

노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

- 산업구조 변화 측면에서

김진웅*

본 연구는 산업구조 결정의 주요 요인인 생산성 격차 확대가 산업별 노동생산성 혁신의 동태적 특성 차이에서 비롯됨을 밝힌다. 이를 규명하기 위해서 산업별 노동생산성 충격의 산업 내 및 산업 간 전파효과(transmission effect)를 살펴보았다. 실증분석 결과는 다음의 세 가지 점에서 한국경제의 산업구조 변화에 대한 근거를 제공한다. 첫째, 각 산업별 노동생산성 충격이 산업 내 노동생산성 증대에 미치는 동태적인 영향을 살펴보면, 제조업이 서비스업에 비해 그리고 ICT (Information and Communication Technology)산업이 비ICT산업에 비해 발생한 초기충격의 정도도 클 뿐만 아니라 지속성에서도 보다 장기적임을 알 수 있다. 이러한 현상으로 인해 발생하는 산업 간 생산성 격차 확대는 상대가격에 영향을 미쳐 생산 및 고용비중의 변화를 발생시키는 요인이 되어 왔다. 둘째, 노동생산성 충격이 산업별 부가가치 생산에 미치는 동태적 효과를 살펴본 결과 제조업과 ICT산업의 노동생산성 충격은 각각의 생산을 증대하는 것으로 밝혀졌다. 그러나 서비스업과 비ICT산업의 경우에는 그 유의성이 떨어지는 것으로 보인다. 따라서 이는 성장주도형인 제조업 및 ICT산업이 높은 성장기여도를 보이면서 한국경제의 성장을 주도하여 왔다는 것에 대한 증거를 제공한다. 더욱이 앞서 살펴본 산업별 기술혁신이 생산성에 대한 유의적 영향력의 지속성 차이는 최근의 부가가치 측면의 제조업 비중 상승 및 ICT산업 비중 상승의 원인에도 실마리를 제공하고 있다. 셋째, 비ICT산업 내 노동생산성 충격은 ICT산업의 노동을 증대시켜 왔다.

핵심주제어: 노동생산성, 고용, 산업구조, 전파효과, DAG, SVAR
경제학문헌목록 주제분류: B11, L0, C22

I. 서론

본 연구에서는 기술충격과 밀접한 연관성이 있는 노동생산성 충격¹⁾의 산업

* 산업연구원 연구위원, 전화: (02) 3299-3079, E-mail: jwkim@kiet.re.kr
논문투고일: 2009. 11. 16 수정일: 2010. 1. 6 게재확정일: 2010. 1. 19

6 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

〈표 1〉 ICT 및 비ICT산업의 생산비중 추이

	비농업부문 부가가치					
			ICT 부가가치		비ICT 부가가치	
	비중 ^{a)}	성장률 ^{b)}	비중 ^{c)}	성장률 ^{b)}	비중 ^{c)}	성장률 ^{b)}
1995	94.40	8.80	4.28	—	80.68	—
1996	94.62	6.63	4.69	16.84	79.98	5.71
1997	94.63	4.81	4.99	11.65	79.83	4.61
1998	94.66	-5.69	6.51	23.00	78.78	-6.93
1999	94.80	8.83	8.09	35.28	79.01	9.14
2000	95.13	8.46	9.98	33.85	78.12	7.24
2001	95.26	4.11	10.60	10.49	77.33	3.05
2002	95.72	7.25	11.62	17.56	76.72	6.41
2003	96.06	3.45	12.82	14.20	75.06	1.21
2004	95.91	4.89	14.36	17.48	73.75	3.06
2005	96.05	4.40	15.61	13.50	72.80	3.05
2006 ^{d)}	96.33	5.21	16.82	13.33	72.06	4.15

주: a) 전체 실질부가가치 대비 비중(%).

b) 전년 대비 실질부가가치 규모의 성장률(%).

c) 비농업부문 실질부가가치 대비 비중(%), ICT산업 및 비ICT산업은 제조업과 서비스업을 대상.

자료: 한국은행, 국민소득계정.

내 및 산업 간 동태적 과급효과를 분석하여 그 특성을 규명하며, 이를 통해 산업구조 변화의 주요 요인인 산업 간 생산성 격차 확대²⁾의 역할을 설명하려고 한다. 기본적으로 제조업/서비스업 및 ICT/비ICT산업 간 산업구조에 대한 변화 추이(〈표 1〉과 〈표 2〉) 및 이와 관련된 (노동시간을 고려한) 노동생산성 격차 추이(〈그림 1〉)를 보면, 산업 간 노동생산성 격차가 확대되고 있으며 이에 따라 산업구조 역시 변화하고 있는 것을 볼 수 있다.

1) 기술충격 대신에 노동생산성 충격이라고 언급한 이유는 본 연구에서 Gali(1999)의 장기제약을 통한 기술혁신의 도출 대신에 이와 유사하게 단기제약을 통해 직교화된 노동생산성 오차항을 산정하였기 때문이다. 이는 상대적으로 단기적인 효과를 가져오는 기술혁신요인도 포함시키기 위함이었다.

2) Baumol(1967), Rowthorn and Ramaswamy(1998), Saeger(1998), 이흥직·장준영(2007) 등은 산업 간 생산성 격차 확대가 산업구조 변화의 주요 요인이라고 분석하였다.

〈표 2〉 ICT 및 비ICT산업의 고용비중 추이

	비농업부문 성장률 ^{b)}	ICT산업		비ICT산업	
		비중 ^{a)}	증가률 ^{b)}	비중 ^{a)}	증가률 ^{b)}
1993	—	3.65	—	90.25	—
1994	2.68	3.86	8.49	88.47	0.65
1995	8.23	3.85	8.11	88.31	8.04
1996	2.69	4.15	10.61	87.73	2.02
1997	-3.84	4.01	-7.09	88.18	-3.35
1998	-7.87	4.39	0.85	89.23	-6.76
1999	4.08	4.59	8.98	89.72	4.64
2000	5.36	5.26	20.55	89.44	5.03
2001	3.88	5.05	-0.30	89.89	4.41
2002	3.55	5.07	4.04	89.58	3.19
2003	0.82	5.20	3.41	89.38	0.60
2004	0.64	5.36	3.69	89.14	0.37
2005	2.22	5.44	3.81	88.83	1.87
2006 ^{c)}	1.64	5.63	5.16	89.04	1.87

주: a) 비농업부문 종사자수 대비 비중(%), ICT산업 및 비ICT산업은 제조업과 서비스업을 대상.

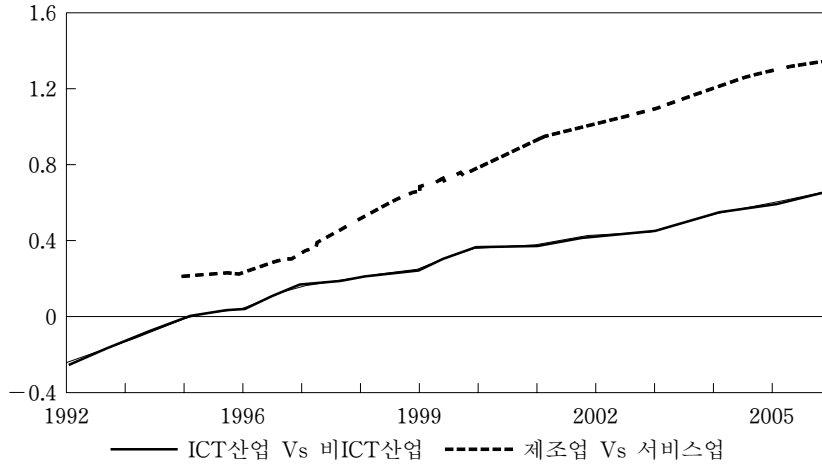
b) 전년 대비 종사자수의 성장률(%).

c) 2006년 값은 사업체 기초통계조사의 2005년 실제값을 기반으로 2006년 매월 『노동통계월보』의 변동률을 이용하여 추정된 값이다.

자료: 통계청, 『사업체기초통계조사』, 각호.

먼저 생산성과 고용 간의 관계에 대한 앞선 논의들 중 본 연구와 관련이 높은 선행연구들을 살펴본다. 생산성 향상 패턴은 여러 거시여건 변화 및 수요행태 변화와 함께 산업구조 변화의 중요한 요인으로 볼 수 있다. 많은 경우 빠르게 성장하는 경제에서의 노동생산성 향상은 총생산량의 증가뿐만 아니라 고용 또한 증가를 수반하는 것으로 알려지고 있다. 이와 관련하여 전통적인 실물경기변동(Real Business Cycle: RBC)이론에 따르면, 기술충격은 총고용증가를 수반한다. 그러나 개방화 이후 지속적인 기술혁신 노력에도 불구하고, 2000년대 이후 고용 없는 성장이라는 문제에 봉착하고 있다. 이와 같은 원인 중 하나로 기술혁신의 효과에 대한 선행연구가 주목되는데(Gali, 1999), 이는 기술충격에

8 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과



주: 노동생산성 격차는 다음과 같이 계산되었다.

$$PDT_1 = \log(P_L^{\text{제조업}} / P_L^{\text{서비스업}}), PDT_2 = \log(P_L^{\text{ICT}} / P_L^{\text{비ICT}})$$

단 $PDT_i (i=1, 2)$ 는 노동생산성 격차를, P_L 은 시간을 고려한 노동생산성을 의미한다.

자료: 한국은행, 『사업체기초통계조사』.

〈그림 1〉 노동생산성 격차 추이

따라 생산성이 증대되는 반면 총노동시간은 감소할 수 있다는 것이다.³⁾ Gali (1999)는 제2차 세계대전 이후부터 1994년까지의 분기별 자료를 사용하여 가격 경직성 가정하에서 기술혁신이 단기적으로 노동을 감소시킬 수 있다는 분석결과를 제시하였다. 이는 당시의 실물경기변동이론과 상반되는 결과로 많은 논쟁을 불러 일으켰다. 또한 Francis and Ramsey(2005)와 Basu *et al.*(2006) 역시 총체적 기술충격(aggregate technology shock)이 단기적으로 노동, 투자 그리고 실질이자율을 하락시킬 수 있다고 주장하였다. 이 밖에 Canova *et al.*(2007)도 노동시장의 탐색마찰(search friction)이라는 구조적 요인으로 인해 기술충격은 고용을 감소시킬 수 있다고 주장하였다. 한편, 김원규(2001)는 1970년부터의 장기 시계열을 사용하여 Gali(1999)모형과 동일한 모형으로 한국 내에서 기술충격이 노동감소에 유의적인 효과를 보이지 않는다는 실증분석 결과를 보여 주었다. 강규호(2006)는 개방화와 관련하여 1993년을 기점으로 구조적 변동을 가정하였으며, 오히려 기술충격이 고용을 증대시켰다는 결과를 보여 주었다. 특히, 강규호는 산업을 제조업 및 서비스업으로 세분한 4변량 VAR모형을 추가하여 기술충격의 고용증대효과가 서비스업에서는 비유의적인 반면, 제조업부문에서는 유

3) 기술충격은 비기술충격과 독립적인 관계이며 영구적(permanent)으로 노동생산성을 증가시키는 효과를 갖는다고 정의된다(Gali, 1999).

의적인 효과가 있음을 제시하였다.

한편, 이와 같은 총체적 기술혁신뿐만 아니라 특정 부문의 기술혁신에 의한 동태적 효과를 분석한 연구들이 있는데, Burnside *et al.*(1996)는 2단위 SIC (Standard Industrial Classification code) 산업들에 대해 솔로우 잔차항(Solow residual)을 사용하여 기술충격을 산정⁴⁾하였다. Wang and Wen(2007) 역시 RBC 이론을 지지하기 위하여 미시적 기반을 바탕으로 특정 부문 기술충격의 역할을 총체적 기술충격의 역할과 차별하여 사용한 바 있다.⁵⁾ Holz and Reinstaller (2007)는 Pasinetti(1981, 1993)의 ‘추측’⁶⁾을 입증하기 위해 구조적 벡터자기회귀 모형을 통해 오스트리아 19개 제조업부문을 실증분석하여 총체적 기술혁신뿐만 아니라 부문별로 차별화된 기술충격의 효과를 분석하였다. 또한 앞서 언급한 Basu *et al.*(2006)의 결과 또한 산업들의 솔로우 잔차항에 상수항을 가중합하여 정화된(purified) 기술혁신을 정의⁷⁾하고 있다. 이처럼 여러 연구들에서 산업별 기술혁신의 특성에 대한 관심이 증대하고 있다.

다음 제Ⅱ절에서는 비농림업부문 단일부문모형⁸⁾을 이용하는 한편, 하나의 모형에서 두 산업(제조업과 서비스업 또는 ICT산업과 비ICT산업)을 고려하는 다 부문 모형으로의 확장을 시도한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석에 이용되는 데이터를 살펴보고, 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과 기술혁신과 밀접하게 관련되어 있는 노동생산성 혁신과 고용 간의 관계를 제시하고, 이들의 산업구조 변화에 대한 근거를 밝힌다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 노동생산성 혁신의 산업 내 및 산업 간 전과효과로 인한 산업구조의 변화에 대한 시사점을 제공한다.

4) Burnside *et al.*(1996)에서는 전력소모를 자본활용도(capital utilization)의 대리변수(proxy variable)로 사용하였다.

5) 앞서의 Gali(1999)류의 주요 결과인 기술충격이 총노동시간을 감소시킨다는 결과에 직접적으로 반대의 결과를 도출한 참고문헌은 Chritiano *et al.*(2003)와 Uhlig(2004)를 참고하라.

6) 경제부문별 고용이 생산성의 성장과 음(-)의 상관관계에 있는 반면 수요증대와 양(+)의 관계가 있다는 것이다.

7) Basu *et al.*(2006)는 미국경제 29개 산업의 1949~1996년간 산업별 생산, 자본투입 등의 자료를 구하여 기술충격을 추정하였다(데이터 출처: Dale Jorgenson).

8) Gali(1999)에서는 전체 부문을 이용하는 대신 이같이 비농림업부문만을 고려하였다.

II. 모형

1. 기본 모형

Gali(1999)의 비농림부문⁹⁾에 대한 기본 모형과 유사하게 다음의 노동생산성과 총노동시간으로 구성된 2변량 구조적 벡터자기회귀모형(Structural Vector Autoregressive Model: SVAR)을 기본 모형으로 사용한다.

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

단 $\Gamma(L) = \Gamma_0 + \Gamma_1 L + \Gamma_2 L^2 + \dots + \Gamma_p L^p$, L 은 Lag operator

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta P_L \\ \Delta L \end{pmatrix}, e_t = \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix}, \text{ and } \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right)$$

ΔP_L , ΔL 는 각각 비농림부문의 로그 차분한 노동생산성과 로그 차분한 노동시간이다. e_t 는 각 내생변수의 오차항 벡터이며, 이는 오차항 간의 당기 제약식(B)과 직교화된 혁신벡터(ϵ_t)의 곱으로 표현할 수 있다. ϵ_{1t} 와 ϵ_{2t} 는 각각 노동생산성 혁신(innovation of labor productivity)과 총노동시간 혁신을 나타낸다.

우선 실증분석에 사용되는 변수들에 존재하는 계절성을 제거하기 위해 X12-AMIMA 방식으로 계절조정을 수행하였다.¹⁰⁾ 만약 계절적 요인¹¹⁾이 있다면 이를 반영하지 못하는 모형은 누락변수문제(omitted variable problem)를 낳을 수 있다.¹²⁾

9) UN(United Nation) 정의에 따르면 ISIC(Industrial Standard Industrial Classification) 기준으로 비농업부문(non-agricultural sector)은 농림수산업을 제외한 전 산업을 일컫는다. 따라서 ISIC Rev.2 기준에 따르면 Division 1을 제외한 전 산업이며, ISIC Rev.3을 기준으로는 Division A와 Division B를 제외한 전 산업이다.

10) 계절성을 고려하기 위해서는 계절더미를 사용하거나 계절 조정된 데이터를 사용하는 방법이 보편적으로 사용되지만 두 방법 중의 우월성이 입증되지 않았다(Greene, 2000, p. 789).

11) ‘계절성’은 전통적 계량경제학적 배경에서는 바람직하지 않은 행태로 분류된다. 몇몇 예를 제외하면(Ghysels, 1988; Miron and Zeldes, 1988; Miron, 1996; Osborn, 1988), 계절조정에 대한 많은 연구에서 직·간접적으로 이 계절성이 경제적 행태가 아님을 보이고 있다(T. Nesmith, 2007).

12) 또한 만약 계절적 통합(seasonal integration)이 나타나서 계절적 단위근(seasonal unit) 관계에 있다면 허귀적 회귀문제(spurious relationships), 비일치 파라미터 추정치(inconsistent parameter estimates), 그리고 추정량의 비표준적 분포(nonstandard distributions for estimators)와 같은 문제를 발생시킬 수 있다.

앞으로의 분석은 기존의 비농림업 단일부문, 제조업/서비스업부문, 그리고 새로이 ICT/비ICT산업을 대상으로 각각 3개의 모형으로 구분하여 생산성 및 노동시간 충격의 과급효과에 대해 각각 분석한다. 첫째, [모형 1]에서는 비농업부문을 대상으로 2변량 구조적 벡터자기회귀모형을 분석한 후, [모형 2]에서는 전체 제조업 및 서비스업을 대상으로 4변량모형을 분석한다. 다음으로 [모형 3]에서는 ICT산업과 비ICT산업으로 분류하여 역시 4변량모형을 분석한다. 사용된 샘플기간과 빈도는 [모형 1]과 [모형 2]에서 1993년 1분기~2006년 4분기 동안의 분기자료이며, [모형 3]에서는 1995년 1분기~2006년 4분기 동안의 분기자료이다.¹³⁾

[모형 1] 비농업부문 전체

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta P_L \\ \Delta L \end{pmatrix}. \tag{2}$$

여기서, ΔP_L : 로그차분한 노동생산성
 ΔL : 로그차분한 총노동시간

[모형 2] 제조업 및 서비스업 분석

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta P_L^M \\ \Delta L^M \\ \Delta P_L^S \\ \Delta L^S \end{pmatrix}. \tag{3}$$

여기서, ΔP_L : 로그차분한 노동생산성
 ΔL : 로그차분한 총노동시간
 M : 제조업
 S : 서비스업

13) 분류상 ICT산업과 비ICT산업 내에서 각각 제조업과 서비스업으로 분리하여 8변량 분석도 고려할 수는 있지만, 이러한 분류로 가능한 데이터는 1995년 1/4분기~2006년 4/4분기이므로 관측치수가 48개로 제한적이기 때문에 이 같은 8변량 분석은 제외하기로 한다.

12 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

[모형 3] ICT산업과 비ICT산업

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta P_L^{ICT} \\ \Delta L^{ICT} \\ \Delta P_L^{NICT} \\ \Delta L^{NICT} \end{pmatrix} \quad (4)$$

여기서, ΔP_L : 로그차분한 노동생산성
 ΔL : 로그차분한 총노동시간
 ICT : ICT산업
 $NICT$: 비ICT산업

각각의 모형에서 최적 래그는 SIC(Schwarz Information Criteria)에 근거하여 1로 설정¹⁴⁾한 후, 차분되기 전의 레벨변수에 대해 Johansen(1991, 1995)의 공적분 검증(cointegration test)을 통해 공적분 유무를 테스트하였다¹⁵⁾(〈표 3〉 참조).

〈표 3〉 공적분 검정(trace test)

샘플기간: 1993년 1분기~2006년 4분기/추세 가정: 가정 3^{a)}
 (단 [모형 3]은 1995년 1분기부터 사용함)

[모형 1] P_L, L

가설(공적분수)	Eigenvalue	Trace 통계량	임계치(5%)	P-value
$r=0$	0.09025	5.45876	15.49471	0.75830
$r \leq 1$	0.00648	0.35097	3.84147	0.55360

14) 최적 래그 선정기준은 SIC와 AIC(Akaike Information Criteria) 중 전자에 의거하여 선정하였다. 일반적으로 볼 때 AIC에 근거한 최적 래그의 수는 SIC에서 선택한 래그수보다 크게 선정될 수 있다. 최적시차 결정시 AIC를 이용하는 경우 과대시차를 결정할 수 있고 (Shibata, 1976), SIC기준이 보다 일관적이다(Gredenhoff and Karlsson, 1999). 또한 본 분석이 1993년 1/4분기~2006년 4/4분기를 대상으로 총관측치가 56개에 불과하므로, 계량 분석의 중요 요인인 최소변수법칙(parsimonious rule)에 근거하여 SIC를 사용할 유인이 더욱 증대한다. 1993년 1/4~2004년 4/4 기간을 대상으로 한 강규호(2003)의 경우, AIC에 근거하여 [모형 1]과 [모형 2]에서 최적 래그를 각각 5와 4로 설정하였고, 김원규(2001)는 1970년 1/4~1999년 3/4분기 자료를 이용한 [모형 1]에서 LR(Likelihood Ratio) 통계치를 이용하여 최적 래그를 1로 설정한 바 있다.

15) [모형 1]과 [모형 2]에서는 각각 변수 간 공적분관계가 없는 것으로 판명되었으며, [모형 3]에서 공적분관계가 한 개 존재하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 [모형 3]은 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)을 고려하였다.

[모형 2] P_L^M, L^M, P_L^S, L^S

가설(공적분수)	Eigenvalue	Trace 통계량	임계치(5%)	P-value
$r=0$	0.31243	34.23553	47.85613	0.48900
$r \leq 1$	0.13769	14.00758	29.79707	0.84020
$r \leq 2$	0.10528	6.00796	15.49471	0.69460
$r \leq 3$	0.00001	0.00081	3.84147	0.97800

[모형 3] $P_L^{ICT}, L^{ICT}, P_L^{NICT}, L^{NICT}$

가설(공적분수)	Eigenvalue	Trace 통계량	임계치(5%)	P-value
$r=0^*$	0.39104	48.77747	47.85613	0.04080
$r \leq 1$	0.25534	25.96114	29.79707	0.12990
$r \leq 2$	0.22566	12.39928	15.49471	0.13880
$r \leq 3$	0.01372	0.63524	3.84147	0.42540

주: a) Johansen(1995), pp. 80~84; Juselius(2007), pp. 136~139 참조.

b) *는 공적분 숫자에 대한 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함을 나타낸다.

2. DAG(Directed Acyclical Graph) 분석

VAR류의 다변량 계량모형에서의 직교성문제는 오차항(이하 혁신(innovation))으로 통칭) 간의 독립성 문제로 대변된다. 이 같은 직교가정은 당기인과성(contemporaneous causality)을 나타낸다. 흔히 직교가정을 위한 인과관계 분석에 사용하는 그랜저인과성(Granger causality) 검증은 사실 당기인과성이라기보다는 기간 간 인과성(intertemporal causality)을 고려하고 있는 바, 엄밀히 말하자면 정확하지 않을 수 있다. 따라서 일반적인 방법으로 DAG방법을 사용하는 경우, 테스트에 근거한 충격들 간의 당기인과성을 추정 및 추론할 수 있다. DAG 분석은 인과추론(causal inference) 및 통계적 방법을 통해 비순환(acyclical) 인과관계를 찾는 것이며, 이 인과결과를 VAR모형에서 당기인과성 제약으로 사용함으로써 시계열 분석에 응용한다.

초기 Sims(1980) 이후 완전식별(just-identified)방식의 출레스키(Cholesky)방식이 보편화되었으나, Bernanke(1986), Sims(1986) 이후 출레스키류의 제약을 완화하면서도 이론적 근거를 통해 과다식별(over-identified)방식의 구조적 VAR (Structural VAR)방식이 도입되었다. Swanson and Granger(1997)는 데이터의 특성에 따른 인과관계를 추론하는 DAG방식의 직교화 방식을 추천한 바 있다. 이

14 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

DAG방식에 대한 상세한 내용과 응용은 Bessler and Lee(2002), Bessler and Akleman(1998), Hoover(2005), Kim *et al.*(2007), Kim and Bessler(2007) 등을 참고하면 될 것이다. 간략히 DAG 분석의 알고리즘 중 하나인 GES 알고리즘(Greedy Search Algorithm)¹⁶⁾을 이용한 인과추론방법을 살펴보면 다음과 같다.

GES 알고리즘은 베이저안 스코어링함수(Bayesian scoring function)를 이용하여 단계별로 인과관계를 찾는 방법을 택하고 있다. 우선 변수 간 구조적 독립을 가정하는 것으로부터 출발하며, 첫 번째 단계에서는 인과방향을 하나씩 추가 또는 그 반대방향으로 설정하면서 베이저안 스코어를 극대화하는 구조적 인과체계를 찾는다. 두 번째 단계에서는 베이저안 스코어가 개선되는 경우 반대되는 인과관계를 제거해 나간다. 이 GES 알고리즘은 더 이상 베이저안 스코어가 개선되지 않는 경우 멈추게 되고 이때 결정된 구조변수 간 인과관계를 당기인과성이라고 규정한다.¹⁷⁾

본 연구에서는 내생변수 오차항 간 직교화를 위해서 Gali(1999)의 가정을 응용하여 당기인과성에 대한 정보로 이용하는 한편, 이론적으로 밝혀지지 않은 산업 간 오차항의 당기인과성¹⁸⁾은 GES 알고리즘을 이용한 DAG 분석으로 찾는다. 사전적인 당기인과성에 대한 기본 가정은 다음의 세 가지로 정리할 수 있다.

첫째, 기본적인 당기인과성은 다음과 같다. 예측하지 못한 노동생산성의 증가는 예상치 못한 총노동시간 변화에 당기영향을 줄 수 있지만 그 역은 성립하지 않는다.¹⁹⁾ [모형 1]의 경우는 비농림부문 경제 하나만을 다루기 때문에 기본적인 가정(당기적으로 예상치 못한 노동생산성 변화가 예상치 못한 총노동시간의

16) Chickering(2002); Chickering and Meek(2002).

17) DAG 추정을 위한 프로그램으로는 TETRAD IV를 이용하였다. 이에 대한 자세한 정보는 <http://www.phil.cmu.edu/projects/tetrad/>를 참조.

18) 이는, 첫째 생산성 혁신의 노동시간 혁신에 미치는 산업 간 당기인과성과, 둘째 산업 간 노동시간 혁신의 당기인과성이다. 이 중 첫 번째 인과성은 특정 산업의 생산성 충격은 해당 산업 내 노동뿐 아니라 타산업의 노동에 영향을 줄 수 있다는 인과성은 특정 산업의 기술진보의 효과가 경제 내 타산업부문으로 파급효과를 나타낼 수 있다는 보편적인 상식에서 출발한다. 또한 두 번째는 산업 간 노동시간 혁신의 인과성이다. 예컨대, 노동시간 혁신은 노동생산성 혁신과는 구분되는 것으로 일종의 수요충격(예컨대, 통화량 충격 등)의 영향이라고 볼 수 있으며, 이에 대한 산업별 인과성을 임의로 설정하는 것에는 난점이 있다.

19) 이 가정은 Gali(1999), 강규호(2006), 김원규(2001)가 이용한 “기술혁신이 비기술혁신에 당기인과성이 있지만 그 역은 아니다”라는 장기제약의 아이디어를 이용한다. 그러나 본 논문이 단기제약을 사용하기 때문에 장기제약을 사용한 Gali(1999), 강규호(2006), 김원규(2001)와 동일하지는 않다.

변화를 인과) 외에는 산업 간 오차항들 간의 직교문제를 언급할 필요성이 없다. 그러나 [모형 2] 및 [모형 3]에서는 두 산업을 한 모형 내에서 함께 다루기 때문에, 기본 가정 외에 산업 내 및 산업 간 오차항들 간의 당기인과성을 고려할 필요성이 나타난다.

둘째, 제조업과 서비스업 간 노동생산성에 대한 오차항들의 당기인과성에 대해서는 두 가지 주장이 존재한다. 일반적으로 제조업에서의 혁신은 신기술개발과 같은 성격을 지니며, 서비스업에서의 혁신은 주로 경영 측면에서의 혁신이라고 인식되고 있다. 이 두 산업에서의 혁신이 서로 밀접하게 연관되어 있다는 증거는 최근 연구에서의 두 산업 간 혁신의 특성이 서로 수렴하고 있다는 결과일 것이다.²⁰⁾ 그러나 이 두 산업 혁신 간의 인과관계 구조에 대한 공통된 합의 없이 다음과 같은 논란이 일고 있다. 첫째 견해는 제조업의 노동생산성 혁신활동이 서비스업의 노동생산성 혁신을 주도한다는 관점으로, 전통적으로 제조업을 중시하던 초기 경제학자들의 인식에서 출발한다. Clark(1940)은 서비스업을 ‘농업과 제조업을 제외한 기타’로 간주한 바 있다.²¹⁾ 이를 통해 미루어 짐작할 수 있는 것은 제조업에서의 혁신기술 발달이 서비스업의 생산성 증가로 작용할 수 있다는 것이다. 현실적으로 생각할 때 제조업의 특정 기술에서의 혁신(예컨대, 수송장비, 통신장비, 컴퓨터 기술 등의 발달)이 경영혁신이나 새로운 시스템하에서 유통망 개선, 아웃소싱 확대 등과 같은 서비스업의 생산성 혁신을 자극할 수 있을 것이다. 둘째 견해는 서비스업의 노동생산성 혁신이 제조업의 노동생산성 혁신에 당기인과성을 갖는다는 견해로서, 앞서 설명한 내용에 추가하여 최근 신경제 개념이 부상하면서 서비스업의 활용을 통한 제조업 생산성 증가사례를 들 수 있다. 실제로 서비스업의 혁신적인 활동이 제조업의 부가가치 증대과정에 중요한 역할을 수행하고 있다는 여러 연구결과들이 최근 주목받고 있다.²²⁾ 두 산업 간 혁신활동은 모두 공통적으로 수요 측면 주도 형태로 진행된다는 것에는 큰 이견이 없다. Von Hippel(2005)은 최근 경제적 조류가 사용자가 중심이 되어 일어나는 ‘혁신의 민주화(Democratization of innovation)’ 추세가 강해지고 있음을 강조하였다. 또한 통계적 검증을 통한 당기인과관계 분석결과 두 산업의 생산성 혁신 간에 유의적인 상관성이 밝혀진 바, 이들 간에 독립이라고 가정할 수는 없다.²³⁾ 따라서 전통적인 시각에 바탕을 두고 제조업부문의

20) AEGIS(2000), Tidd and Hull(2000), Boden and Miles(2000), 이공래(2006)에서 재인용.

21) 이공래(2006)에서 재인용.

22) Howells(2001), Hortog(2000), Muller and Zenker(2001), Edward and Croker(2001) - 최지선(2006)에서 재인용.

16 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

노동생산성 혁신이 서비스업의 노동생산성 혁신에 당기인과성을 갖는다는 것을 기본 가정으로 하여 연구를 진행하기로 한다.²⁴⁾

셋째, ICT산업과 비ICT산업의 노동생산성 오차항 간의 당기인과성에 대해서는 다음과 같은 일반적 견해를 도입한다. 이공래(2006, p. 3)에서 지적한 대로 소비자의 선호변화에 따라 제조업 및 서비스업에서 모두 점차 ICT기술을 더 많이 채용하는 추세로 변화하고 있다는 결과에 따라 ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 증가가 비ICT산업의 노동생산성 증가에 영향을 준다는 당기가정을 부과한다.

이들 기본적인 세 가지 당기인과성 가정을 부여한 후, 근거를 찾기 어려운 오차항들 간의 당기인과성 제약(노동생산성의 오차항 및 총노동시간의 오차들에서 존재 가능한 당기인과성 여부와 방향 설정)은 DAG 분석을 사용하여 구한다. 모형별 당기인과성 최종결과는 <표 4>에 나타나 있으며, 이를 토대로 직교화된 노동생산성 혁신을 구하여 본 연구의 최종결과인 충격반응함수를 구한다 (<그림 2>~<그림 4> 참조).²⁵⁾

23) DAG 분석결과, [모형 2]와 [모형 3]에서 각각 노동생산성 충격의 산업 간 당기인과성을 분석한 결과에서도, 통계적으로 유의적인 상관성만을 나타낼 뿐 인과방향을 결정하지 못하였다.

24) 이렇게 설정된 당기인과성의 방향을 바꾸어 $\text{서비스업 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{제조업 노동생산성 혁신}$ 을 가정하고 추정하는 것은 다음과 같은 이유로 배제된다. ① $\text{서비스업 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{제조업 노동생산성 혁신}$ 을 가정하고 충격반응함수를 추정하였을 경우, 각 산업별 노동생산성 충격이 산업 내 노동생산성에 미치는 유의적 기간은 크게 단축되었다. 그러나 이러한 각 산업별 노동생산성 충격의 산업 내 노동생산성에 미치는 유의적 지속성 측면에서, 당초의 당기인과성 제약을 부여한 2부문 모형에서의 결과가 각 산업별로 별도의 단일 산업부문 VAR모형을 추정한 결과와 유사하였다(별도로 설정한 단일 산업부문 모형—제조, 서비스—에 대한 각 결과는 본 논문에서 보고하지 않았다. 이 자료가 필요하다면 요청에 따라 저자에 의해 제공될 수 있다). ② $\text{서비스업 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{제조업 노동생산성 혁신}$ 을 가정하고 추정한다면, 노동생산성 충격의 산업 간 파급효과가 모두 비유의적으로 바뀐다. 이는 산업 간 연관효과를 고려하지 않고 있어 비현실적이다. ③ $\text{서비스업 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{제조업 노동생산성 혁신}$ 을 가정하면, 모든 산업에서 노동생산성의 혁신이 생산량(product)을 증가시키는 효과가 비유의적이 된다. 즉, 전 산업부문에서 노동생산성의 혁신이 생산량 증대, 즉 산업성장에 아무런 의미도 없는 것으로 간주되는 것이다. 그러나 1990년대 개방화가 크게 확대된 이후, 제조업과 ICT산업에서 빠르게 높아진 노동생산성 향상으로 인하여 생산량이 괄목할 만큼 빠르게 증가한 동태적 현상을 주목할 때, 노동생산성 혁신이 생산량의 증대에 기여하는 것이 보다 합리적(reasonable)이라고 판단된다. 따라서 노동생산성 혁신의 산업 간 $\text{서비스업 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{제조업 노동생산성 혁신}$ 의 인과가능성은 주된 논의에서 배제하기로 한다.

25) 이 당기인과성의 방향을 바꾸어 $\text{비ICT 노동생산성 혁신} \rightarrow \text{ICT 노동생산성 혁신}$ 을 가정하고 추정하는 것은 각주 24)와 동일한 이유로 배제하기로 한다.

〈표 4〉 DAG(Directed Acyclical Graph) 분석결과

기본 모형	
$X_t = \Gamma(L)X_{t-1} + B\varepsilon_t$	
각 모형별 변수의 순서는 〈식 2〉~〈식 4〉와 동일함.	
[모형 1]	$B = \begin{bmatrix} NA & 0 \\ NA & NA \end{bmatrix}$
[모형 2]	$B = \begin{bmatrix} NA & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA \\ NA & 0 & NA & 0 \\ 0 & 0 & NA & NA \end{bmatrix}$
[모형 3]	$B = \begin{bmatrix} NA & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 & NA \\ NA & 0 & NA & 0 \\ 0 & 0 & NA & NA \end{bmatrix}$

주: 각 B행렬에서 나타나는 인과관계는 TETRAD IV의 GES 알고리즘으로 추정되었으며, 이들은 각각 직교화를 위한 조건으로 이용됨.

III. 자 료

실증분석에서 사용하는 변수는 산업별 노동생산성과 총노동시간이다. 노동생산성(P_L)은 정의에 따라 총노동시간(=취업자수×평균노동시간) 대비 총부가가치로 규정하고 이를 계산하였다. 이때 총부가가치는 한국은행이 발표하는 78부문 실질부가가치와 정보통신부문 실질 GDP의 분기별 자료를 사용하였다. 본 연구에서 고려한 산업(비농림업, 제조업, 서비스업, ICT산업, 비ICT산업)들의 분기별 총노동시간을 일괄적으로 구하기 위해서, 우선 노동자수의 설정에 있어 세부산업별 자료가 이용 가능한 ‘사업체기초통계조사’를 기반으로 하지만, 이 조사는 연간 데이터만 이 용가능하다. 따라서 보간법을 이용하여 분기별 자료로 전환해야 한다. 분기별 통계로 보간하기 위해서는 매년마다 ‘사업체기초통계조사’의 연간 종사자수를 기본으로 설정한 후, ‘매월 노동통계’로부터의 노동자수 증감률을 이용하여 보간하는 절차를 거쳤다.²⁶⁾ 한편, 산업별 총노동시간은

26) 노동통계조사 개요(2005년 기준)에 따르면 ‘매월 노동통계조사’의 모집단이 ‘사업체기초통계조사’로 변경됨에 따라 1998년 1월 이전 자료와 이후 자료는 계열이 불연속된다. 이러한 시계열적 불연속으로 인해 ‘매월 노동통계조사’를 직접적으로 사용할 수는 없다. 단지 ‘사업체기초통계조사’로부터의 각 연도별 노동자수를 고정시키고, ‘매월 노동통계’의 산업별 노동자수(年内)분기별 증감률을 이용하여 ‘사업체기초통계조사’의 분기별 데이터를

분기별 자료로 전환된 ‘사업체기초통계조사’의 분기별 노동자수에 매월 『노동통계월보』로부터 구한 해당 산업별 1인당 월평균노동시간을 곱하여 사용하였다. 이때 매월 『노동통계월보』의 시계열을 그대로 사용하지 못한 것은 이 통계조사의 모집단이 1998년을 전후하여 변경되었기 때문에 이 시점을 전후하여 연속된 시계열로 사용할 수 없었기 때문이다. 또한 기존 연구에서 많이 활용되는 ‘경제활동인구조사’를 사용하지 못한 이유는, 이 조사에서 월별·분기별·연별로 취업자수와 평균노동시간이 발표되지만 세부산업별 자료가 발표되지 않으므로 본 연구에서의 주요 분석대상인 ICT산업에 대한 총노동시간 정보를 얻는 것이 어려웠기 때문이다. 한편, ICT산업에 대한 분류는 한국은행의 분류에 따라 이루어졌다(〈부록〉 참조).

IV. 추정결과

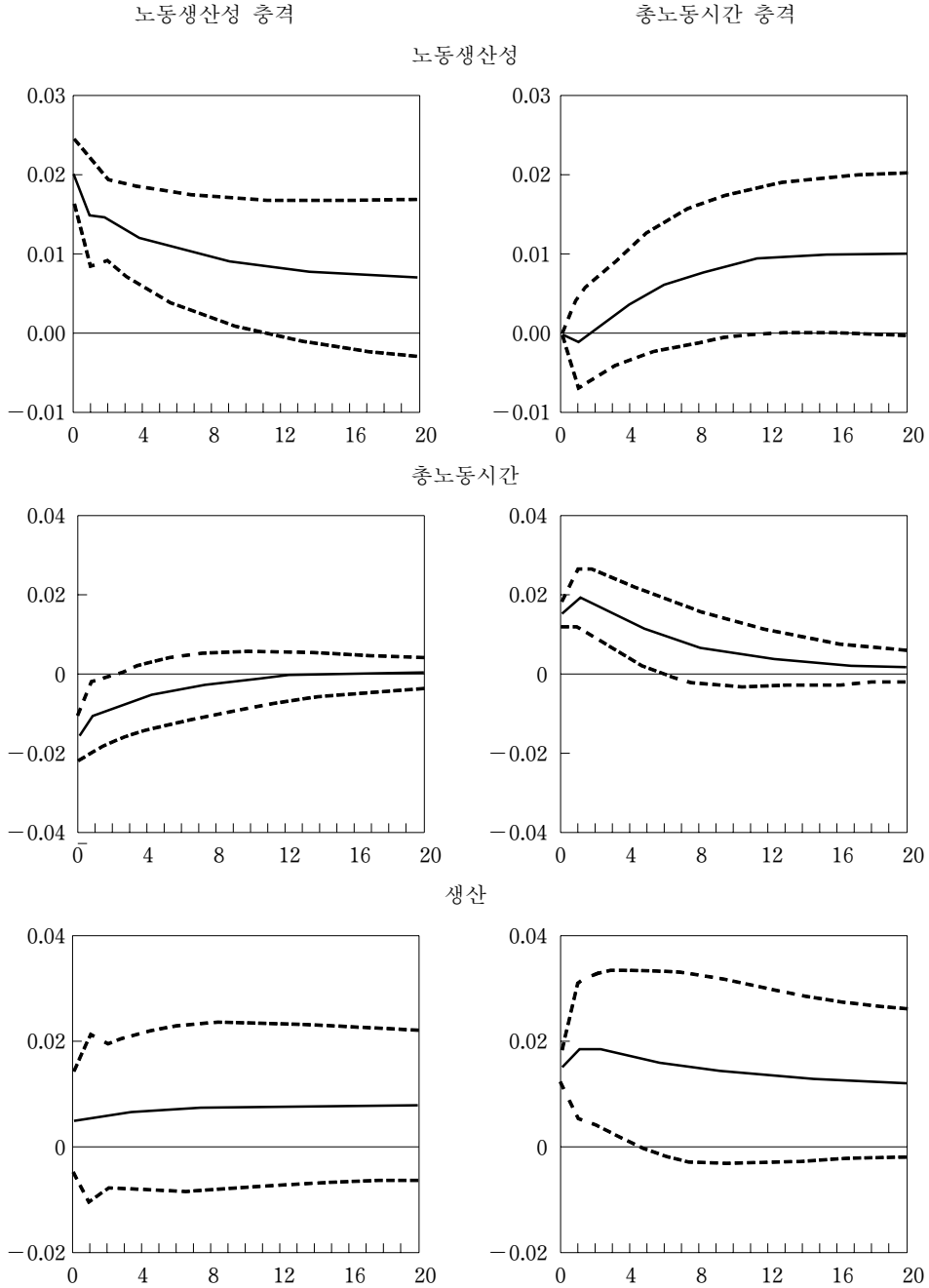
1. 노동생산성 혁신이 노동생산성에 미치는 동태적 영향

[모형 1]에서 살펴본 바에 따르면 비농림부문 전체적으로 예상치 못한 노동생산성 충격이 동태적으로 이 부문의 노동생산성을 유의적으로 증대하는 것으로 분석되었다(〈그림 2〉 참조). 그러나 본 연구에서 이 같은 단일부문 분석뿐 아니라 제조업과 서비스업 그리고 ICT산업과 비ICT산업을 각각 모형에 묶어 분석한 다부문모형의 실증분석 결과, 노동생산성 충격²⁷⁾의 노동생산성에 미치는 영향이 각 산업별로 상이한 동태적 차이점이 있음을 규명하였다. 이러한 결과는 다음과 같다.

[모형 2]와 [모형 3]에서 모두 각 산업별 노동생산성 충격의 산업 내 노동생산성에 미치는 동태적 영향은 산업별로 지속기간의 차이는 있지만 일반적으로 유의적인 양(+)²⁷⁾의 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 그러나 이러한 유의적 영향의

보간하였다. 이때 매월 ‘노동통계조사’와 ‘사업체기초통계조사’의 연간 변화율이 상이하기 때문에, 매월 ‘노동통계조사’의 노동자수 증감률을 조정 없이 적용할 수 없었다. 따라서 매년마다 매월 ‘노동통계조사’로부터의 연간 노동자수 증감률이 ‘사업체기초통계조사’의 노동자 연간 증감률과 동일하도록 조정계수(adjustment coefficient)를 산정하였다. 그리고 매년 조정계수를 이용하여 매월 ‘노동통계조사’의 노동자수 증감률을 조정하여 ‘사업체기초통계조사’의 보간에 사용하였다.

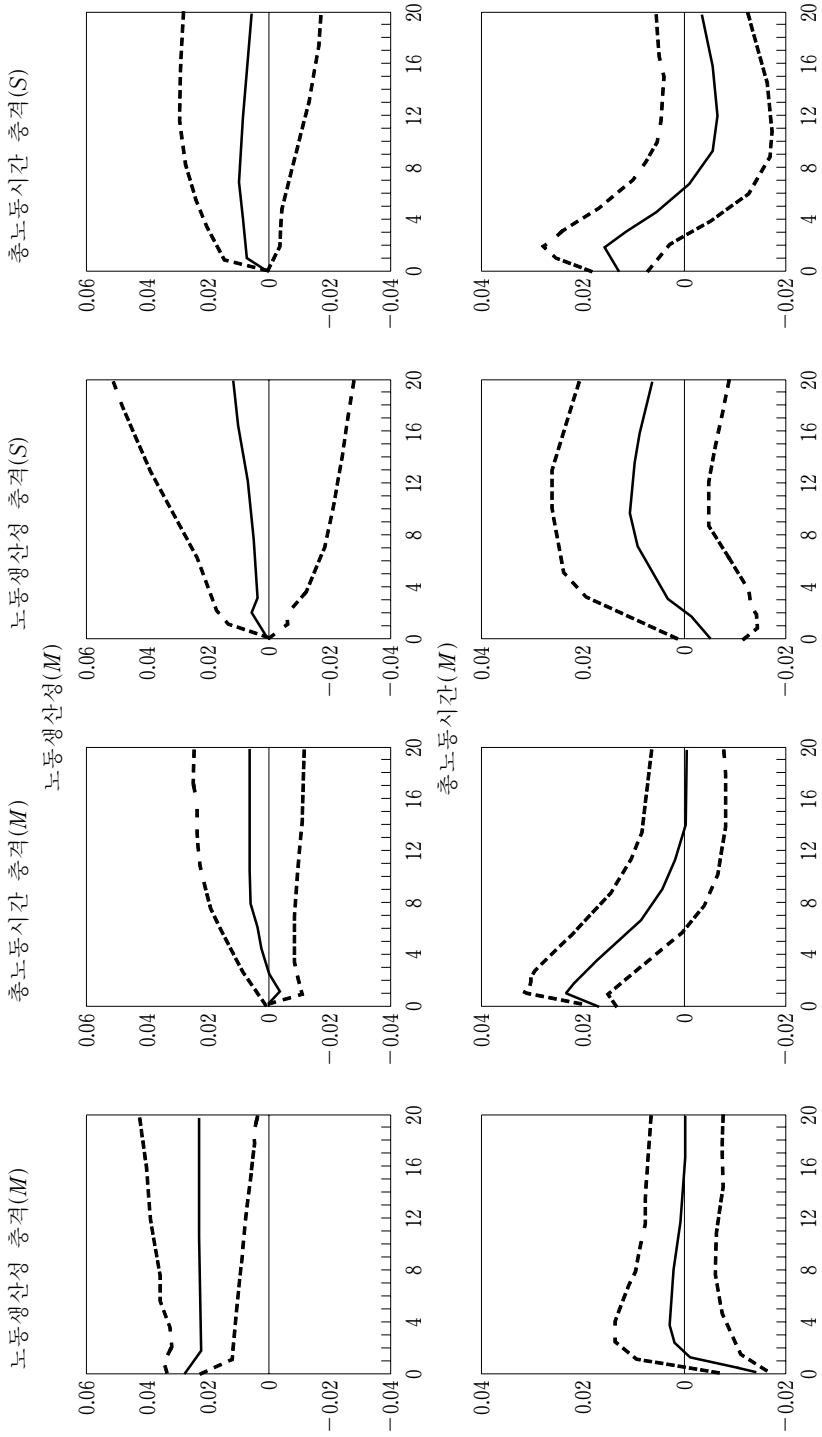
27) 이하 생산성 충격은 표준화된 크기로 표현되며 가장 발생가능한 양(+)²⁷⁾의 혁신크기를 나타낸다.



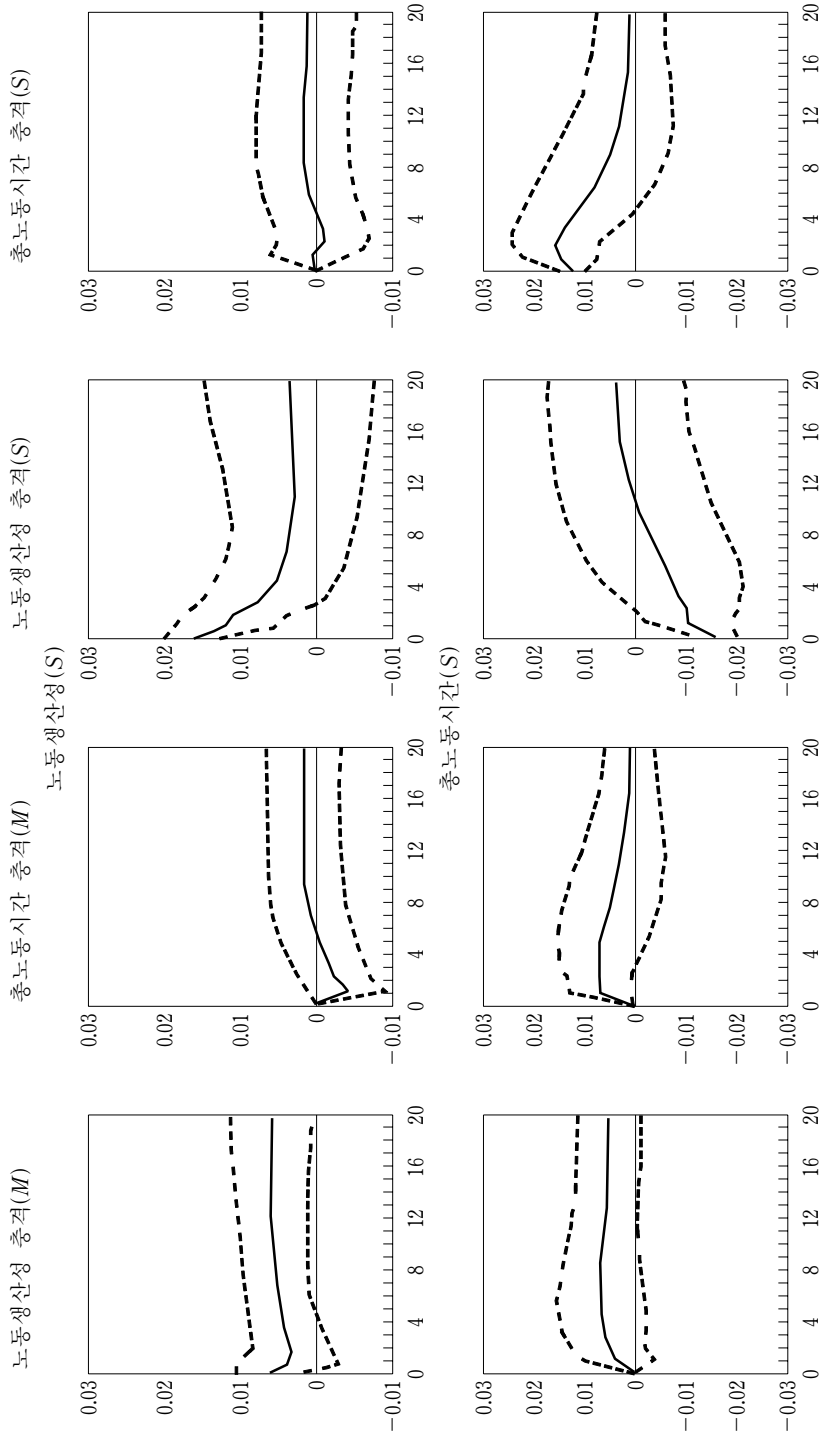
주: a) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.
 b) 모두 수준(level)변수의 반응으로 전환.

<그림 2> 비농림부문의 충격반응분석([모형 1])

20 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

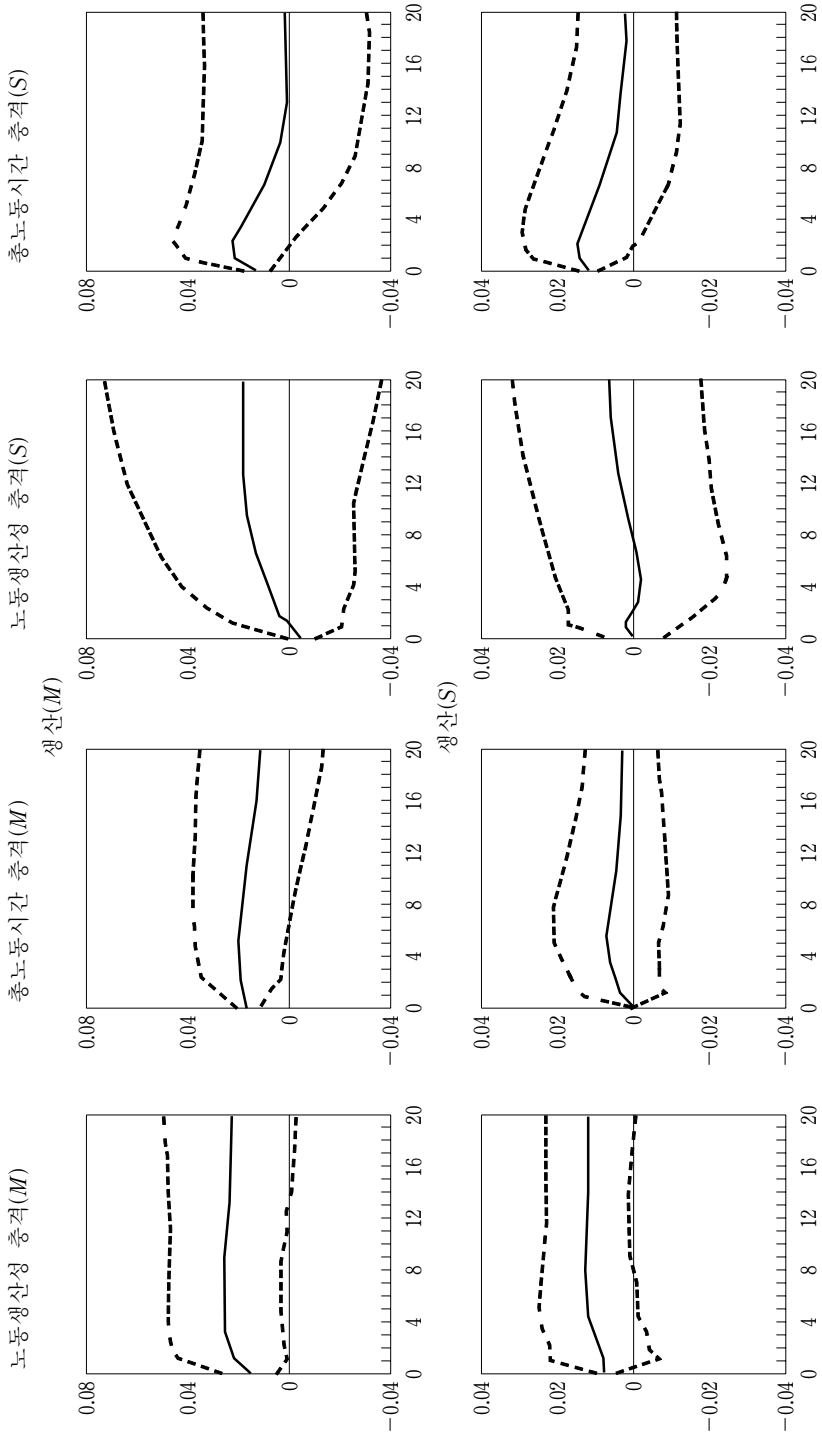


〈그림 3〉 제조업 및 서비스업 충격반응분석([모형 2])



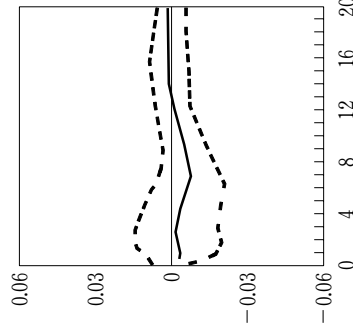
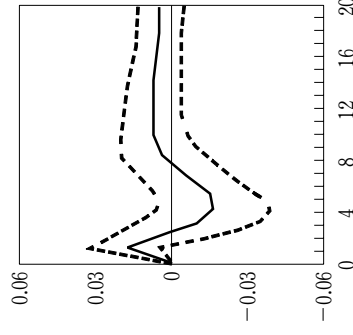
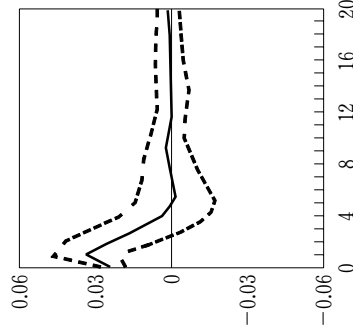
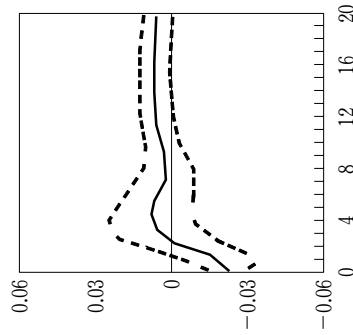
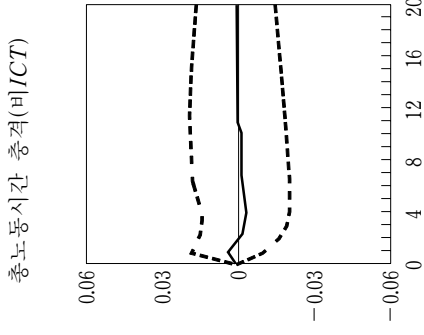
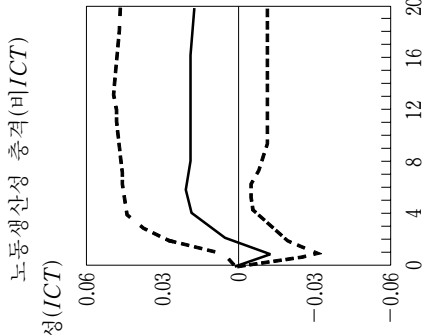
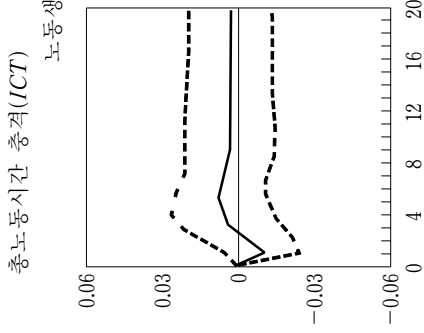
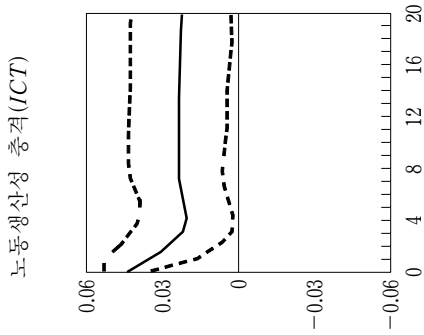
<그림 3> 계 속

22 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과



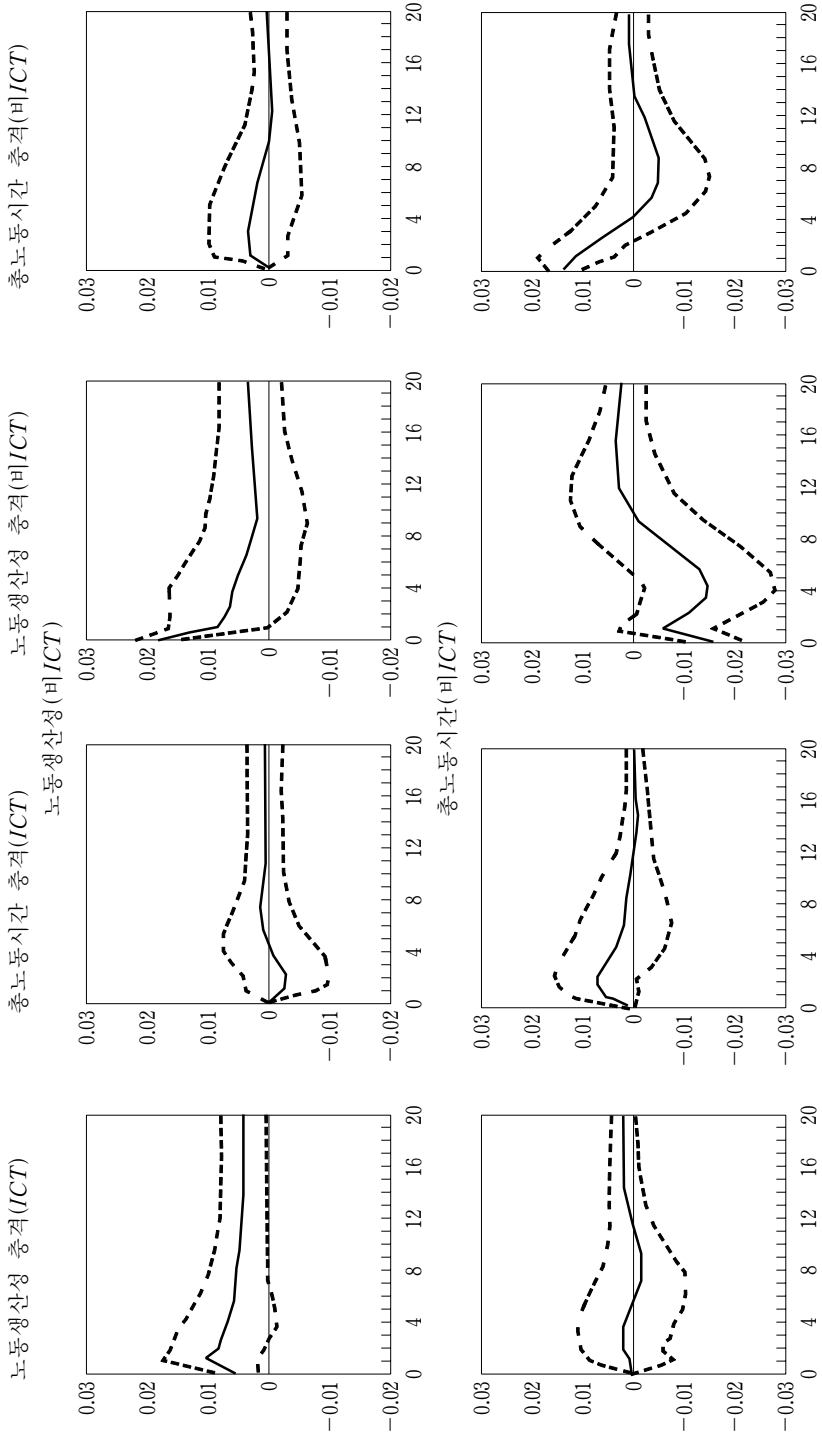
주: a) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.
 b) 모두 수준(level)변수의 반응으로 전환.

<그림 3> 계 속

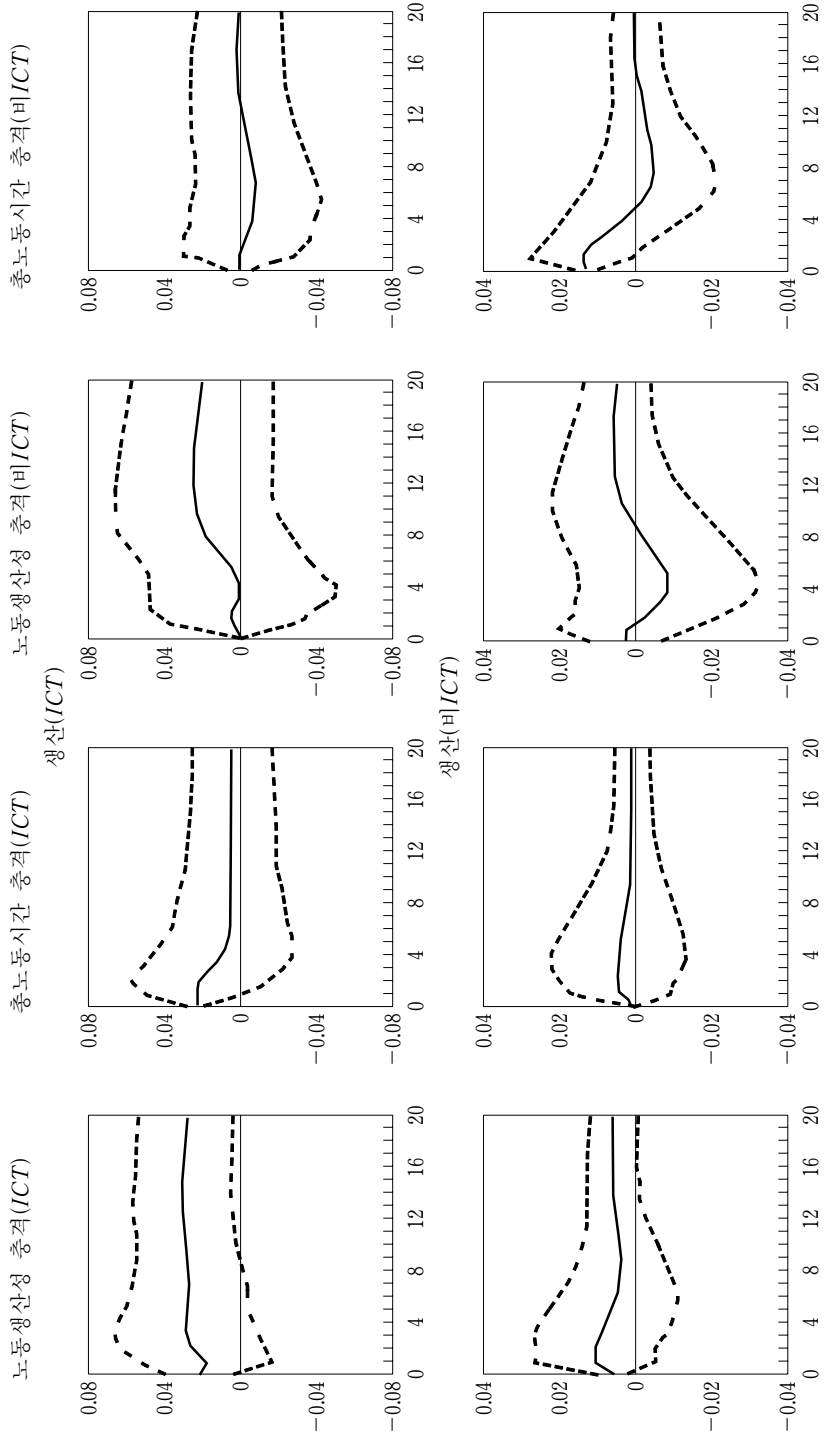


〈그림 4〉 ICT 및 비ICT산업 충격반응분석(모형 3)

24 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과



〈그림 4〉 계 속



주: a) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.
 b) 모두 수준(level)변수의 반응으로 전환.

<그림 4> 계 속

26 노동생산성 혁신의 산업 간 전이효과

지속기간은 산업 간 상당히 다르다. [모형 2]에 따르면 제조업의 노동생산성 충격이 해당 산업 노동생산성을 20분기 이상 장기적으로 증가시키는 영향을 미치는 데 반해, 서비스업의 노동생산성 충격은 충격발생 이후 2분기 정도의 비교적 단기간 동안만 유의적으로 서비스업의 노동생산성 증가에 영향을 미치고 있다. 더욱이 제조업의 노동생산성 충격은 서비스업의 노동생산성을 발생시점 당기와 5~20분기 이상 소폭이지만 유의적으로 증가시키는 산업 간 생산성 증대의 전파효과(transmission effect 또는 spillover effect)가 보이지만, 서비스업의 예상치 못한 노동생산성 충격은 제조업의 노동생산성 증가효과에 유의적이지 않았다. 따라서 제조업의 노동생산성 혁신의 효과가 상대적으로 산업 내 및 산업 간 파급효과가 크고 장기적인 지속성이 있음을 확인할 수 있다(<그림 3> 참조). 또한 [모형 3]의 결과에서, ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 충격은 산업 내 노동생산성에 20분기 이상 지속적인(persistent) 증대효과를 유지한다. 또한 ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 증가는 비록 소폭이지만 향후 2분기 이내와 7~20분기 이상 비ICT산업의 노동생산성 증대에 유의적인 영향을 주는 것으로 나타난다. 반면 비ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 증가는 산업 내 노동생산성 증가에 그 동태적 효과가 비교적 단기에 그치며, 또한 ICT산업의 노동생산성에 미치는 산업 간 유의적 전파효과가 없는 것으로 분석된 것이 주목할 점이다(<그림 4> 참조). 따라서 ICT산업의 노동생산성 혁신효과가 상대적으로 파급효과가 크고 장기적인 지속성이 있음을 역시 확인할 수 있었다.

2. 노동생산성 혁신이 총노동시간에 미치는 동태적 영향

실증분석 결과 각 산업별 노동생산성 충격은 모든 해당 산업 내 총노동시간을 단기적으로 감소시키지만 산업 간에는 특징적인 동태적 차이가 나타난다. 비농림 단일부문 분석결과, 예상치 못한 노동생산성 증가는 단기간에 유의적으로 총노동시간을 감소시켰다(<그림 2> 참조). 그러나 제조업의 경우 예상치 못한 노동생산성 증가(충격) 발생시점에만 유의적으로 해당 산업의 총노동시간을 감소시키는 것으로 나타났지만, 서비스업의 경우는 생산성 충격이 발생시점뿐 아니라 다음 분기에도 총노동시간을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타나 산업 간 상이한 동태적 특성이 보여진다. 여기에서 상대적 생산성 격차가 확대됨에 따른 고용의 서비스화를 지적한 보물가설을 입증하기 위해서는 제조업에서의 예상치 못한 노동생산성 증가가 제조업의 고용을 축소시키지만, 서비스업의

고용은 오히려 증가시킨다는 것을 입증해야 한다. 그러나 본 연구에서 이러한 효과가 나타나는 듯 했으나 한계적(marginal)으로 비유의적인 효과를 나타내었다. 즉, 제조업의 노동생산성 충격이 서비스업 고용 증대에 미치는 영향은 혁신 발생 이후 8~19분기 사이에 통계적 유의성에 근접하지만 한계적(marginal)으로 비유의성에 그쳤다(〈그림 3〉 참조).

이와 유사하게 ICT산업과 비ICT산업에서도 모두 공통적으로 각 산업별 예상치 못한 노동생산성의 충격이 단기적으로 산업 내 총노동시간을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 ICT산업 및 비ICT산업의 노동생산성 충격이 고용에 미치는 동태적 영향에는 다음과 같은 주요한 특징이 있다. 첫째, ICT산업에서 예상치 못한 노동생산성 증가는 단기적으로 산업 내 고용을 유의적으로 감소시키지만, 장기적으로(혁신발생 이후 9~20분기 이상) 소폭이지만 산업 내 고용을 지속적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 둘째, 비ICT산업에서의 예상치 못한 노동생산성 증가는 산업 내 고용을 단기간 감소시켰지만, 산업 간 효과에서는 단기적으로 ICT산업의 고용을 증가시키는 것으로 나타났다.²⁸⁾ 이에 대한 가능성 있는 이유로는 비ICT산업에서 생산성 유지를 위해 ICT 기술을 더욱 활용하게 되고 나아가 ICT 인력을 더욱 수요하는 것으로²⁹⁾ 이해할 수 있을 것이다(〈그림 4〉 참조).

3. 노동생산성 혁신이 생산량에 미치는 동태적 영향

비농림부문을 다룬 [모형 1]에서 볼 때 예상치 못한 노동생산성 충격에 대한 총생산량의 반응은 유의성이 부족하지만 총생산량은 증가한 상태로 장기간 지속되는 형태를 보인다(〈그림 2〉 참조).³⁰⁾ 제조업에서의 예상치 못한 노동생산성 증가효과는 8분기 이후까지도 유의적으로 동산업의 산출량을 증가시키는 효과를 유지하는 한편, 장기적으로도 서비스업의 산출량까지도 증대시킨다. 그러나

28) 이러한 비ICT업의 혁신활동에 따라 ICT산업의 총노동시간이 증가했다는 결과는 (비록 앞서에 逆의 당기인과성 가정을 고려하지 않는다고 언급했음지라도) 노동생산성 혁신에 대한 당기인과성 제약이 'ICT→비ICT'이든 또는 '비ICT→ICT'이든 모두 동일하게 유의적이었다.

29) 예컨대, ICT 기술을 가진 노동자를 외주(outsourcing)형태로 수요하는 경우를 들 수 있다.

30) 본 연구에서 예상치 못한 노동생산성 증가(충격)가 생산량 증대에 통계적인 유의성이 낮게 나타난 근거는 다음과 같다. 본 연구에서 고려하는 노동생산성 혁신에는 노동생산성에 영구적인 영향을 주는 기술혁신(Gali, 1999)뿐만 아니라 노동생산성의 단기적인 증대에 영향을 주는 여타 혁신들을 포함하기 때문이다.

서비스업의 생산성 충격은 산출량 증대에는 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 보인다(〈그림 3〉 참조). 또한 이와 유사하게, ICT산업에서 예상치 못한 노동생산성 증가는 9~20분기 이상 장기적으로 동산업의 산출량의 증대효과를 보였지만 비ICT산업의 생산성 충격이 산출량 증대에 미치는 유의성은 나타나지 않았다(〈그림 4〉 참조).

4. 노동생산성 혁신이 산업구조에 미치는 동태적 영향

이상의 분석을 통해 산업구조에 어떠한 영향이 있는지 검토해 보면 몇 가지 유용한 결과를 유추할 수 있다. 첫째, 각 산업별 예상치 못한 노동생산성 충격이 향후 노동생산성에 미치는 동태적인 영향의 지속성을 살펴보면, 제조업이 서비스업에 비해 그리고 ICT산업이 비ICT산업에 비해 발생 가능한³¹⁾ 초기충격의 정도도 클 뿐만 아니라 지속성에서도 훨씬 장기적임을 알 수 있다. 이를 통해 산업 간 생산성 격차가 확대되며, 이 같은 생산성 격차는 상대가격에 영향을 미쳐 산업 간 고용의 불균형을 가속화하는 요인이 되고 있다. 둘째, 제조업과 ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 충격은 각 부문의 생산량을 증가시키는 효과가 보였으나 서비스업과 비ICT산업에는 이러한 생산성 증대효과가 유의적이지 않았다. 이 같은 효과분석은 최근의 부가가치 측면의 제조업 비중 상승 및 ICT산업 비중 상승에 대한 근거를 제공할 것이다. 셋째, 비ICT산업 내 예상치 못한 노동생산성 충격은 ICT산업의 고용비중을 증대시키는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 현상은 비ICT산업과의 생산성 격차 확대에 의한 ICT산업의 고용감소효과에도 불구하고, 오히려 ICT산업에서도 고용이 감소만 하는 것이 아니고, 낮지만 증가세를 보이는 현상을 설명할 수 있을 것이다.

따라서 각 산업에서 부가가치 증대에 기여하는 생산성 혁신이 여타 산업의 생산성 향상 및 부가가치 증대로 이어질 수 있도록 산업연관고리를 강화해야 하며, 서비스업 및 비ICT산업에서 보이는 단기적 생산성 증대효과를 장기화할 수 있도록 지속적인 연구개발 확대뿐 아니라 타산업의 기술진보를 이용할 수 있는 환경을 구축하는 것이 시급하다 할 수 있다. 이를 통해 각 생산성 증대효과가 고용 및 생산을 동시에 증대시킬 수 있는 경제적 기반이 수립될 수 있을 것이다.

31) 표준화된 초기충격의 크기를 비교한다. 유의수준을 고려하더라도 ICT업의 표준화된(발생 가능한) 초기충격이 비ICT업의 그것에 비해 큰 수준을 나타낸다.

V. 결 론

이상의 산업별 노동생산성 혁신의 경제적 효과분석을 통해, 노동생산성 충격의 산업 내 장·단기 효과 및 산업 간 전파효과(transmission effect 또는 spillover effect)에 있어서 각 산업별로 뚜렷한 차이가 존재함을 밝혔다. 즉, 성장주도형인 제조업 및 ICT산업에서는 각각 서비스업과 비ICT산업에 비해 발생 가능한 노동생산성 충격의 초기수준도 높을 뿐 아니라 상당히 장기적으로 노동생산성을 증가시키는 지속성을 보였다.

또한 산업 간 생산성 충격의 전파효과를 살펴보아도 이들 성장주도형 산업에서 양의 노동생산성 충격은 산업 내 노동생산성에 미치는 영향보다는 상대적으로 낮은 수준이지만 산업 간 노동생산성을 향상시키는 것으로 나타났다.

한편, 비ICT산업의 예상치 못한 노동생산성 증가는 ICT산업의 노동력을 증대시키는 산업 간 효과를 보였는데 이는 비ICT산업에서의 혁신활동에 ICT산업의 노동력이 필요하였다는 것을 보여 준다. 실제로 이는 ICT/비ICT산업 간의 생산성 격차 확대에 의한 ICT산업 노동감소효과를 어느 정도 완화시켜 ICT산업에서의 고용비중을 소폭이지만 상승시키는 작용을 한 것으로 풀이된다. 경제 전반적으로 ICT산업 비중 확대의 원인은 앞서 밝힌 대로 ICT산업(비ICT산업)에서의 예상치 못한 노동생산성 증가가 산업생산을 유의적(비유의적)으로 증가시켰기 때문이기도 하지만, 비ICT부문에서 노동생산성을 유지하기 위해 ICT관련 노동을 필요로 하는 효과가 함께 나타났기 때문이다.

이상의 분석을 통해 산업별 노동생산성 충격의 동태적 특성 차이가 산업구조 변화를 초래하였음을 밝혔다. 따라서 여기에서 시사하는 바는, 첫째 산업 간 노동생산성 증대의 시너지효과가 확대되도록 산업 간 연관고리를 강화해야 한다는 것이다. 이와 관련하여 김인철 외(2003)는 연구개발을 통한 자체적 기술증대뿐만 아니라 외부로부터의 기술확산을 받아들일 수 있는 역량 또한 중요하다고 강조한 바 있다. 한편, 한국에서 지금까지 정부의 투자지출이 국내경제에서 긍정적인 효과만을 갖지는 않았지만(금재호 외, 2006), Munnell(1992)³²⁾이 밝힌 미국 사례처럼 공공자본투자가 민간부문의 생산성 향상, 민간투자의 보완, 산출량

32) Munnell(1992)은 미국 50개 주를 대상으로 공공자본지출의 경제적 효과를 분석하였는데, 인프라 시설에 대한 공공자본투자는 민간부문의 생산성을 향상시켜 민간투자를 보완하고 이에 따라 산출량과 성장에 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다.

및 성장에 유의적인 증대를 가져올 수 있도록 제도적인 개선이 필요하다.

둘째, 서비스업 및 비ICT산업에서 노동생산성 혁신의 산업 내 노동생산성 증대효과를 장기화하기 위해서는 부가가치 증대에 직접 연관이 될 수 있도록 제조업과 ICT 부문의 발달된 기술을 적극적이고 지속적으로 도입할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 강규호, “기술혁신과 고용창출,” 『금융경제연구』 제223호, 2006.
- 금재호·박순찬·김우영·이철인·장동구, “거시경제정책의 고용효과,” 연구보고서 2006-03, 한국노동연구원, 2006.
- 김원규, “진정한 기술충격의 측정과 효과분석,” 『계량경제학보』 15(1), 2001, 59~83.
- 김인철·김원규·김학수, 『연구개발투자의 효율성 분석』, 연구보고서 485, 산업연구원, 2003.
- 이공래, “지식집약서비스산업의 혁신특성과 시사점,” 『과학기술정책지』, No. 160, 정보통신연구원, 2006.
- 이흥직·장준영, “산업 간 생산성 격차의 확대원인과 경제적 영향 분석,” 『조사통계월보』 2007-7, 한국은행, 2007, 54~85.
- 정보통신산업협회, 『정보통신연보』, 각호.
- 최지선, “서비스업 기술혁신과 협력네트워크 특성 분석,” 『과학기술정책지』, No. 160, 정보통신연구원, 2006.
- 한국은행, 『우리나라의 국민계정체계』, 한국은행, 2005.
- AEGIS, “Selling Solutions: Emerging Patterns of Product-Service Linkage in the Australian Economy, Sydney: Australian Expert Group in Industrial Studies,” University of Western Sydney, 2002.
- Basu, S., J.D. Fernald, and M. S. Kimball, “Are Technology Improvements Contradictory?” *American Economic Review* 96(5), 2006, 1418~1448.
- Baumol, W.J., “Macroeconomics of Unbalanced Growth: the Anatomy of Urban Crisis,” *American Economic Review* 57(3), 1967, 415~426.
- Bessler, D. and D. A. Akleman, “Farm Prices, Retail Prices, and Directed Graphs: Results for Pork and Beef,” *American Journal of Agricultural Economics* 80

- (5), 1998, 1144~1149.
- Bessler, D. A. and S. Lee, "Money and Prices: U.S. 500 data 1869~1914," *Empirical Economics*, 27, 2002, 427~446.
- Boden, M. and I. Miles, eds., *Services and the Knowledge-Based Economy*, London and New York: Continuum, 2000.
- Burnside, A. C., M. S. Eichenbaum, and S. T. Rebelo, "Sectoral Solow Residuals," *European Economic Review*, 40, 1996, 861~869.
- Canova, F., J. D. Lopez-Salido, and C. Michelacci, "The Labour Market Effects of Technology Shocks," *Discussion Paper Series*, No. 6365, 2007, Centre for Economic Policy Research, www.cepr.org/pubs/dps/DP6365.asp
- Chickering, D. M., "Optimal Structure Identification with Greedy Search," *Journal of Machine Learning Research*, 3, 2002, 507~554.
- Chickering, D. M. and C. Meek, "Finding optimal Bayesian Networks," in K. Laskey and H. Prade, eds., *Proceedings of the Fifteenth Annual Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence(UAI)*, UAI-2002, 2002, San Francisco, 94~102.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and R. Vigfusson, "What Happens after a Technology shock?" *International Finance Discussion Papers #768*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003.
- Clark, C., *The Conditions of Economic Progress*, London: Macmillan, 1940.
- Edwards, M. and M. Croker, "Chapter 1 Major trends and issues," in *Innovation and Productivity in Services*, OECD, Paris, 2001.
- Francis, N. and V. A. Ramsey, "Is the Technology-driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited," *Journal of Monetary Economics* 52, 2005, 1379~1399.
- Gali, J., "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review* 89(1), 1999, 249~271.
- _____, "On the Role of Technology Shocks as a Source of Business Cycles: Some New Evidence," *Journal of the European Economic Association* 2(2-3), 2004, 372~380.
- Ghysels, E., "A Study Toward a Dynamic Theory of Seasonality for Economic Time

- Series,” *Journal of the American Statistical Association* 83(401), 1988, 168~172.
- Gredenhoff, M. and S. Karlsson, “Lag-length Selection in VAR-models Using Equal and Unequal Lag-length Procedures,” *Computational Statistics* 14(2), 1997, 171~187.
- Greene, W., *Econometric Analysis*, 4th Edition, Prentice-Hall, 2000.
- Hertog, P. D., “Knowledge Intensive Business Services as Co Producers of Innovation,” *International Journal of Innovation Management* 4(4) 2000, 491~528.
- Holzl, W. and A. Reinstaller, “The Impact of Technology and Demand Shocks on Structural Dynamics: Evidence from Austrian Manufacturing,” *MERIT-Infonomics Memorandum Series* 2004-015, 2004.
- Hoover, K. D., “Automatic Inference of the Contemporaneous Causal Order of a System of Equations,” *Econometric Theory* 21, 2005, 69~77.
- Howells, J., “Chp. 3 The Nature of Innovation in Services,” in *Innovation and Productivity in Services*, OECD, Paris, 2001.
- Johansen, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford Univ. Press, 1995.
- Juselius, K., *The cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford Univ. Press, 2007.
- Kim, J. W. and D. A. Bessler, “The Causal Modelling on Equity Market Innovations: Fit or Forecast?,” *Applied Financial Economics* 17(8), 2007, 635~648.
- Kim, J. W., D. J. Leatham, and D. A. Bessler, “REITs Dynamics under Structural Change with Unknown Break Points,” *Journal of Housing Economics* 16, 2007, 37~58.
- Miron, J. A., *The Economics of Seasonal Cycles*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1996.
- Miron, J. A. and S. P. Zeldes, “Seasonality, Cost Shocks, and the Production Smoothing Models of Inventories,” *Econometrica* 56(4), 1988, 877~908.
- Munnell, A. H., “Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth,” *Journal of Economic Perspectives* 6(4), 1992, 189~198.
- Nesmith, T. D., “Rational Seasonality,” *Finance and Economics Discussion Series*, 2007-04, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2006.

- OECD, *Guide to Measuring the Information Society*, OECD, 2005.
- Osborn, D. R., "Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption," *Journal of Applied Statistics* 3(4), 1988, 255~266.
- Pasinetti, L. L., *Structural Change and Economic Growth*, Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1981.
- _____, *Structural Economic Dynamics*, Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1993.
- Rowthorn, R. and R. Ramaswamy, "Growth, Trade, and Deindustrialization," *IMF Staff Papers* 46, Washington IMF, 1998.
- Saeger, S., "Globalization and Deindustrialization: Myth and Reality in the OECD," *Weltwirtschaftliches Archiv* 133(4), 1997, 579~608.
- Shibata, R., "Selection of the Order of an Autoregressive Model by Akaike's Information Criterion," *Biometrika* 63, 1976, 117~126.
- Swanson, N.R. and C.W.J. Granger, "Impulse Response Functions Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions," *Journal of the American Statistical Association* 92, 1997, 357~367.
- Tidd, J. and F. Hull, "The Organization of New Service Development in the USA and UK. Brighton," *SPRU Electronic Working Paper Series*, No. 76, 2002.
- Uhlig, H., "Do Technology Shocks Lead to a Fall in Total Hours Worked?" *Journal of the European Economic Association* 2(2-3), 2004, 361~371.
- Von Hippel, Eric., *Democratizing Innovation*, MIT Press, 2005.
- Wang, P. and Y. Wen, "A Defense of RBC: Understanding the Puzzling Effects of Technology Shocks," *Working Paper Series* 2007-018B, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2007.

부록: ICT산업 관련분류

한국은행과 통계청에서는 각각 OECD의 분류기준에 맞추어 ICT산업을 각각 해당 제조업과 서비스업으로 나누고 있다(한국은행, 2005, p.137; 통계청; OECD, 2005, p.102 참조). 본 연구에서는 한국은행(‘방송’업을 포함) 기준에 맞추어 분석하고자 한다.

〈부표 1〉 ICT 분류기준 및 이용가능한 통계 현황

	분류기준		이용가능한 통계			
			생산 측면	고용 측면		
	한국은행 ^{f)}	통계청 ^{g)}	(1) 78부문 국민계정 ^{h)}	(2) 경제활동 인구조사 ⁱ⁾	(4) 사업체기초통계조사 ^{j)}	(5) 매월노동 통계조사 ^{k)}
ICT제조업	컴퓨터 및 사무기기	컴퓨터 및 사무기기	컴퓨터 및 사무기기	‘제조업’ 전체만 발표	컴퓨터 및 사무용기기	컴퓨터 및 사무기기 제조업
	반도체 및 전자부품	반도체 및 전자부품	반도체 및 전자부품		반도체 및 전자부품	전자부품, 영상, 음향 및
	영상·음향 및 통신기기	영상·음향 및 통신기기	영상·음향 및 통신기기		영상·음향 및 통신기기	통신장비 제조업
	정밀기기 (일부) ^{l)}	측정, 시험, 향해 및 기타 정밀기기 제조업	정밀기기 전체만 발표 ^{l)}		측정, 시험, 향해 및 기타 정밀기기 제조업	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업 전체만 발표
	전선 및 케이블	전선 및 케이블	전기기계 및 장치 전체만 발표 ^{b)}		전선 및 케이블	기타 전기기계 및 전기 변환장치 제조업 전체만 발표
ICT서비스	통신	통신	통신	통신 ^{c)}	통신	통신
	방송		방송	오락, 문화 및 운동관련 서비스업 전체만 발표	방송	방송
	컴퓨터 관련 서비스	컴퓨터 관련 서비스	사업관련 서비스 ^{d)}	사업관련 서비스(2000년 이후) ^{e)}	정보처리 및 기타 컴퓨터 운영 관련업	정보처리 및 기타 컴퓨터 운영 관련업
	소프트웨어 개발공급	소프트웨어 개발공급				

- 주: a) 정밀기기 중 일부인 ‘자동조정 및 제어기기’와 ‘측정 및 분석’이 ICT분류 기준에 포함된다. 이러한 세분류 산업별 부가가치 자료는 공표되지 않는다.
- b) 전기기계 및 장치 중 ‘전선 및 케이블’이 ICT분류 기준에 부합한다. 역시 세분류 부가가치는 공표되지 않는다.
- c) 2000년 이전에는 ‘운수, 창고 및 통신업’으로 합쳐 있어 분리가 불가능함.
- d) 사업서비스는 ICT분류에 부합하는 ‘컴퓨터관련 서비스업’, ‘소프트웨어개발공급업’ 이외에도 상당부분 비ICT산업(법률서비스, 연구개발, 청소 및 소독, 기타 사업지원 서비스 등)을 포함하지만 세분류는 공표되지 않아 분리할 수 없다. 이 같은 문제를 정보통신통계지표집(정보통신협회)에서도 지적하면서, ICT서비스업의 부가가치를 발표할 때 사업서비스 전체를 포함한다. 그러나 사업서비스 전체를 포함하여 ICT서비스업의 부가가치를 계산하는 경우 한국은행 정보통신부가가치(공식 명칭: 정보통신GDP)와 상당한 괴리가 생긴다.
- e) 2000년 이전에는 ‘부동산 및 사업서비스’에 포함되어 있으며 역시 세분류 노동자료가 이용 가능하지 않음.

자료: f) 한국은행(2005), 우리나라 국민계정체계, p. 139.

g) 통계청, 표준산업분류체계(http://www.nso.go.kr/std2006/k07a_0000/k07ag_0000/k07agb0000/k07agb0000.html)

h) 한국은행, 78개부문 국민소득체계.

i) 통계청, 경제활동인구조사.

j) 통계청, 사업체기초통계조사.

k) 노동부, 매월 『노동통계월보』, 2002년 이후.

이 밖에도 한국정보통신산업협회에서도 ICT관련 통계를 공표하고 있다. 이 협회는 각 연도마다 ICT분류를 수정·보완하고 통계청의 모집단을 이용하여 정보통신산업을 ‘정보통신서비스부문’, ‘정보통신기기부문’, ‘소프트웨어 및 컴퓨터관련 서비스부문’으로 구분하며 각 ICT관련 개별 기업으로부터의 조사자료를 활용하고 있다. 공식 공표 통계는 명목총생산액, 명목부가가치,³³⁾ 수출입액, 인력현황 등이 있다. 본 연구에서는 정보통신업뿐 아니라 타부문과의 일관성 유지를 위해 한국은행과 통계청 자료를 주로 사용하기로 한다.

33) 부가가치 산출시 정보통신서비스, 소프트웨어 및 컴퓨터관련 서비스는 합산법, 정보통신 기기는 공제법을 적용한다. (1) 부가가치(합산법)=급여+퇴직급여+복리후생비+임차료+대손상각비+세금과공과금+감가상각비+영업이익+납부부가가치세, (2) 부가가치(공제법)=생산액-주요 생산비용(원재료비+연료비+전력비+용수비+외주가공비(위탁생산비)+수선비(수리유지비))-정보통신산업협회, 정보통신통계연보 2006년호 총괄 참조.

[Abstract]

Inter-Industrial Transmission Effects of Productivity Innovation

Jin Woong Kim*

This paper investigates the dynamic spillover effects of productivity innovation, especially on productivity, total work hours, and production levels. Analysis of the economic effects of labor productivity innovation show that there are distinctly different dynamics by industries, especially effects within an industry as well as inter-industry spillover effects. The difference in characteristics among productivity innovations by industry is one of the reasons for the change in the industrial structure. Based on empirics, some implications are suggested. First, it is necessary to build up industrial connections in order to transmit synergy effects of productivity innovation among industries. Second, in order to enhance the sustainability of labor productivity, innovation aimed at increasing productivity, particularly in services and non-ICT industries, it is necessary for those industries to utilize new technologies from manufacturing and ICT industries.

Keywords: labor productivity, employment, industrial structure, transmission effect, DAG, SVAR

JEL Classification: B11, L0, C22

* Korea Institute for Industrial Economics & Trade(KIET), Tel: (02) 3299-3079, E-mail: jwkim@kiet.re.kr