.00	-1.05	0.92	2.64
22 :	3.31	1.16	1.94	0.36
23 :	2.51	0.72	1.18	0.67
26 :	2.42	0.49	1.18	0.72
27 :	1.01	-0.07	0.43	0.57
28 :	3.11	0.92	1.19	0.83
29 :	2.88	0.44	2.17	0.26
30 :	2.42	1.38	0.83	0.36
31 :	1.95	0.11	1.12	0.78
내구재	3.00	1.20	1.28	0.38
24 :	1.71	0.46	1.09	0.14
25 :	1.64	0.33	0.82	0.41
32 :	1.88	0.80	0.72	0.30
33 :	1.84	0.54	1.19	0.14
34 :	1.51	0.60	0.62	0.42
35 :	3.71	2.07	1.64	0.60
36 :	5.70	2.92	1.61	0.92
37 :	2.85	0.80	1.92	0.37
38 :	3.46	0.93	1.23	1.21
39 :	2.12	0.66	0.90	0.59

註: 위의 분해는 식 (3.1)에 의거한 노동 생산성의 성장회계이다.

에서 기각할 수 없었다.

만약 총요소 생산성의 항상적 증가 요인이 고용을 증가시킨 반면 노동 생산성의 항상적 증가 요인이 고용을 감소시킨 이유가 요소 투입 비율 변화에 의한 것이라면 투입 요소 비율의 항상적 변화를 야기한 요인이 단기적으로 고용을 감소시켜야 할 것이다. 이를 살펴보기 위해 시간당 非勞動 投入 要素(자본 및 중간재)의 증가율( $\Delta(n-l)_t$ )과 雇用的 증가율( $\Delta l_t$ )로 이루어진 2변수 VAR 모형을 고려해보자:  $[\Delta(n-l)_t, \Delta l_t]' = C(L)\varepsilon_t$ . 여기에서 비노동 투입 증가율은 중간재 증가율과 자본 증가율의 가중합이다. 장기 제약식  $C^{12}(1) = 0$ 은 비노동 생산 요소-노동 투입 비율을 장기적으로 증가시키는 요인과 그렇지 않은 요인을 식별한다. 〈그림 4〉의 왼쪽 열은 非勞動 生産 要素-勞動 비율을 항상적으로



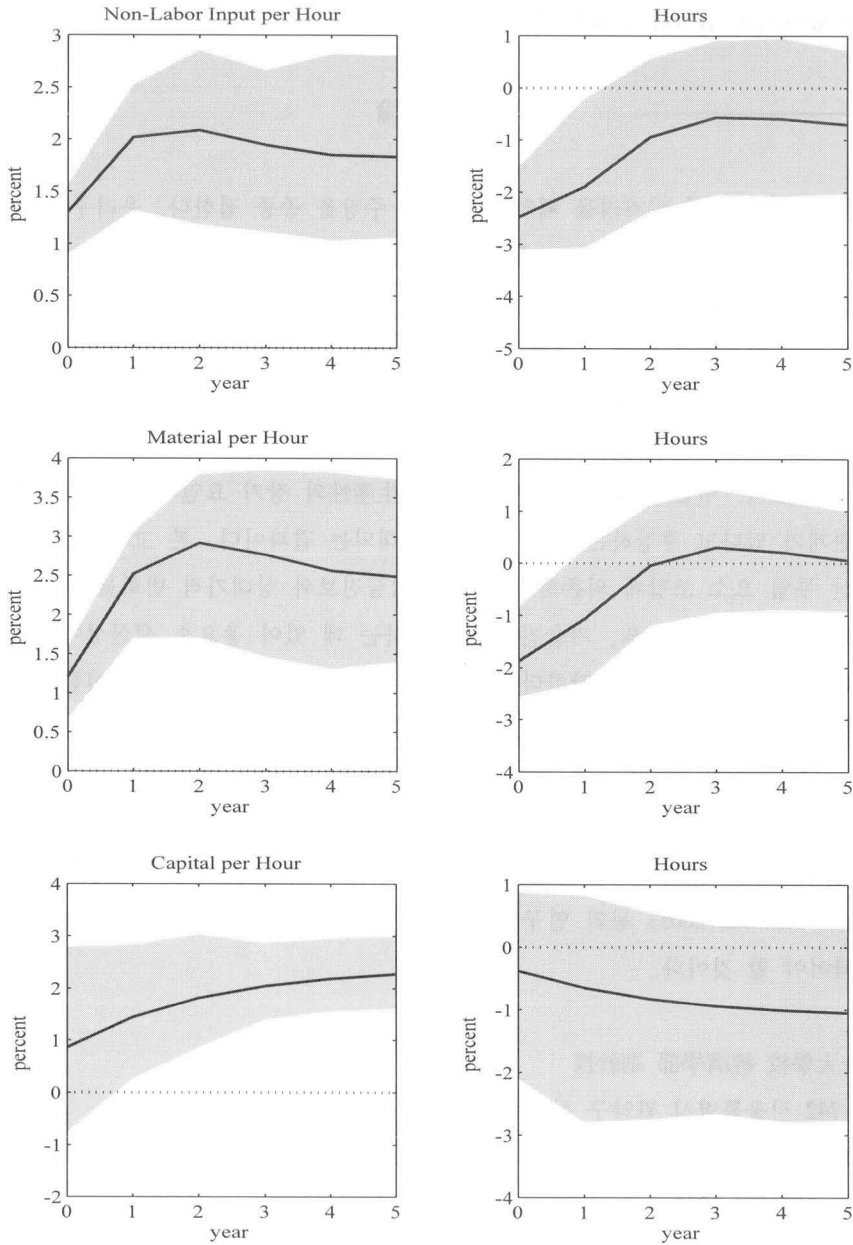
註: 모든 변수들은 1958년도의 값을 1로 정규화한 것이다. 노동 생산성은 총부가가치를 총노동 시간으로 나눈 값이다.

〈그림 3〉 總要素 生産性, 勞動 生産性 및 勞動 時間 — 가족 및 가족 製品類

증가시키는 충격에 대한  $(n-l)$ 와  $l_t$ 의 반응을 보여 준다. 실제로 이러한 충격이 단기에 고용을 크게 감소시키는 것으로 나타났다.

유사한 논리로 資本-勞動 比率과 雇用으로 이루어진 2변수 VAR을 고려해 보자:  $[\Delta(k-l)_t, \Delta l_t]' = C(L)\epsilon_t$ . 또한 中間財-勞動 比率과 雇用으로 이루어진 2변수 VAR을 추정해 보자:  $[\Delta(m-l)_t, \Delta l_t]' = C(L)\epsilon_t$ . 〈그림 4〉의 중간 열은 중간재-노동 비율을 장기적으로 증가시키는 충격에 대해 중간재-노동 비율과 노동 시간의 반응을 나타낸 것이며, 마지막 열은 자본-노동 비율을 장기적으로 증가시키는 충격에 대한 자본-노동 비율과 노동 시간의 반응 나타낸다. 두 가지 충격 모두 단기에 노동 시간을 감소시켰다. 특히, 중간재-노동 비율을 항상적으로 증가시킨 요인이 고용을 현저히 감소시켜 제조업 부문에서 중간재의 노동 대체 현상이 두드러졌던 것으로 보인다.

이상의 분석을 요약해 보자. 總要素 生産性과 勞動 生産性이 長期에 있어 매우 다르게 움직인다는 사실을 발견했다. 특히, 일부 산업에서는 총요소 생산성과 무관하게 장기적으로 노동 생산성에 영향을 미치는 충격이 존재했다. 즉, 투입 요소 비율의 변화를 야기하는 충격들이 상당히 많았음을 알 수 있다. 예컨대, 본 연구에서 발견한 VAR 결과들이 중간재와 비즈니스 서비스의 아웃 소싱의 증대로 인한 중간재의 노동대체 현상과 일맥



註: 왼쪽 열은 비노동 요소-노동 투입 비율( $n-l$ )의 항상적 증가시, 비노동-노동 투입 비율과 노동 시간( $l$ )의 반응을 나타낸다. 가운데 열은 중간재-노동 비율의 항상적 증가시, 중간재-노동 비율( $m-l$ )과 노동 시간의 반응을 나타낸다. 오른쪽 열은 자본-노동 비율의 항상적 증가시, 자본-노동 비율( $k-l$ )과 노동 시간의 반응을 나타낸다.

<그림 4> 生産 要素 組合(Input Mix) 衝擊에 대한 雇用の 反應

상통합은 흥미로운 점이라 하겠다.<sup>(11)</sup>

#### 4. 結 論

기술진보가 노동자의 일자리를 빼앗아 간다는 주장을 종종 접한다. 우리 주변에서 새로운 기계의 도입으로 직장을 잃는 노동자를 보곤 한다. 그러나 경제 전체의 입장에서 보면 신기술을 발명, 생산하는 산업에서 고용이 창출되기 때문에 技術進歩가 雇用을 감소시킨다는 논리는 설득력이 다소 떨어진다.

한 걸음 더 나아가 본 연구에서는 지난 40년간 미국 개별 제조업에서도 總要素 生産性의 향상적 향상으로 측정된 기술진보가 단기에도 그 산업의 일자리를 증가시키는 경우가 더 많음을 보였다. 이는 제조업 분야에서 勞動 生産性의 장기 요인과 고용 사이에 음(-)의 상관관계가 있다고 주장하는 기존 연구와 반대되는 결과이다. 본 고에서는 노동 생산성이 생산 투입 요소 조합에 의존하기 때문에 기술진보와 상대가격 변화를 구분하기 어려울 수도 있다는 점에 유의, 기술진보를 측정하는 데 있어 총요소 생산성이 노동 생산성보다 더 적절한 지표라고 주장한다. 실제로 두 생산성 지표가 무척 상이한 패턴을 보였고 노동 생산성의 장기 추세의 많은 부분이 중간재의 노동력 대체에 의한 것임을 보였다.

기술진보가 고용에 미치는 영향이 産業別로 매우 다양한 양상을 띠는 점에서, Gort and Klepper(1982), Grilliches and Lichtenberg(1984), Kortum(1993), Shea(1998), Basu, Fernald, and Kimball(2005) 등의 연구처럼 미시 데이터에 기초한 실증 분석들이 더 활발히 진행되어야 할 것이다.

서울대학교 經濟學部 副教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산 56-1

전화: (02)880-6393

팩스: (02)886-4231

E-mail: yohg@snu.ac.kr

(11) 아웃 소싱과 생산성 측정의 문제에 관한 문헌 연구는 Heshmati(2003)를 참조하기 바란다.

펜실베니아大學 經濟學科 博士課程

Department of Economics, University of Pennsylvania

3718 Locust Walk, Philadelphia, PA 19104, U.S.A.

E-mail: jayhwa@econ.upenn.edu

### 參 考 文 獻

- Bartelsman, E., R. Becker, and W. Gray(2000): *NBER-CES Manufacturing Industry Database*, NBER.
- Basu, S., and J. Fernald(1997): “Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications,” *Journal of Political Economy*, **105**, 2, 249-283.
- Basu, S., J. Fernald, and M. Kimball(2005): “Are Technology Improvements Contractionary?,” *American Economic Review*, Forthcoming.
- Bils, M.(1998): “Discussion,” in J. C. Fuhrer, and S. Schuh(eds.), *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?*, Vol.42 of *Conference Series*, Federal Reserve Bank of Boston, 256-263.
- Bils, M., and P. Klenow(2004): “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” *Journal of Political Economy*, **112**, 5, 947-985.
- Blanchard, O. J., and D. Quah(1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, **79**, 1, 1146-1164.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and S. Rebelo(1995): “Capital Utilization and Returns to Scale,” in S. Fischer, and J. J. Rotemberg(eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, **10**, MIT-Press, 67-123.
- Chang, Yongsung, and Jay H. Hong(2006): “Do Technological Improvements Raise or Lower Employment?,” *American Economic Review*, forthcoming.
- Chang, Y., A. Hornstein, and P. D. Sarte(2005): *Productivity, Employment, and Inventory: Smoothing over Sticky Prices*, Unpublished Manuscript, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Dotsey, Michael(2002): “Structure from Shocks,” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, **88**, 4, 37-47.
- Francis, N., and V. Ramey(2002): “Is the Technology-driven Real Business Cycle Hypothesis Dead?,” NBER Working Paper, **8726**.
- Galí, Jordi(1999): “Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks

- Explain Aggregate Fluctuations?,” *American Economic Review*, **89**, 1, 249-271.
- Galí, Jordi, D. López-Salido, and J. Vallés(2003): “Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed’s Performance,” *Journal of Monetary Economics*, **50**, 4, 723-743.
- Gort, Michael, and Steven Klepper(1982): “Time Paths in the Diffusion of Production Process,” *Economic Journal*, **92**, **367**, 630-653.
- Griliches, Zvi, and Fuden Lichtenberg(1984): “R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is There Still a Relationship?,” in Z. Griliches(ed.), *R&D, Patents, and Productivity*, University of Chicago Press, 466-501.
- Heshmati, A.(2003): “Productivity Growth, Efficiency and Outsourcing in Manufacturing and Services,” *Journal of Economic Surveys*, **17**, 1, 79-112.
- Kiley, M.(1998): *Labor Productivity in U.S. Manufacturing: Does Sectoral Comovement Reflect Technology Shocks?*, Unpublished Manuscript, Board of Governors Federal Reserve System.
- Kortum, Samuel(1993): “Equilibrium R&D and Patent R&D Ratio: Us Evidence,” *American Economic Review*, **83**, 2, 450-457.
- Shea, J.(1998): “What Do Technology Shocks Do?,” in B. S. Bernanke, and J. J. Rotemberg(eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, **13**, MIT Press, 275-310.