기술혁신과 정보통신 자본의 역할

조상섭(한국전자통신연구원)
정동진(정보통신연구진흥원)

요약:
본 연구는 1980년부터 2000년 동안 9개 산업에서 정보통신 관련 자본(IT Capital Stock)을 이용하여, 해당 산업의 기술혁신에 기여도를 분석하였다. 순차적 분석방법에 따른 결과는 기술혁신을 나타내는 대리변수인 총요소생산성과 정보통신자본량이 단위근을 갖는 것으로 나타났으며, 두 변수사이에 장기적인 공분산 관계가 성립하였다. 정보통신자본이 기술혁신에 기여도를 분석한 결과는 사용하는 계량추정량에 따라 정보통신자본의 1단위증가는 0.19에서 0.07까지 기술혁신에 기여하는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 경우 정보통신자본의 Solow(1989)의 "생산성 역설"가설은 장기적 패널자료를 사용하여 분석한 결과는 정보통신자본의 Solow(1989)의 "생산성 역설"가설을 뒷받침하지 않는 것으로 나타났다.

핵심어: 정보통신 자본, 비정상적 패널분석, 생산성 역설

I. 서 론

정보통신자본 또는 광범위의 정보통신기술이 국가경제에 얼마나 기여하고 있는지에 대한 논의는 1990년대 이후 신 경제(New Economy)라는 새로운 패러다임에 대한 존재가치의 논의로 볼 수 있다. R. Solow(1987)는 "We see computers everywhere except in the productivity statistics"을 언급함으로써, 1970년대부터 1990년대에 이르는 과도한 정보통신 투자에 대한 회의론을 제기하였다. 반면 Greenspan(1999) 미국경제는 현재 모든 분야에서 경제변동(Shift)을 경험하고 있으며, 이런 경제변동은 경기 변동적(Economic Cycle) 이거나, 일시적 현상(Transitory) 또는 통계적 오인에서 기인하기보다 근본적인 경제변동에서 기인한다고 보았다. 역시 정보통신산업 또는 IT의 미국 경제 생산성증가요인으로 가장 강력하게 주장하는 연구는 Oliner and Sichel(2000)의 연구결과가 있다.

본 연구는 이러한 정보통신 자본스톡의 급격한 성장상황에서 정보통신 자본스톡(IT Capital Stock)이 국민경제, 특히 총 요소생산성 증가에 어느 정도 기여하고 있는지를 장기적 성장관점(Long Run Growth Relationship)에서 고찰하는 데 목적이 있다. 일반적으로 정보통신 자본스톡에 대한 국민경제에 미치는 역할은 크게 두 가지 측면에서 연구되고 있다. 첫째 측면은 정보통신 자본스톡이 국민경제 또는 생산성증가에 어느 정도 기여하고 있는지에 대한 실증적 고찰이고, 또 다른 측면은 정보통신 자본스톡과 다른 자본스톡과 연관관계가 어느 정도 있는지에 대한 이론적 연구로 요약될 수 있다. 두 가지 연구방향 모두가 먼저 정보통신 자본의 정의와 측정이 선행되어야 할 요소로 볼 수 있다. 즉 어느 범위까지 정보통신 자본으로 볼 것인가라는 정보통신자본측정문제와 어떤 계량적 추정방법을 사용하여 정확한 정보통신 자본스톡 기여도를 측정할 것인가에 대한 명확한 결정이 필요하다고 볼 수 있다.

우리나라의 기존 연구 경우를 보면, 정보통신산업 역할을 중심으로 여러 방면에서 연구가 진행되고 있다. 먼저 신일순 외(1998)은 1980-1995 기간동안 우리나라 산업별 자본스톡을 정보부문과 비정보부문으로 분리하고 정보기술집약도와 통신기술집약도를 비교분석하고 있지만, 생산성과의 연관까지는 분석하지 않고 있다. 이기동(2000a, 2000b, 2001)연구는 정보통신 자본스톡의 역할을 산업수준부터 국민경제 전체 수준까지 분석함으로써 순차적이고 종합적으로 분석하였으나, 본 연구와 다른 정보통신 자본스톡 추정기법과 기여도 추정에서 다른 방법론을 사용하고 있다. 최근에 김원준 외(2001)의 분석 기법은 전통적인 패널기법을 사용함으로써, 정보통신 자본스톡의 총 요소생산성 기여도 추정치가 편기되어 있을 가능성이 높다. 역시 조상섭(2002)의 연구는 본 연구와 가장 유사한 계량방법론을 사용하고 있지만, 직접적인 정보통신 자본스톡을 추정하지 않고 있다는 한계점과 노동생산성을 사용하였다는 분석한계를 보여주고 있다. 마지막으로 한국은행(2000)에서 정보통신산업을 정보이용도에 따라 경제기여도관점에서 연구하였으나, 그 기여도가 매우 낮은 수치를 나타내고 있다.

국내 기존 연구들은 연구결과 및 분석 방법적 측면에서 볼 때, 다음과 같은 두 가지 특징으로 요약될 수 있다. 첫째, 정보통신 자본스톡 추계방법에서 큰 차이를 보여주고 있는데, 이 문제를 차지하고서라도 정보통신 자본스톡이 경제에 미치는 기여도를 노동생산성과 총 요소생산성의 두 가지 상이한 측면에서 분석되고 있다. 둘째, 정보통신 자본 기여도를 분석하는 중요한 분석방법론이 전통적인 회귀분석 방법론에 의존하고 있다. 특히 실증분석방법론이

전통적인 OLS기법 또는 유사한 OLS기법에 의존하고 있다는 사실이 가장 설득력을 잃는 부분이라고 하겠다.[1)]

기존 연구에서의 한계를 극복하고자, 본 연구는 정보통신 자본스톡의 국민경제에 기여도를 다음과 같이 측정하였다. 첫째, 정보통신 자본스톡 추계에서 정보통신 자본스톡의 특성인 빠른 감가상각기간을 부문별로 고려하여 정보통신 자본스톡을 측정하였다. 둘째, 최근 여러 연구에 도입되고 있는 비정상적 시계열 패널분석 방법론(Non-Stationary Panel Analysis)을 이용하여 우리나라 정보통신 자본스톡의 총 요소생산성 기여도를 측정하였다. 마지막으로 정보통신 자본스톡 사용에 대한 결과인 경제기여도 분석에서 총 요소생산성을 사용함으로써, 노동생산성 또는 다른 부분적인 요소생산성을 사용했을 경우보다는 포괄적인 경제기여도를 측정하였다.

본 연구 서술순서는 다음과 같다. 제 II장에서는 본 연구에서 사용한 정보통신 자본스톡 측정 방법과 총 요소생산성기여도 분석에서 사용한 계량적 기법을 간단히 설명하였다. 제 III장에서는 본 연구에서 사용한 자료 및 비 정보통신 자본스톡과 정보통신 자본스톡의 기술혁신(총 요소생산성증가)에 기여도를 실증 분석하였다. 마지막 장에서는 본 연구의 결론 및 시사점과 해석의 유의성에 대하여 기술하였다.

II. 기존 연구 및 분석방법론

1. 기존 연구

정보통신자본 또는 광범위의 정보통신기술이 국가경제에 얼마나 기여하고 있는지에 대한 논의는 신 경제(New Economy)라는 새로운 패러다임에 대한 존재여부의 논의이기도하다. 기존 많은 연구보고서가 이에 대한 실증분석을 여러 측면에 실증분석하고 있다.

먼저 R. Solow(1987)는 "We see computers everywhere except in the productivity statistics"을 언급함으로써 1970년대부터 1990년대에 이르는 과도한 정보통신투자에 대한 회의론을 제기하였다. 즉 미국의 경우 동 기간동안 정보통신에 투자한 실질투자액은 연평균 18.1%를 기록하였으나, 여타 일반적 자본투자는 연평균 3.3%에 지나지 않았다.[1)] 이러한 정보통신 자본투자에 대한 생산성효과는 실증적 연구에서도 매우 상반(相反)되고 있다. 첫째, 미시적 수준에서 연구한 Loveman(1988)은 정보통신자본투자 수익률이 전통적 자본투자 수익률보다 상당히 낮은 것으로 분석하였다. 역시 Morrison and Berndt(1990)연구는 $1 정보통신투자는 $0.8 수익을 나타내는 것으로 보고하고 있다. 최근 연구에서 Huggett et al. (2001)은 총 투자 24%증가는 총 생산성을 3%하락시키며, 만일 총 투자 100%증가는 총 생산성을 9%까지 하락시키는 것으로 분석하고 있다. 둘째, Brynjolfsson and Hitt(1993)과 Lichtenberg(1993)은 경우는 정보통신 투자 수익률이 전통적 자본 투자수익률보다 높은 것

1) 한 예로 자기상관을 보정하는 방법으로 GLS방법을 사용하는 방법 등이다.

1) 미국 Bureau of Economic분석에 의한 추정치임.

으로 추정하고 있다.
거시적인 관점에서 정보통신 자본의 생산성 또는 국민경제 기여도를 언급하는 학자들은 보다 극단적으로 정보통신자본 역할 또는 신 경제 실체에 대하여 양분되어 있다. 먼저 Greenspan(1999) 미국경제는 현재 모든 분야에서 변동(Shift)을 경험하고 있으며, 이런 변동은 경기 변동적(Economic Cycle) 이거나, 일시적 현상(Transitory) 또는 통계적 오인에서 기인한다고 생각하기보다 근본적인 경제변동에서 기인한다고 보았다. 정보통신산업 또는 IT의 미국 경제 생산성증가요인으로 가장 강력하게 주장하는 연구는 Oliner and Sichel(2000)이 있다. 그들은 1995년에 1999년까지 노동생산성이 연 평균 2.5%씩 증가하였으며, 이러한 증가 원인은 정보통신 관련 기술파급효과로부터 기인한다고 주장하고 있다. 또한 Jorgenson(2001)은 지속적인 컴퓨터 관련 장비 가격의 하락이 전체 경제에서 일반 자본재를 정보통신 관련 자본재로 대체현상으로 유도하였고, 이러한 대체과정을 통하여 총 생산성 향상되었다고 주장하고 있다. 최근에 Mon and Nadiri (2002)에 미국 42개 산업 사이에 정보통신자본이 총 요소생산성 향상에 중대한 기여를 한 것으로 보고하고 있다.

반면 정보통신 자본재 역할에 대한 회의론은 Gordon(2000)을 중심으로 제기되고 있다. Gordon은 전 산업에서 일어났던 2차 산업혁명과 달리 현재 신 경제는 정보통신 또는 인터넷에 국한되어 있으며, IT관련 기술은 제조업에 약 12%에만 영향을 주고 있고 나머지 88%의 산업에는 거의 영향이 없다고 주장하고 있다. 현재 정보통신자본재의 중요성에 대한 대표적 상반된 연구결과를 [표 1]에 간략하게 나타냈다. 다른 연구결과와 달리 Gordon의 연구결과에 대한 새로운 시사점은 노동 생산성측정에서 경기변동요인을 고려했다는 점에 중요하다. 또 다른 정보통신 (IT)에 대한 회의론적 연구는 Kiley (1999)의 연구결과로 정보통신의 확산이 -0.27%의 생산기여를 했다는 보고가 있다.

우리나라 기존 연구 경우를 보면, 정보통신산업 역할을 중심으로 여러 방면에서 연구가 진행되고 있다. 특히 신일순 외(1998)과 한국전자통신 연구원에서 수행한 위탁과제 보고서(2000), 한국전산원에서 수행한 위탁과제 보고서(2000) 및 이기동(1999, 2000)연구결과 그리고 최근에 김원준 외(2001)가 자주 인용되고 있다. 정보통신 자본재 역할에 대한 분석방향이 동일한 이기동(2000)은 섬유산업에서 1인당 정보자본이 기업성과에 정립함수형태에 따라 -0.22에서 -0.31까지 부정적인 영향을 주는 것으로 요약하고 있다.

국내 기존 연구들은 연구결과 및 분석 방법적 측면에서 볼 때, 다음과 같은 두 가지 특징으로 요약될 수 있다. 첫째, 정보통신 자본기여도가 외국사례를 중심으로 하는 연구결과보다 상당히 높게 나타나고 있다는 사실이다. 둘째, 정보통신 자본기여도를 분석하는 중요한 분석방법론이 전통적 회귀분석 방법론에 의존하고 있다는 사실이다. 특히 실증분석방법론이 전통적인 OLS기법 또는 준 OLS기법에 의존하고 있다는 결과로 인하여 설득력을 잃는 부분이라고 하겠다.[2] 이 계량적 문제점을 수정한 조상섭(2002) 연구는 총 요소생산성에 대한 정보통신자본의 기여도보다는 노동 생산성에 대한 기여도를 분석했다는 관점에서 본 연구와 다르다고 하겠다.

2) 한 예로 자기상관을 보정하는 방법으로 GLS방법을 사용하는 방법이 있다.

2. 분석방법론

가. 정보통신자본 및 기술혁신측정방법

정보통신 자본스톡의 생산성을 분석하기에 앞서, 정보통신부문의 투자 및 자본스톡 자료를 추계해야 한다. 본 연구는 최근의 관련 연구인 신일순·김홍균·정부연(1998)과 이기동(2000), 김원준·이정동(2001)의 방법에 기초하여 정보통신부문의 투자 및 자본스톡을 추계한 서환주·정동진(2003)의 작업을 2003년 9월에 한국은행에서 공표된 '2000년 산업연관표'를 활용하여 그 자료을 연장 추계한 것이다.

우리나라의 경우 정보통신 관련 투자 및 자본스톡은 공표되는 자료가 없는 실정이다. 산업연관표를 이용하여 투자액을 추계하고 이를 기초로 자본스톡을 구하는 것이 기존 연구들이 취하는 방법이다. 먼저, <부록 표 1>와 같이 한국은행이 공표하는 산업연관표의 재분류를 통해서 정보통신 관련 산업을 분리된 부문으로 구성하였다. 그러나 정보통신 관련 산업의 포괄 범위가 정형화된 기준이 없기 때문에 기존의 연구들의 분류체계는 약간의 차이를 보이고 있다. 본 연구에서 신문, 출판, 우편을 제외하고, 전자코일 및 변성기, 전자관을 포함시킨 것이 기존 연구와 두드러진 차이이다.

[부록 표 1]는 1980년, 1985년, 1990년, 1995년, 2000년의 기본부문 산업연관표를 36개 부문으로 통일시키기 위한 방법을 제시하고 있다. 다음으로, 자본스톡은 해당 부문에서 자체적으로 지출한 부분과 타 부문으로부터 투자재 구입을 통해 유입되는 투자에 의해서 형성된다. 타 부문으로부터 유입된 투자액을 추계하기 위해서 산업연관표에서의 각 부문별 중간수요 배분비율을 투자에도 그대로 적용된다는 가정하였다. 즉 고정자본형성 금액에 각 부문별 중간수요 배분비율을 곱하여 부문별 투자액을 추계하였다. 한편 산업연관표가 발표되지 않은 연도는 직선보간하여 연도별 투자액을 산출하였다.

이어서, 위에서 추계한 부문별/연도별 투자액을 사용하여 기준년도접속법으로 자본스톡을 구하였다. 먼저 1979년을 기준연도로 삼고 초기 자본스톡을 식 (1)에 기초하여 추계하였다.

$$K_j^{79} = \frac{I_j^{80}}{g_j^{AV} + \delta_j} \qquad (1)$$

여기서, K_j^{79}는 1979년도 부문별 자본스톡, I_j^{80}는 1980년도 부문별 투자, g_j^{AV}는 자본스톡과 투자의 성장률이 일정하다는 steady state를 가정한 투자의 부문별 1980-1998 기간 평균변화율, δ_j는 부문별 감가상각률을 각각 의미한다. 기존 연구들은 정보통신부문의 내용연수를 '법인세법 시행규칙 27조(1995년 개정)'에 따라 정보기기 4년, 통신기기 및 부품 8년, 타 부문은 표학길(1989)에 따라 23년으로 간주한 후, 투자액 비중과 잔존가치 10%를 고려하여 감가상각률을 정보통신산업은 연 22.4%, 타 부문은 9.4%로 설정하고 있다. 그러나 본 연구는 '법인세법 시행규칙 15조(1999년 5월 개정)'에 기초하여 [부록 표 2]와 같이 따라 각 부문별로 감가상각률을 설정하였다. 이렇게 초기 자본스톡을 구한 후, 식 (2)와 같이 감가상각률

과 가격지수를 고려하여 연도별 자본스톡을 추계하였다.

$$K_j^t = (1 - \delta_j) K_j^{t-1} + \frac{I_j^t}{PI_j^t} \qquad (2)$$

여기서, PI_j는 부문별 가격지수, I_j는 부분별 투자액을 각각 의미한다. 부문별 가격지수는 한국은행이 공표하는 세분류된 1990년 기준 생산자물가지수를 이용하되, 해당 산업의 가중치를 고려하여 본 연구의 산업분류별 가격지수를 구하였다. 한편 기존 연구들은 가격지수를 각 부문별로 구하지 않고 정보부문과 비정보부문으로 대별하여 구하고 있다.

본 연구와 타 연구에서의 추계치를 다음의 표에서 제시하고 있다. 먼저, 다른 연구결과와 동일하게, 1985년과 1990년의 2.93%, 2.97%에 비해 1995년에 3.40%, 98년에 4.52%로 정보화비율이 급격히 증가하는 추이를 잘 보여주고 있다. 그러나 자본정보화비율의 크기는 다른 연구에 비해서 다소 높게 추정되었다.[3)4)] 다음으로, 본 연구결과와 제시된 두 연구결과는 자본스톡 액수에서 상당한 차이를 보이고 있다. 신일순 외(1998)와 이기동(2001)은 유사한 규모를 보이고 있는 반면, 본 연구의 1985년과 1990년의 규모가 상대적으로 작게 추계되었다. 그 주된 이유는 추계방법에 기인한 것인데, 특히 감가상각 방법의 차이에서 기인한다. 기존 연구들은 감가상각의 새로운 기준을 따르고 있지 않을뿐더러, 산업별로 적용하지 않고 정보부문과 비정보부문으로 대별하여 적용하고 있다. 본 연구는 앞서 언급하였듯이 새로운 기준에 따라 산업별로 적용하고 있어 기존의 연구와 추계치에서 상당한 차이를 보이고 있다. 한편 모든 산업별 자료의 추계에서 산업분류의 차이에 기인한 오차는 의례적으로 발생하기 마련이다. 본 연구도 기존의 두 연구와 산업분류에서 약간의 차이를 보이고 있지만, 그 것으로 인한 추계치의 오차는 작은 것으로 나타났다.

3) 참고로 신일순 외(1998)은 본 연구와 동일하게 1980년을 초기년도로 삼았고 이기동(2001)은 1975년을 초기년도로 삼았다.

4) 신일순 외(1998)의 pp.16-17에 나타난 설명은 일관적이지 않은 결과를 제시하고 있다. 누락된 설명 때문일 수도 있지만, 적어도 독자에게 오해의 소지를 낳고 있다. 즉, 해당 본문 <표 6>에 나타난 결과에 기초해서, <표 7>의 전체 자본스톡 중 정보기술자본의 비율(소위 정보화비율)을 구할 수 없다. 위의 문제와는 별도로, 1993-94 기간을 비롯한 1995년의 정보화비율(각각 3.73%, 3.88%, 4.14%)이 1985-88년 수준(각각 5.56%, 5.08%, 4.62%, 4.20%)에 미치지 못하고 있는 <표 7>의 결과는 설득력이 부족하다고 판단된다.

[표 1] 자본스톡 추계치의 비교

(단위: 십억원)

연구	구분	1985	1990	1995	1998	2000
본 연구	전체 (십억원)	107,980,7	257,755.9	547,362.2	647,538.8	749,794.4
	IT (십억원)	3,123.0	7,649.0	18,621.8	29,265.2	59,576.9
	NIT (십억원)	105,064.7	250,109.7	528,649.6	617,937.1	689,073.5
	IT/전체 (%)	2.97	3.06	3.52	4.74	8.65
신일순 외 (1998)	전체 (십억원)	159,549.1	306,376.1	542,776.3		
	IT (십억원)	2,694.3	6,654.3	15,630.4		
	NIT (십억원)	156,854.8	299,721.8	527,145.9		
	IT/전체 (%)	1.69	2.17	2.88		
이기동 (2000)	전체 (십억원)	160,246.6	317,204.7	567,181.9		
	IT (십억원)	3,659.6	7,153.8	17,161.7		
	NIT (십억원)	156,587.0	310,050.9	550,020.2		
	IT/전체 (%)	2.28	2.26	3.03		

다음으로 기술혁신을 나타내는 총 요소생산성은 다음과 같은 방법으로 측정하였다. 본 연구에서 총 요소생산성을 추정할 때 사용한 자료는 OECD Stan(1999)자료 중 한국의 자료로서 분석기간은 1980에서 1995년까지로 한정하였다. 패널분석단위(Cross Section Units)는 두 자리 SIC 기준을 기초로 우리나라 전체 산업을 9개 산업으로 구분하였다.[5] 모든 사용변수들은 1990년 불변가격으로 환산한 실질자료를 사용하였으며, 분석의 편의를 위하여 자연로그(log) 변환하여 사용하였다. 총 요소생산성은 기존 연구에서 많이 사용하고 있는 방법으로 Gust and Marquez(2001)이 제시한 방법을 사용하였다. 즉 다음과 같은 일반적인 생산함수를 이용하여 계산하였다.

$$Y = F(K, L, TFP) \qquad (3)$$

여기서 K는 자본스톡, L은 노동량 그리고 TFP는 총 요소생산성을 나타낸다. 단 모든 변수는 Loggudxo로 나타낸다. 그리고 Cobb-Douglas형태 규모의 불변함수와 완전경쟁가정을 이용하면, 각 요소는 다음과 같은 보수를 받는다.

$$Q = \alpha L + (1 - \alpha) K \qquad (4)$$

여기서 α는 노동자보수비율을 나타낸다. 따라서 본 연구에서 사용한 총 요소생산성은 다음과 같이 정의된다.

$$TFP \equiv Y - Q \qquad (5)$$

5) 9개 산업으로 한정한 이유는 자료의 이용가능성에 기준을 두고 있다.

나. 정보통신자본 기여도 분석방법론

패널 단위근 검증에서 가장 많이 사용하고 있는 Levin and Lin(2002)과 Im, Pesaran and Shin(1997)은 다음과 같은 문제점이 있다. 첫째, Karlsson et al.(2000)은 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하는 것은 모든 분석대상인 산업이 정상성을 나타낸다고 볼 수 없다는 사실을 밝혔다. 둘째, Maddala and Wu(1999)은 산업간에 상호 상관관계가 있는 경우에, 단위근 검정의 검정력이 현저하게 낮아진다고 주장하였다.

본 연구에서는 두 가지 단점을 보완한 Maddala and Wu의 Bootstrapping에 의한 Fisher 검증을 사용하였다. 즉 횡단면분석 대상인 각 산업의 개별 단위근 검증에서 p-값을 조합하는 방식에 기초한 패널 단위근 검증을 제안하였다.

$$-2\sum_{i=1}^{N} ln(p_i) \Rightarrow \chi^2(2N) \qquad (6)$$

따라서 Maddala and Wu가 제시한 패널 단위근 검증방법은 Lag선택문제와 비 균형 패널자료(Unbalance Panel Data)에서도 사용할 수 있다는 장점이 있다. 단점으로는 LL 및 IPS통계량과 달이 Bootstrapping에 의한 계산된 분포를 사용하기 때문에 계산비용이 많이 소요된다는 단점이 존재한다.

다음으로 비정상적 자료의 경우 분석 대산인 변수간에 장기적인 관계성립에 대한 분석이 있어야 한다. 즉 공적분관계가 성립하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 Guitierrez (2003)의 제안에 따라 최근 많이 사용되는 Kao(1999)과 Pedroni(1999)의 방법론을 사용하여 정보통신자본과 기술혁신과의 장기적 관계의 성립여부를 분석하였다.[6]

만일 각 산업에서 기술혁신을 나타내는 기술혁신을 나타내는 총 요소생산성과 정보통신자본이 비정상적 성질을 가질 경우, 앞 서론에서 언급했듯이 Engle & Granger(1987)공적분 관계를 검증하여야 한다. 이 경우 우리는 Koa(1999)의 패널 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 형태 검증을 실시하였다. 이 방법을 설명하면 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta_1 + \omega_{i,t} \qquad (7)$$

여기서 $Y_{i,t}$는 각 산업의 총 요소생산성을 나타내는 비정상적 변수이며, $X_{i,t}$는 투입요소인 정보통신자본을 나타내는 벡타 변수이다. 본 연구에서는 모든 변수는 로그 변환변수임을 알려둔다.

$$\widehat{\omega}_{i,t} = \rho\,\widehat{\omega}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \eta_j \Delta\,\widehat{\omega} + \upsilon_{i,t} \qquad (8)$$

여기서 수식(8) 잔차항을 이용하여 잔차항에 대한 패널 ADF 형태 단위근 검증을 실시한다. 이 경우 검정 통계량 ADF-t값은 다음과 같이 결정된다.

---

6) 또 다른 패널 공적분 검증방법인 Larsson (2001)은 검증력이 낮은 것으로 평가되어 분석에서 제외하였다. Gutierrez (2003, p.109)

$$ADF_t = \frac{t_{adf} + (\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v / 2\sigma_v)}{\sqrt{(\hat{\sigma}_{0,v}/2\hat{\sigma}_v^2) + (3\sigma_v^2/10\sigma_{0,v}^2)}} \qquad (9)$$

$\hat{\sigma}_v^2$, $\hat{\sigma}_{0v}^2$여기서 는 수식(8)을 이용한 장기적 효율적인 공분산 추정치를 사용한다. 따라서 공 적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설 검정에서 검정 통계량은 대 표본인 경우 표준적인 정규분포를 사용할 수 있다.[7] 이 경우 귀무가설을 기각할 수 있다면 상기수식은 장기적 공적분 관계가 있는 것으로 볼 수 있다.

Pedroni (1997)는 관측자료 이질성을 고려한 공적분검증 방법을 제시하였다. 즉 각 횡단면 단위들에 대한 Phillips and Ouliaris(1990) 공 적분 검정 통계량에 대한 평균값을 사용하는 방법으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Z_\rho = \sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T} \frac{\hat{\omega}_{i,t-1}\Delta\hat{\omega}_{it} - \lambda_i}{\sum_{t=1}^{T}\hat{\omega}_{i,t-1}^2} \right) \qquad (10)$$

여기서 $\lambda_i = \frac{1}{2}(\hat{\omega}_i^2 - \hat{s}_i^2)$ 이며, $\hat{\omega}_i^2$, $\hat{s}_i^2$는 FM-OLS에 의한 장기적 추정량에 의한 수식(12)의 공분산을 사용한다. 이 경우에 어떤 추정량을 사용하여 공분산을 추정할 것인가는 또 다른 문제점이다.

마지막으로 Kao and Chiang (1998)은 비정상적 패널 자료를 분석하는데 공 적분 관계가 성립될 경우, 다음과 같은 세 가지 패널 추정방법을 사용하여 공 적분 계수를 추정할 수 있음을 보였다. 본 연구에서는 다음 장에서 사용된 세 가지 추정 방법만을 간단히 설명하고자 한다.[8] 수식(9)에서 우리는 OLS 편기를 조정한 추정량과 FM-OLS(Fully Modified OLS) 그리고 DOLS(Dynamic OLS)을 다음과 같이 추정할 수 있다.[9] 즉 정상적 자료 성질을 갖는 자료분석에서 일반적인 패널 기법으로 추정한 계수는 다음과 같다.

$$\beta_{ols} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{i,t} - \bar{x}_i)(y_{i,t} - \bar{y}_i)' \right] \qquad (11)$$

그러나 이 경우 OLS는 소 표본인 경우 편기(Bias)가 있음으로, 상기 수식은 소표본(Finite Sample)에서 발생하는 편기를 교정하는 추정량을 제시하였다고 볼 수 있다. 그러나 이 경우에도 소표본인 경우 상당한 편기가 존재함으로 다음과 같은 두 가지방법으로 보다 효율적인 추정방법론을 제시하였다. 먼저 FM-OLS 경우 위 기본수식(7)에서 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$\beta_{fmols} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)'(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)'\bar{y}^+ - T\Delta_{\varepsilon\mu}^+ \right) \right]^{-1} \qquad (12)$$

---

7) 자세한 내용은 Kao(1999)을 참조바람.

8) 자세한 설명은 Kao & Chiang(1998)를 참조하기 바람.

9) OLS 편기추정량의 경우 패널 OLS의 펴기를 추정하는 방법으로 보다 효율적 추정량으로 볼 수 있다.

여기서 $\bar{y}^{+}_{it}$는 종속변수 y에 대한 시계열자료 내생화(Endogeneity)를 바로잡기 위한 변화된 변수를 말하며, $\Delta^{+}_{\varepsilon\mu}$는 자기상관성(Serial correction)을 바로잡기 위한 변수이다. 다음에는 DOLS 추정량을 살펴보면 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + \sum_{j=-q_1}^{q_2} c_{i,j}\Delta x_{i,t+j} + \varepsilon_{i,t} \qquad (13)$$

Kao and Chiang(1998)은 수식(7)을 추정함으로써 공 적분 추정계수를 얻을 수 있음을 보였다. 두 가지 방법에 의한 공 적분 계수에 대한 유의성 검증을 위한 t값은 다음과 같은 점근적 분포성질을 갖게 된다.

$$t_{fmols \text{ or } dols} = \frac{\sqrt{N}T}{s}(\bar{\beta} - 1) \qquad (14)$$

이 경우 β에 대한 귀무가설에서 (즉 $\beta_i = 0$에서) 공 적분 추정계수 t값은 다음과 같은 정규분포를 나타내게 된다.

$$t_{fmols\ or\ dols} \Rightarrow N(0,1) \qquad (15)$$

편기추정 OLS와 비 정태성에서 FM-OLS와 DOLS간에 추정방법 차이점은 패널 OLS방법은 대 표본의 경우 평균이 0이 아닌 정규분포를 하기 때문에 편기를 조정한다는 점에서 FM-OLS와 DOLS방법과 다르며, 위 세 가지 추정기법은 대 표본인 경우에는 이론적 분포는 같아진다.[10]

다음 장에서는 상기에서 설명한 추정방법론을 사용하여 앞에서 논의되고 있는 정보통신 자본재의 기술혁신을 나타내는 총 요소생산성에 대한 기여도를 우리나라 9개 산업 패널자료를 이용하여 추정하였다.

III. 실증분석 결과

1. 사용자료

본 연구에서 사용한 자료는 정보통신자본의 경우, 1980년부터 2000까지 한국은행발행 산업연관분석표를 사용하여 정보통신자본을 추정하였다. 우리나라 산별별 기술혁신을 나타내는 총 생산성(TFP)은 OECD(2003) STAN Data을 사용하였다. 분석대상은 우리나라산업을 9개 산업으로 나누어 계산하였다. [표 2]는 본 연구에서 사용한 우리나라 9개 산업의 분류표이다. 모든 추정치는 1995년의 불변가격으로 나타냈다.

10) DOLS기법의 경우 대 표본인 경우에는 평균이 0인 정규분포를 하게 된다.

[표 2] 9개 산업분류표

본 연구 지정 분류번호	산업명	산업연관표코드(2000년기준)
1	농림수산업	1-30
2	광업	31-45
3	제조업	46-304
4	전기,가스,수도업	305-311
5	건설	312-328
6	도.소매업,음식,숙박업	329-332
7	운수,통신,창고업	333-351
8	금융,보험,부동산,용역	352-360
9	기타 서비스업	352-404

주: 상기 산업별 산업연관 코드는 2000년을 중심으로 서술하였으나, 80년, 85년, 90년 및 95년 산업연관코드는 해당산업에 일치시켰음.

2. 분석결과

가. 단위근 검정

앞 장에서 설명했듯이, 일반적으로 경제변수는 비정상성을 나타내게 된다. 따라서 먼저 2장에서 기술한 대로 각 사용변수 즉 정보통신자본과 기술혁신성에 대한 비정상성 여부인 단위근 검증을 실시하였다. 아래 [표 3]에서 보듯이, Maddala-Wu 단위근 검정 결과는 추세선을 사용하는 경우와 상수항만을 사용하는 경우에 단위근 검증 결과들은 서로 다른 결과가 나왔다.[11] 본 연구에서는 고려 변수들이 비정상적(Non-Stationary)인 것으로 보고 분석을 진행하였다.

[표 3] Maddala-Wu 단위근 검정 결과(p-values)

산업	기술혁신		정보통신 자본	
	상수항 포함	추세선 포함	상수항 포함	추세선 포함
농업. 수산업	0.862	0.017	0.994	0.879
광업	0.338	0.133	0.001	0.997
제조업	0.072	0.091	0.280	0.860
전력. 가스. 수도업	0.824	0.912	0.322	0.106
건설업	0.511	0.597	0.998	0.999
음식. 숙박	0.590	0.581	0.999	0.947
운수. 통신	0.806	0.033	0.140	0.781
금융업	0.551	0.824	0.994	0.150
기타서비스업	0.844	0.286	0.139	0.964
전체 산업	0.821	0.049	0.079	0.945

주의: Bootstrapping에 의한 p-값 분포는 10,000을 반복한 수치임

11) LL 검증의 경우 제 2장에서 보았듯이 귀무가설은 모든 Units는 단위근이 있다는 것임을 고려할 때 임의의 유의수준보다(α 수준) 작은 p-값은 귀무가설을 기각할 수 있는 명백한 증거로 작용하며, 따라서 사용된 자료는 정상적(Stationary)성질이 있음을 알 수 있다.

나. 공적분 검증

다음에는 독립변수인 정보통신자본재 와 종속변수인 총 요소생성간에 장기적 공 적분 관계가 존재하는지에 대한 검증을 실시하였다. 즉 만일 장기적인 공 적분 관계가 성립되지 않는다면, 설정관계식 자체는 의사관계(Spurious Regression)이 되며, 추정된 모수에 대한 신뢰성이 상실되기 때문이다.[12] 일반적으로 관련 변수의 공 적분관계의 성립은 변수사이에 장기적인 균형관계가 성립함을 보여주는 것이며, 변수사이에 일정함수관계가 성립한다는 것을 보여 주는 통계적 검증으로 볼 수 있다. 본 연구에서 사용한 변수 사이에 패널 공 적분 검증결과는 [표 4]에 있다.

[표 4] 기술혁신과 정보통신자본과의 공적분 검증결과

Kao(1999)			Pedroni(1999)	
시차	t-값	AIC	추정종류	rho-값
1	-1.577(0.057)	-4.256	t-rho_NT	-98.55(0.00)
2	-1.583(0.056)	-4.222	TN1_rho	-6.895(0.00)
3	-1.002((0.158)	-4.217	TN2_rho	-6.729(0.00)

주의:( )는 p-값을 나타냄

[표 4]에서 보듯이, 종속변수와 독립변수사이에는 장기적인 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 공적분 분석결과는 사용하는 시차변수(Lag)가 1-2인 경우, 우리나라 산업 총 요소 생산성과 투입요소인 정보통신 자본은 비정상적인 변수 즉 I(1)이지만, 장기적으로 독립변수와 종속변수 사이에 공통적인 추세선(Common Stochastic Trends)을 발견할 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 분석 결과로부터 종속변수에 대하여 독립변수를 회귀분석하는 경우에도 의사회귀(Spurious Regression)분석이라는 위험성이 없음을 의미한다.

다. 공적분 계수추정

다음 단계로 일반자본재 및 정보통신자본재에 대한 공적분계수를 추정함으로써, 투입요소에 대한 총 요소생산증가의 기여도를 측정할 수 있다. 앞에서 소개한 세 가지 추정방법 결과를 [표 5]에 나타냈다.

[표 5] 정보통신자본의 기술혁신 기여도분석 결과

추정방법	계수	t-값
Bias Corrected OLS	0.191	4.086
FM	0.075	1.535
DOLS(1,1)	0.167	3.055

주의: t-값은 시간(T) 및 산업(N)에 대하여 모두 0.05이하임

[표 5]에 대한 몇 가지 분석특징을 알 수 있다. 첫째, 정보통신 자본재의 성장기여도는 0.19-0.075사이에 있음을 알 수 있다. 특히 세 가지 추정방법에 따라 모두 큰 차이 없는 추

12) 이에 대한 자세한 논의는 Banerjee et al. (1993)의 제 3장을 참조할 것.

정치를 보이고 있다. 단지 FM-OLS의 경우 0.075이하으로 나왔다는 결과가 흥미롭다고 할 수 있다. 둘째, 일반적 OLS 편기조정 추정량, FM-OLS 및 DOLS인 경우에는 정보통신 자본재가 0.075에서 0.167인 긍정적인 기여도를 나타내고 있다.

결론적으로 서술하면 다음과 같다. 본 연구 서론에서 언급했듯이, 정보통신 자본재의 기술혁신 기여도 측정결과에 대한 일반적 의문점은 다음과 같다. 첫째, 과연 정보통신 자본재는 긍정적 영향이 있는지 부정적 영향이 있는지에 대한 근본적 의문이고, 둘째는 과연 긍정적 영향이 있다면 어느 정도인지에 대한 의문점이였다. 본 연구결과로 볼 때, 정보통신자본재의 기술혁신에 대한 기여도는 존재하며, 그 정도는 정보통신자본 1단위 증가는 기술혁신에 0.19-0.07정도로 파악되었다. 따라서 정보통신자본의 기술혁신에 대한 국민 경제적 역할은 인정된다고 볼 수 있다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구에서는 우리나라 정보통신 자본재의 기술혁신에 대한 역할을 측정하는 데 목적이 있었다. 정보통신 자본재의 성장속도나 정보통신 산업이 우리나라 경제에서 차지하는 비중이 증가되고 있는 시점에서 본 연구가 어느 정도 기여하고자 노력했다. 기존 연구에서 정보통신 자본재에 대한 역할에 대한 분석결과는 일반 자본재의 기여도와 달리 명확하게 제시되고 있지 않다. 이에 대한 중요한 이유는 첫째, 정보통신 자본재 정의에 대한 일치된 견해가 조성되고 있지 않다는 점이다. 둘째, 정보통신 자본재의 자체 기여도와 정보통신 자본재 간접적 기여도(Spillover Effect)를 정확하게 측정할 수 없다는 방법에 기인한다고 볼 수 있다.

이러한 문제점에도 불구하고 본 연구가 가지는 중요한 점은 첫째, 가장 효율적인 방법에 의하여 정보통신 자본재의 기술혁신에 대한 기여도를 측정하였다는 점이다. 전통적인 기여도 측정방법론은 1980년과 1990년대에 계량학계를 통하여 밝혀졌듯이 많은 문제점을 지니고 있다. 따라서 본 연구에서는 최근에 제시된 비 정태적 패널방법론을 통하여 기여도 측정에 중점을 둔 연구라고 할 수 있다. 둘째, 다른 자본재와 달리 정보통신 자본재의 특성과 현대 기술진보 또는 기술 중심적(Technology Specific Investment) 투자의 특성을 고려하여 여러 가지 분석틀(Tools)을 사용하여 연구하였다.

앞에서 언급한 논리적 근거에서 정보통신 자본재의 기술혁신 기여도를 분석한 결과는 다음과 같다. 본 연구는 1980년부터 2000년 동안 9개 산업에서 정보통신 관련 자본(IT Capital Stock)을 이용하여, 해당 산업의 기술혁신에 기여도를 분석하였다. 순차적 분석방법에 따른 결과는 기술혁신을 나타내는 총요소생산성과 정보통신자본량이 단위근을 갖는 것으로 나타났으며, 두 변수간에 장기적인 공분산 관계가 성립하였다. 정보통신자본이 기술혁신에 기여도를 분석한 결과는 사용하는 계량 추정량에 따라 정보통신자본의 1단위증가는 0.19에서 0.07까지 기술혁신에 기여하는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 경우 정보통신자본의 Solow(1989)의 "생산성 역설"가설은 장기적 패널자료를 사용하여 분석한 결과는 정보통신자본의 Solow(1989)의 "생산성 역설"가설을 뒷받침하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 분석결과에 대한 해석한계를 언급하지 않을 수 없다. 정보통신 자본재는 그 특성상 기술외부효과(Technology Externality) 또는 간접적 파급효과가 큰 자본 또는 기술로 분류된다. 이러한 요인을 고려할 때, 본 연구에서 측정한 정보통신 자본의 기술혁신 기여도는 상기 실증분석 수치와 다를 수 있다는 점이다. 또한 장기적 관계분석에서 사용자료의 기간이 길어야함에도 15년이라는 기간은 장기적 균형관계에 근거를 둔 공적분 계량방법론의 적용에도 한계가 있을 수 있다. 정보통신 자본재의 역할 또는 정보통신산업의 중요성에 대한 연구는 앞으로 더 효율적 방법론과 추가적 자료를 필요로 하는 분야로 볼 수 있다.

참고문헌

[1] 김원준, 이정동, (2001), "한국의 산업별 정보통신자본스톡 추계 및 분석," 『생산성 논집』 15, pp.229-248.

[2] 서환주 · 정동진, "정보화격차와 산업간 성장격차간의 누적적 관계", 『경제발전연구』, 제 9권 1호, pp. 1-27, 2003.6.30

[3] 신일순, 김홍균, 송재경, (1998), "정보기술이용과 기업성과," 『경제학 연구』 46, pp.253-278.

[4] 이기동, (1999), "정보화투자의 경제성장에 대한 영향분석," 『한국산업조직학회춘계학술대회 논문집』 pp.271-294.

[5] 이기동, (2000), "섬유산업의 정보화와 기업성과," 『국제경제연구』 6, pp.145-174.

[6] 조상섭, (2002), 정보통신자본의 노동생산성기여도분석, 정보통신정책연구, 9, pp.119-139.

[7] 한국전산원, (2000), 『OECD가입국에 있어서 정보화 투자와 경제성장과의 관계』, 항공대학교

[8] 한국전자통신연구원, (2000), 『정보통신의 산업파급효과에 관한 연구』, 서울대 공학연구소

[9] Ahn, Sanghoon, (1999), Technology Upgrading with Learning Cost: A solution for Two "Productivity Puzzles", Working Paper, Economic Department, OECD.

[10] Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., and Hendry, D., (1993), *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary*, Oxford University Press.

[11] Bryniolfsson, E. and Hitt, L., (1993), Computers and Economic Growth, Working Paper, Sloan School, MIT.

[12] Cooley, T.F., Greenwood, J., and Yorukogu, M., (1997) "The Replacement Problem," *Journal of Monetary Economics*, 40, pp.457-499.

[13] Greenspan, Alan, (1999), "The American Economy in a World Context," Federal Reserve Bank of Chicago, May, 6.

[14] Engle, G., and Granger, C.W.J.,(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, pp.251-276.

[15] Gordon, Robert J., (2000), "Does the "New Economy" Measure up to the Great Inventions of the Past?," *Journal of Economic Perspectives*, 14, pp.49-74.

[16] Hsiao. C., (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press

[17] Huggett, M. and Ospina, S., (2001), "Does Productivity Growth Fall After the Adoption of New Technology?" *Journal of Monetary Economics*, 48, pp.173-195

[18] Im, K, S., M. H. Pesarn and Y. Shin, (1997), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Revised Discussion Paper, University of Cambridge.

[19] Jorgenson, Dale W., (2001), "Information Technology and the U.S. Economy," American Economic Review, 91, pp.1-32.

[20] Kao, C., and Chiang, M.H., (1997), On the Estimation and Inference of a Co-integrated Regression in Panel Data, Working Paper, Center for Policy Research, Syracuse University.

[21] Kao, C., (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel," *Journal of Econometrics*, 110, 1127-1170.

[22] Keily, M, (1999), "Computers and Growth with Costs of Adjustment: Will the Future Look Like the Past?", Federal Reserve Broad, Discussion Paper 1999-36

[23] Levin. A., and C.F. Lin, (1992), Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties, Discussion paper # 92-93, University of California at San Diego.

[24] Lichtenberg, F., (1993), The Output Contributions of Computer Equipment and Personal: A Firm Level Analysis, Working Paper, Columbia University.

[25] Loveman, G.W., (1988), An Assessment of the Productivity Impact on Information Technologies, Working Paper, MIT.

[26] Morrison, C.J., and Berndt, E.R., (1990), Assessing the Productivity of Information Technology Equipment in the U.S. Manufacturing Industries, N.B.E.R. Working Paper 3582.

[27] O'Connell, Paul G, (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity," *Journal of International Economics,* 44, pp. 1-19.

[28] Oliner, S.D., ahd Sichel, D.E., (2000), "The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?" Journal of Economic Perspectives, 14, pp.3-22.

[29] Pesaran, M. H., Shin Y., and Smith, R.P., (1999) "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of American Statistical Association*, 94, pp.621-634.

[30] Pedroni, P, (1997), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Simple Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, New Results," Working Paper, Indiana University.

[31] Solow, R., M., (1987), "We'd Better Watchout," *New York Times Book Review*, July, 12, 36

[32] Yorukoglu, Mehmet, (1998), "The Information Technology Productivity Paradox," *Review of Economic Dynamics*, 1, pp.551-592.

[33] Zellner, A., (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association, 57, pp.349-368.*

[부록 표 1] 정보통신산업의 재분류

소분류(36)		세분류	80기준 (396)	85기준 (402)	90기준 (405)	95기준 (402)	00기준 (404)
1	정보기기	컴퓨터 및 주변기기	277	282	265-266	269	268
2	통신 및 방송기기	유선통신기기	270, 285	275, 289	272, 284	251, 267	250, 266
		무선통신 및 방송 장비	286	290	285	268	267
3	부품	기타 전기변환장치	269	274	270	249	248
		전자표시장치	279	284	286	255-256	254-255
		반도체	280-281	285	287-289	257-258	256-257
		저항기 및 콘덴서	282	286	290	259	258
		전자코일 및 변성기	283	287	291	260	259
		기타 전자부품	284	288	292-293	261-262	260-261
4	통신서비스	전기통신	358-359	362-363	360	348-349	347-349
5	방송서비스	방송	387	393	392-393	350-351	350-351
6	소프트웨어	컴퓨터 관련서비스	382 (일부)	372 (일부)	371	363	364-365
7	우편/금융/보험	우편	357	361	359	347	346
		금융	360-361	364-365	361-362	352-353	352-354
		보험	362-363	366-367	363-364	354-355	355-356
		금융 및 보험 관련서비스	-	-	365	356	357
8	행정	공공행정 및 국방	367	376-377	376-377	370-371	372-373
	교육/연구	교육기관	368-370	378-380	378-380	372-374	374-376
		연구기관	371-372	381-382	381-382	375-378	377-380
9	의료/보건/복지/위생	의료 및 보건	373-375	383-385	383-385	379-381	381-383
		사회복지사업	376-377	386-387	386-387	382-383	384-385
		위생서비스	378-379	388-389	388-389	384-385	386-387
10	유통/부동산/광고	도소매	341	343-344	342-343	330-331	329-330
		부동산	364-366	368-370	366-368	357-359	358-360
		광고	383	373	373	365	367
11	기타 사업서비스	기타 사업서비스	382 (일부), 384	371, 372 (일부), 374	369-370, 374-375	360-362, 366-369	361-363, 368-371
12	인쇄 및 출판	신문	149	146	143	135	133
		출판/인쇄/기록매체	150-151	147-148	144-145	136-138	134-136
13	문화/오락 서비스	문화서비스	388	394	394	386-387	388-389
		영화/연극,음악 및 기타예술	386	392	395-396	388-389	390-391
		기타 문화/오락 서비스	389	395	397-398	390-391	392-393
14	농림수산업		1-38	1-37	1-34	1-30	1-30
15	광산업		39-58	38-51	35-50	31-45	31-45
16	음식료품		59-97	52-90	51-92	46-87	46-85
17	담배		98	91	93	88	86
18	섬유 및 가죽		99-130	92-128, 315	94-124	89-119	87-117
19	종이·나무 제품		131-148	129-145	125-142	120-134, 296	118-132, 295
20	기타 제조업		304-312	308-314, 316	312-317	298-305	297-304
21	석유·석탄 제품		186-194	186-195	177-187	139-149	137-147
22	화학제품		152-185, 195-198	149-185, 196-199	146-176, 188-193	150-179	148-177
23	비금속광물제품		199-213	200-215	194-209	180-195	178-193
24	제 1차 금속		214-236	216-237	210-231	196-216	194-214
25	금속제품		237-247	238-248	232-245	217-227, 297	215-225, 296
26	일반기계		248-261	249-266	246-264, 267	228-246	226-245
27	전기 및 전자기기		262-268, 271-276, 278	267-273, 276-281, 283	268-269, 271, 273-283	247-248, 250, 252-254, 263-266, 270-275	246-247, 249, 251-253, 262-265, 269-274
28	정밀기기		300-303	304-307	294-297	276-281	275-280
29	자동차		292-295	296-299	298-302	282-288	281-287
30	기타 수송기계		287-291, 296-299	291-295, 300-303	303-311	289-295	288-294
31	전력·가스·수도		334-340	317-323	318-324	306-312	305-311
32	건설		313-333	324-342	325-341	313-329	312-328
33	음식점·숙박		342-343	345-346	344-345	332-333	331-332
34	운수 및 보관		344-356	347-360	346-358	334-346	333-345
35	기타 사회·개인서비스		380-381, 385, 390-393	375, 390-391, 396-399	372, 390-391, 399-402	364, 392-399	366, 394-401
36	기타		394-396	400-402	403-405	400-402	402-404

[부록 표 2] 부문별 감가상각률

산업분류		법적 내용연수	감가상각률 (정액법)	
		본 연구	본 연구	기존 연구
1	정보기기	5	0.200	0.224
2	통신 및 방송기기	5	0.200	0.224
3	부품	5	0.200	0.224
4	통신서비스	8	0.125	0.224
5	방송서비스	5	0.200	0.224
6	소프트웨어	5	0.200	0.224
7	우편/금융/보험	5	0.200	0.094
8	행정/교육/연구	5	0.200	0.094
9	의료/보건/복지/위생	5	0.200	0.094
10	유통/부동산/광고	5	0.200	0.094
11	기타 사업서비스	5	0.200	0.094
12	인쇄 및 출판	5	0.200	0.094
13	문화/오락 서비스	5	0.200	0.094
14	농림수산업	5	0.200	0.094
15	광산업	5	0.200	0.094
16	음식료업	10	0.100	0.094
17	담배	10	0.100	0.094
18	섬유 및 가죽	10	0.100	0.094
19	종이/나무 제품	10	0.100	0.094
20	기타 제조업	10	0.100	0.094
21	석유/석탄 제품	8	0.125	0.094
22	화학제품	8	0.125	0.094
23	비금속광물제품	10	0.100	0.094
24	제 1차 금속	10	0.100	0.094
25	금속제품	10	0.100	0.094
26	일반기계	10	0.100	0.094
27	전기 및 전자 기기	10	0.100	0.094
28	정밀기기	10	0.100	0.094
29	자동차	10	0.100	0.094
30	기타 수송기계	10	0.100	0.094
31	전력/가스/수도	20	0.050	0.094
32	건설	5	0.200	0.094
33	음식점/숙박	8	0.125	0.094
34	운수 및 보관	5	0.200	0.094
35	기타 사회/개인서비스	5	0.200	0.094
36	기타	10	0.100	0.094

주: 각 부문별 내용연수와 감가상각률은 법인세법 시행규칙 15조(1999년 5월 개정)을 기초로 본 연구의 산업분류에 조정하여 적용한 것임.