

농촌과 도시 간 성장이전과 생산성

논문초록

본 연구의 목적은 1985~2003년간의 우리나라 농촌과 도시간 성장이전과 지역성장원천을 추정하고, 농촌과 도시간 성장격차의 완화를 위한 정책적 시사점을 제시하는데 있다. 기존의 지역생산성에 관한 연구들은 지역성장에서 자본의 성장과 노동의 성장을 제외한 잔차(residual)를 총요소생산성(total factor productivity : TFP)으로 구하였으나, 이러한 분석은 지역 내 성장격차가 큰 농촌과 도시간 노동인구의 이동에 대해서는 고려하지 못하였다. 본 연구는 이러한 문제점을 보완하기 위해 전국 및 16개 광역시도를 대상으로 총요소생산성을 분석하되, 농업과 비농업부문의 노동력의 이동을 고려하여 도-농간의 성장이전효과를 총요소생산성에서 분리하고자 한다.

도-농간 성장이전을 고려한 지역성장분석 이론모형을 실제로 적용하기 위하여 1985~2003년에 대한 18년간의 우리나라 16개 시도별 자료를 정리·추계하였다. 물적자본스톡은 통계청 국부통계조사의 유형고정자산을 이용하였다. 우리나라의 국부통계조사는 1968년에 제1차 국부통계를 실시한 이후 매 10년 단위로 4차(1968, 1977, 1987, 1997)에 걸쳐 실사에 의해 추계되어졌다. 본 연구에서 물적자본스톡 자료로 활용하기 위해서 마지막 국부통계조사 이후 1998~2003년 기간의 물적자본스톡을 기준년접속법(benchmark year method, BYM)을 이용하여 추계하였다. 다항식기준년접속법에서 신규투자로 이용되는 시도별 총고정자본형성 자료가 1995년 이후부터 조사되기 때문에 이 방법으로는 1987~1997년 기간의 시도별 물적자본스톡의 추계는 불가능하여 본 연구에서는 1987~1997년 사이의 자본스톡의 성장률이 일정하다고 가정하고 장기연간성장률계산법을 이용하여 추계하였다.

학력과 경험을 기준으로 지역별 임금율과 인적자본스톡을 추계하였다. 일반적으로 산업화의 정도가 높은 대도시(metropolis)지역이 노동자 일인당 인적자본스톡이 높고, 농촌지역이 많고 도시화가 낮은 도(province)지역이 상대적으로 인적자본스톡이 낮게 나타났다.

1985~2003년간 우리나라의 실질 GRDP 성장률 6.92%에 대한 성장원천은 물적자본스톡 3.95%, 인적자본스톡 0.95%, 도-농간 성장이전 1.03%, 총요소생산성 0.99%로 나타났다. 이것은 이 기간에 주로 물적자본증가에 의존한 성장을 하였음을 시사한다. 데이터상의 한계에 의해서 이미 우리나라가 산업화가 상당부분 진행된 1980년대 후반부터 도-농간의 성장이전 부문에 관하여 분석했다는 한계가 있으나, 본 연구의 기간에도 도-농간의 성장이전 부문의 지역성장기여도가 14.9%를 차지했다는 것을 밝힌 것은 본 연구의 주된 성과이다. 즉, 본 연구를 통해 기존연구방식의 총요소생산성에는 도-농간 성장이전 효과가 절반 이상 포함되어 과대평가되었음을 알 수 있다. 도-농간 성장이전 효과는 이미 산업화가 이루어진 대도시(metropolis)나 경기지역 보다는 산업화가 급격히 이루어지고 있는 도(province)지역에서 크게 나타났다.

지역 간 성장에 있어서 가장 빠른 성장을 보이는 지역은 경기지역으로, 물적자본스톡과 인적자본스톡의 증가에서도 가장 높게 나타났다. 경제규모에서는, 서울지역이 1985년 전국대비 26.2%로 가장 높은 비중을 차지하였고, 2003년에는 전국대비 23.2%의 비중으로 가장 높게 차지하였다. 전체 기간 동안 도-농간 성장이전이 가장 높은 지역은 충청, 호남, 경북지역으로, 이들 지역에서 이농현상이 가장 빠르게 일어났음을 알 수 있다. 총요소생산성은 서울, 경남, 부산, 인천지역 순으로 높은 값을 나타냈다. 도-농간 성장이전 효과는 이미 산업화가 이루어진 대도시(metropolis)지역 보다는 농촌지역이 많고 산업화가 빠르게 이루어지고 있는 도(province)지역에서 높게 나타났다.

동 기간 지역간 성장의 특성을 산업화가 상당히 이루어져 있는 대도시(metropolis)와 상대적으로 농촌지역이 많은 도(province)지역으로 구분하여 보면, 인적자본스톡의 성장률은 도(province)지역이 대도시(metropolis)지역에 비해 상대적으로 높게 나타났지만, 인적자본스톡의 수준은 대도시(metropolis)지역이 도(province)지역보다 높았다. 교육과 경험을 바탕으로 한 인적자본스톡의 경우 산업화가 앞서 진행된 대도시(metropolis)가 상대적으로 농촌지역이 많은 도(province)지역보다 확연히 높게 나타남을 알 수 있다. 이는 보다 우수한 인적자원들이 대도시에 더 많이 존재하고, 대도시로 이전해 간다는 것을 말해준다. 도(province)지역이 산업화 되면서 농업종사자들이 더 나은 소득과 교육을 쫓아 도시로 이전하고 있음을 알 수 있다. 도-농간 성장이전효과는 농촌지역이 많이 포함된 도(province)지역이 높게 나타났고, 최근으로 올수록 농촌지역의 노동인구가 줄어들어 도-농간 성장이전효과는 줄어들었다. 그리고 총요소생산성 증가는 대도시(metropolis)지역이 상대적으로 높게 나타나고, 도(province)지역은 대도시에 비해 낮게 나타나고 있으며 부(-)의 값을 가지는 지역도 많이 나타난다.

부문간의 소득격차는 상대적 빈곤문제를 야기시켜 고소득산업분야로 인구가 집중되는 반면 저소득산업분야에는 인구과소현상이 발생해 국가산업의 균형발전을 저해하는 결과를 가져오게 한다. 따라서 상대적으로 소득수준이 높은 비농업부문이나 도시지역으로의 인구집중현상을 완화하고 국가산업의 균형발전을 가져오기 위해서는 산업간 소득격차를 해소시키는 정책의 수행이 필요하다.

도-농간 성장이전이 최근으로 올수록 약화되고 있지만, 아직도 농촌에서 도시로의 노동인구의 이전이 심각하게 일어나고 있다. 더 이상의 농촌의 인구유출을 막고 피폐해진 농촌을 살리기 위해서는 정부의 농촌지역에 대한 특별한 배려와 농업지원정책이 필요하다. 정부는 농촌지역에 대한 사회간접자본시설의 투자와 인적자원개발을 위한 교육시스템의 개선과 지원에 최선을 다해야할 것이다. 농촌지역에 대한 각종 정부규제를 완화하고 지역산업유치 유인으로 정부의 세제지원 등의 혜택이 지원되어야 할 것이다.

공업과 농업간, 도시와 농촌간에 균형발전을 위해서는 유능한 젊은 계층이 농촌에 머무를 수 있는 환경을 조성하는 것이 가장 중요하다. 즉 농촌 주민이 도시 주민과 같은 소득수준을 얻을 수 있도록 가격정책 등 여러 가지 정책을 합리적으로 시행할 필요가 있다. 이와 함께 농촌 거주자가 도시 거주자와 같은 수준의 소비생활을 할 수 있도록 여러 서비스 부분의 공급이 원활히 되어야 한다. 즉 교육시설, 문화시설 등과 함께 도로 등 사회간접자본이 충분히 확보되도록 하여야 할 것이다.

1. 서론

1960년대 이후 한국의 경제는 외향적 공업화 과정으로 특징지어진다. 이 과정에서 경제 구조가 농림·어업 위주에서 제조업, 서비스업 중심으로 바뀌게 되었다. 이에 수반된 현상이 급격한 도시화 현상이다. 1960~1990년 사이에 전체인구는 74% 증가하였는데, 같은 기간 동안에 도시인구는 362% 증가하고 반면에 농촌인구는 38% 감소하였다.(이은우, 1993) 이같은 사실은 경제개발과정에서 농촌에서 도시로의 인구이동이 많이 일어났다는 것을 나타낸다.

빠른 추세로 일어난 농촌-도시 간 인구이동은 도시와 농촌 양쪽에 많은 영향을 미쳤다. Lipton(1982)은 농촌-도시간 인구이동이 농촌의 소득수준과 후생수준을 저하시킨다고 주장하였고, 이변송(1990)은 급격한 도-농간 인구이동은 농촌의 노동공급을 감소시켜 농촌임금을 더욱 상승케 하여 농업의 수익성을 감소시키고, 농촌의 서비스 수요를 감소시켜 농촌의 서비스 부분을 더욱 폐쇄시킨다고 하였다. 도시에서는 농촌으로부터 저임금의 풍부한 노동인력이 공급되어 고도성장의 기초가 되었고, 농촌에서는 다수의 인구가 도시로 유출되면서 일인당 경지면적의 증가로 노동생산성이 증가하고 소득이 상승하였지만 상대적으로 학력수준이 높은 젊은 층이 대거 이주하여 심각한 농촌노동력의 질적 저하가 일어났다. 그리고 농촌인구의 도시 이주로 농촌인구가 감소함에 따라 농촌의 서비스시장에서 규모의 경제가 감소하여 교육, 의료 등 서비스업이 폐쇄하게 되어 농촌주민과 도시주민과의 삶의 질의 격차가 더욱 크게 나타나게 되었다.

Chiswick(1974)은 이주경향이 교육정도와 정의 상관관계를 가짐을 주장하며, 이주경향이 높아지는 이유를 다음의 4가지로 들고 있다. 첫째, 교육은 타지역에 대한 지식을 넓혀 새로운 환경으로의 이주비용을 줄여 이주경향을 높인다. 둘째, 고등교육을 받기 위해 새로운 장소로 이주하는 경우가 많고, 그로인해 원래 거주지와와의 관계가 약해져 이주경향이 높아진다. 셋째, 교육수준이 높은 사람이 상대적으로 보다 부유한 경향이 있고, 부유한 사람이 이주비용부담과 여러 형태의 인적자본투자가 용이하다. 넷째, 교육수준이 높은 사람은 상대적으로 기술수준이 높다. 이주에 소요되는 직접적인 비용은 기술수준과 관련이 없으나, 이주를 통해 얻는 수익은 기술수준이 높을수록 높아진다. 따라서 교육수준이 높을수록 이주경향이 높아진다. 이러한 이유들로 농촌에서 상대적인 고학력자들이 도시로 이주하고 나면 농촌거주자들의 학력수준이 농촌에서 도시로의 이주자와 도시거주자에 비해 낮아진다는 것을 알 수 있다. 이처럼 농촌에서 상대적으로 교육수준이 높은 사람이 유출되는 경우, 농업의 생산성에 부정적인 영향을 미치게 되고, 그 결과 농촌 소득수준과 도시 소득수준의 격차는 보다 확대되게 된다.

본 연구의 목적은 성장계정모형을 이용하여 1985~2003년간 우리나라 지역성장원천과 지역성장격차를 추정하고 동시에 농촌과 도시간의 노동력 이전을 통한 성장이전을 분석하는데 있다. 지역경제가 생산성의 관점에서 향후 지속가능성이 있는지 확인하고, 지역 간 성장격차의 요인을 분석함으로써 지역 간 성장의 불균형이 심화될 것인지를 확인해본

다. 그리고 낙후된 지역의 성장저하 원인을 찾아 향후 낙후지역의 성장향상과 지역성장의 격차해소를 위한 시사점을 제시할 것이다. 기존의 성장계정분석을 통한 지역생산성 연구들은 지역성장에서 자본의 성장과 노동의 성장을 제외한 잔차(residual)를 총요소생산성(total factor productivity : TFP)으로 구하였으나 이러한 분석은 지역 내 성장격차가 큰 산업 간의 노동인구의 이동에 대해서는 고려하지 못하였다. 본 연구는 이러한 문제점을 보완하기 위해 전국 및 16개 광역시도를 대상으로 총요소생산성(TFP)을 분석하되, 도-농 간 성장이전에 의한 성장향상을 총요소생산성에서 분리하고자 한다. 그리고 생산성측정의 전제로 물적자본스톡을 추정하고 나아가 인적자본스톡을 추계하여 사용한다.

우리나라에서 총요소생산성 추계에 관한 연구가 활발하게 이루어지기 시작한 것은 1980년대 중반부터라고 할 수 있다.¹⁾ 그러나 생산성연구의 대부분은 상대적으로 데이터 정리가 잘 되어있는 제조업이나 특정 산업에 치우쳐 있다. 우리나라 제조업의 총요소생산성 추정에 관한 선행연구는 <표 1>과 같다.

<표 1> 우리나라 제조업의 총요소생산성에 관한 선행연구

(단위 : %)

산출기준	연구자	기간	TFP
부가가치	Chen(1977)	1960 ~ 1970	3.1
	김적교 외(1984)	1967 ~ 1979	5.5
	김광석·박승록(1988)	1966 ~ 1983	7.0
	곽승영(1997)	1971 ~ 1993	3.0
생산	김재원(1984)	1971 ~ 1979	2.2
	Nishimizu 외(1984)	1960 ~ 1977	3.7
	Kwon(1986)	1961 ~ 1980	3.0
	김광석·박승록(1988)	1966 ~ 1983	2.1
	김광석·홍성덕(1992)	1967 ~ 1988	1.9
	홍성덕·김정호(1996)	1967 ~ 1993	1.7
	곽승영(1997)	1971 ~ 1993	0.7
	김영수(2002)	1988 ~ 2000	0.8

자료 : 김영수(2002)에서 정리.

1) 동아시아의 경제발전이 생산성 증가에 의한 것이 아니라 단순한 생산요소의 축적의 결과에 불과하다는 Krugman(1994)의 주장 이래 동아시아 각국의 TFP를 추계하기 위한 시도가 더욱 활발해졌다. Krugman(1994)은 “동아시아의 기적의 신화”에서 중국의 급성장에 대하여 생산성의 성장 없는 양적인 성장만으로는 곧 성장의 한계에 도달하고 만다고 주장하였다. 즉, 경제성장이 향후 기술발전 등을 통한 총요소생산성의 향상 없이 물적투입만으로는 결코 높은 성장을 지속할 수 없을 것이라는 말이다.

부가가치를 산출로 보고 총요소생산성을 추계할 경우에는 투입물로서 노동, 자본과 같은 본원적 요소만을 포함하고 중간재투입은 모두 배제한다. 이 경우에는 생산을 산출로 보고 추계할 경우보다 총요소생산성이 높게 나타나는 것이 일반적이다. 두 가지의 추정치를 모두 보여주고 있는 김광석·박승록(1988)과 곽승영(1997)의 연구결과를 보면, 두 경우 모두 부가가치기준 추정치가 생산기준 추정치보다 3배 이상 높게 나타나고 있어 부가가치기준 추정치의 상향편의 현상을 뚜렷이 보여주고 있다.

우리나라 제조업의 총요소생산성에 대한 기존연구를 살펴보면, 추계기간이 달라 절대적 비교는 어렵지만, 부가가치를 산출로 보고 추계한 총요소생산성은 3~7%를 보이고 있고, 생산량을 기준으로 추계한 총요소생산성은 0.7~3.7%를 나타내어, 부가가치를 기준으로 한 값이 상향편향됨을 보여준다.

우리나라의 총산업의 총요소생산성 측정은 제조업 등에서 구하는 통상적인 방법과는 달리 물적자본스톡 자료의 미비의 문제를 투자자료를 이용하여 해결하면서 추계해야 하는 점이 다르다. 우리나라 총산업의 총요소생산성 추정에 관한 연구는 <표 2>와 같다.

위 <표 2>에서 Dowling & Summers(1998)과 서승환(2001)의 세 개의 총요소생산성의 값은 각각 자본분배율이 0.3, 0.35, 0.4인 경우의 값이다.²⁾ 위의 표와 같이 우리나라의 총요소생산성에 대한 추계결과는 추계기간에 따라 큰 차이를 보이고 있다.

<표 2> 우리나라의 총요소생산성 추정에 관한 선행연구

단위 : %

연구자	기간	TFP		
Yung	1966 ~ 1990	1.7		
	1985 ~ 1990	2.6		
Marti	1970 ~ 1985	1.6		
	1970 ~ 1990	1.4		
Collins & Bosworth	1960 ~ 1994	1.5		
	1984 ~ 1994	2.1		
Klenow & Rodrguez	1960 ~ 1985	2.5		
Dowling & Summers	1961 ~ 1975	2.93	2.57	2.21
	1976 ~ 1985	2.74	2.38	2.02
	1986 ~ 1995	3.91	3.55	3.19
서승환	1990 ~ 1997	1.9	2.4	2.9

자료 : 서승환(2001)에서 정리.

2) 총요소생산성은 Solow(1957)에 따라서 모든 투입물의 가중평균에 대한 총생산물의 비율로 정의되고 투입물의 가중치는 요소투입의 비중이 된다. 동아시아 국가의 자본스톡의 투입비중은 대체로 0.4가 가장 많다.

1985년 이후 우리나라의 총요소생산성의 값은 1.5~4.0%, 1990년 이후 기간이 포함된 경우는 2~4% 정도의 값으로 추정되었다.

우리나라에서 도-농간 성장이전을 고려한 지역별 성장계정분석은 지금까지 시도된 바가 없다. 즉, 본 연구는 최초로 도-농간 성장이전을 고려한 생산성을 분석함으로써 농촌과 도시간 성장이전을 생산성에서 분리를 시도한다. 이전의 생산성연구는 대부분 제조업이나 특정산업에 국한되거나 자본 관련 데이터가 제공되는 1997년까지의 총산업부분에서 생산증가에 대한 노동과 자본의 잔차(residual)를 총요소생산성으로 간주하였다. 이러한 생산성분석은 도시와 농촌 간의 노동인구의 이동에 의한 생산증가를 고려하지 못하여 기술발달로 간주되는 총요소생산성이 높게 나타나는 면이 없지 않았다.

또한 본 연구에서 처음으로 지역별 총산업의 물적자본스톡을 1998~2003년 기간 동안 추계한 것도 본 연구의 성과라 할 수 있다. 마지막으로 발표된 1997년 국부통계조사 이후의 물적자본스톡을 생산성 측정을 위해 추계하였다. 본 연구에서는 기준년접속법(benchmark year method, BYM)을 이용하여 이제까지 시도된 바 없는 1998~2003년 기간의 지역별 총산업의 물적자본스톡을 연장추계하였다.³⁾ 그리고 단순히 노동인구나 노동인구의 근로시간을 일률적으로 이용한 분석으로부터 더 나아가서 노동자의 상이한 교육수준과 경험을 적용한 인적자본스톡을 추계하여 생산성분석에 적용하였다.

본 연구는 농촌과 도시간 성장이전을 고려한 생산성분석을 시도하기 위하여 지역별 총산업의 물적자본스톡을 1998~2003년까지 연장추계하고 교육훈련과 경험을 토대로 한 인적자본스톡을 추정한다. 이를 통하여 낙후된 농촌지역의 성장저하 원인을 살펴봄으로써 향후 농촌지역의 성장향상과 도-농지역성장의 격차해소를 위한 시사점을 제시할 것이다.

제2장에서는 성장계정에 필요한 물적자본스톡, 인적자본스톡, 도-농간 성장이전과 총요소생산성 측정을 위한 방법을 제시할 것이다. 제3장은 이러한 분석을 위해 사용된 실제자료와 그 처리방법을 언급하고, 제4장은 추정결과에 대한 실증결과를 제시할 것이다. 제5장에서 정책적 시사점 및 결론을 맺게 될 것이다.

3) 통계청에서의 국부통계조사는 1997년이 마지막이었다. 김명수, 권혁진(2002)의 연구는 사회간접자본의 추계연구를 하였고, 표학길(2003)의 연구는 전국의 산업별·자산별 추계가 시도되었다.

2. 농촌과 도시간 성장이전 모형

가. 물적자본스톡

우리나라의 국부통계 자료를 통해서는 16개 시도별 고정자본스톡을 10년 주기로 1968, 1977, 1987, 1997년의 자료를 구할 수 있다. 이 자료를 기초로 하여 기준년접속법을 사용하면 물적자본스톡의 시계열 자료를 추정할 수 있다.⁴⁾

기준년접속법은 기준년도의 물적자본스톡 자료에 충고정자본형성 등의 투자시계열 자료를 가중시켜 각 연도의 물적자본스톡을 추계하는 방법으로, 기준년도의 국부통계자료에 매년 신규투자자료를 더하고, 폐기·감가상각되는 부분은 감하여 다음해의 물적자본스톡을 추정한다. 기준년도접속법에는 하나의 기준년도 물적자본스톡을 이용하여 연장 추계하는 기준년접속법과, 정기적으로 실시되는 여러 기준년도의 국부통계조사 결과를 이용하는 다항식기준년접속법이 있다. 기준년도접속법을 활용하기 위해서는 국부통계조사 등에 의한 기준년도 물적자본스톡자료와 추계대상 기간의 투자자료가 있어야 추계가 가능하다. 기준년접속법은 기준년도에 접속시키기 때문에 오차를 줄일 수 있는 장점이 있으나, 자본의 급격한 소멸이나 진부화(obsolescence)를 반영할 수 없어 시계열이 기준년도에서 멀어질수록 높게 측정될 가능성이 있다. 다항식기준년접속법은 Nishimizu(1974)에 의해 창안된 방법으로, 두 개의 기준년도 물적자본스톡 자료에 투자자료를 연결시켜 기준년도 사이의 물적자본스톡을 추계한다. 이 방법은 물적자본스톡 자료를 사용하여 유형고정자산의 감가상각률과 폐기율을 추계하는 방법으로서 물적자본스톡을 추계하는 연구의 일부로 이루어졌다. 다항식기준년접속법은 자산의 감가상각 형태가 정률법을 따른다는 가정 하에, 순자본스톡과 투자 및 감가상각률의 관계를 통하여 감가상각률을 추계한다. 물적자본스톡의 투자관계에 의한 추계모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$NK_t = NI_t + (1-\delta_t)NI_{t-1} + (1-\delta_t)(1-\delta_{t-1})NI_{t-2} + \dots + (1-\delta_t)\dots(1-\delta_{t-s+1})NK_{t-s} \dots\dots\dots(1)$$

여기서, NK_t : t 시점의 순자본스톡
 NI_t : t 시점의 투자
 δ_t : 감가상각률

식(1)은 물적자본스톡의 감가상각률이 매년 변화한다는 가정 하에서 각 연도의 감가상각률을 추정하는 식이다. 감가상각률이 정률법에 따라 매년 일정하다는 가정을 하면 식(1)은 식(2)와 같이 표현할 수 있다.

$$NK_t = NI_t + (1-\delta)NI_{t-1} + (1-\delta)^2NI_{t-2} + \dots + (1-\delta)^sNK_{t-s} \dots\dots\dots(2)$$

4) 우리나라에서 10년 단위로 실시하고 있는 국부조사통계의 직접추계방식은 과도한 비용과 시간을 필요로 하여 이러한 방식은 우리나라와 일본만이 채택하고 있다. 선진국들은 보편적으로 영구재고법(Perpetual Inventory Method)을 사용하여 물적자본스톡의 시계열 자료를 추정하고 있으나 우리나라의 경우 기초자료의 한계로 인하여 주로 표학길(1998, 2003) 등에서 기준년접속법을 사용하여 추계하고 있다.

여기서 t 시점과 $t-s$ 시점의 순자본스톡을 나타내는 NK_t, NK_{t-s} 는 기준년도의 물적자본스톡이 되며, 이 값은 국부통계조사의 유형고정자산 자료를 사용한다. 그리고 t 시점의 투자액을 나타내는 NI_t 는 불변가격 총고정자본형성 자료를 사용하며, 감가상각률에 대한 해는 식(1) 혹은 식(2)를 통해 구할 수 있다.⁵⁾

기준년도접속법을 사용하여 폐기율이 매년 변화한다는 가정 하에 총물적자본스톡과 투자 및 폐기율과의 관계는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$GK_t = GI_t + (1-r_t)GI_{t-1} + (1-r_t)(1-r_{t-1})GI_{t-2} + \dots + (1-r_t)\dots(1-r_{t-s+1})GK_{t-s} \dots\dots\dots(3)$$

여기서, GK_t : t 시점의 총자본스톡
 GI_t : t 시점의 투자
 r_t : 폐기율

만약 폐기율이 매년 일정하다고 가정한다면, 식(3)은 식(4)와 같이 표현할 수 있다. 국부통계조사자료의 총물적자본스톡자료와 국민계정의 투자자료를 식(3)과 (4)에 적용함으로써 자산의 폐기율을 추계할 수 있다.

$$GK_t = GI_t + (1-r)GI_{t-1} + (1-r)^2GI_{t-2} + \dots + (1-r)^sGK_{t-s} \dots\dots\dots(4)$$

권영호(2000), 표학길(2003)의 연구에서 다항식기준년접속법을 이용하여 구하여진 폐기율은 일부 산업에서 음수로 추정되기 때문에 본 연구에서는 폐기율의 추정결과를 무리하게 사용하는 대신 순자산액으로부터 환가율을 적용하여 총자산액을 간접추계하는 방법을 사용하였다.⁶⁾

$$GK_t = NK_t / \text{환가율} \dots\dots\dots(5)$$

1998 ~ 2003년 기간의 물적자본스톡은 1987 ~ 1997년 동안의 감가상각률을 연장 적용하여 기준년접속법을 사용하여 추계하였다.

5) Nishimizu(1974)와 Pyo(1998, 2003)에서처럼 첫번째 기준년 물적자본스톡추계치에서 그 이후 기간동안 투자액의 누적치를 더한 값이 두 번째 기준년 물적자본스톡의 추계치보다 작으면 음의 감가상각률이 추계될 수 있다.
 6) 환가율(총순비) = 순자산 / 총자산

나. 인적자본스톡

Barro(1991), Benhabib and Spiegel(1994), Barro and Sala-i-Martin(1995), Sala-i-Martin(1997)은 학교교육이 GDP성장률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 보임으로써, 인적자본은 경제성장의 주된 요소 중의 하나임을 주장하였다. Bils and Klenow(2000)도 1960 ~ 1990년의 기간 동안에 높은 학교교육이 0.3%의 연평균성장률 향상에 기여한 실증결과를 보여주며, 보다 높은 학교교육이 경제성장률과 正의 관계에 있음을 주장하였다.

인적자본스톡을 측정하는 방법으로는 첫째, 학교등록률, 학력, 교육 후 사회 경력, 평균 교육연수 등과 같은 산출물에 근거한 접근방법(output-based approach)이 있다. 둘째, 학교교육과 훈련에 대한 소요비용을 계산하는 투자비용에 근거한 접근방법(cost-based approach)이다. 셋째, 교육투자로부터 개인들이 노동시장에서 얻은 수익을 기준한 소득에 근거한 방법(income-based approach)이다. Barro(1991), Barro and Lee(1993), Barro and Lee(2000)는 학교등록률을 인적자본의 대리변수로 사용하여 인적자본과 경제성장률과의 관계를 분석하였고, 우리나라에서는 김광석·박준경(1985)이 1963년부터 1982년까지 전산업을 대상으로 노동력 지수들을 계산하였다. 김광석·박준경(1985)은 1970, 1974, 1978, 1981년의 학력별 임금의 평균치를 고정적인 가중치로 적용하여 노동투입, 노동의 양적·질적 지수를 추정하였다.

본 연구는 지역관점에서 학력과 경험을 기준으로 상이한 지역 간의 인적자본축적과 인적자본성장률의 추정모형을 제시하고자 한다. 일반적으로 산업화의 정도가 높은 대도시(metropolis)지역이 노동자 일인당 인적자본스톡이 높고, 농촌지역이 많고 도시화가 적은 도(province)지역이 상대적으로 인적자본스톡이 낮을 것이라고 짐작되고 있으나 그 정확한 수치는 알려지지 않고 있다. 여기서는 학력과 경험을 기준으로 지역별 임금율과 인적자본스톡을 추정하고자 한다.

$j \in J = \{\text{미취학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 전문대학, 대학교 이상}\}$ 이 노동자의 교육수준이라고 가정하자. Jorgenson and Gallup(1987)과 같이 t 시점, i 지역에서의 총인적자본스톡을 $H(i, t)$ 라고 두면 $H(i, t)$ 는 (4)식과 같이 정의될 수 있다.

$$H(i, t) = \sum_j n_j(i, t) w_j(i, t) \dots \dots \dots (6)$$

$n_j(i, t)$ 는 j 교육수준을 갖는 i 지역 노동자 수이고 $w_j(i, t)$ 는 일종의 가중요소로서 각 교육수준의 노동자에 대한 임금지수이다. 그러므로 식(6)은 총인적자본스톡이 임금지수에 의해 가중된 상이한 교육수준의 노동자수의 합으로 정의되고 있다. 그리고 t 시점에 i 지역의 노동자 일인당 인적자본스톡을 $q(i, t)$ 라고 정의할 때, 이는 식(7)과 같이 정의된다.

$$q(i, t) = \frac{H(i, t)}{L(i, t)} = \sum_j \frac{n_j(i, t)}{L(i, t)} w_j(i, t) = \sum_j \lambda_j(i, t) w_j(i, t) \dots \dots \dots (7)$$

$\lambda_j(i, t) \equiv \frac{n_j(i, t)}{L(i, t)}$ 는 t 시점 i 지역의 j 교육수준을 가진 노동자의 비율을 의미한다. 그러므로 식(7)에서 평균 인적자본스톡 내지 평균 노동자의 질적수준으로 정의되는 $q(i, t)$ 를 산정하기 위하여 교육수준 j 를 갖는 노동력의 구성과 이에 관련된 t 시점 i 지역의 임금이 필요하다. 그러나 상이한 교육수준에 따른 임금을 얻기는 매우 어려우므로 하나의 대안으로 노동자의 교육수준 및 경험과 임금률 간의 상관관계를 분석한 Mincer(1974)의 회귀분석을 이용하면 지역별 노동자의 교육수준과 경험에 따른 임금을 얻을 수 있다. 즉,

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \tau_i + \beta_3 \tau_i^2 + \varepsilon_i \dots \dots \dots (8)$$

여기서 S_i 는 i 지역 노동자의 교육수준의 연한, τ_i 는 경험, ε_i 는 오차항이다. 경험은 대략 노동자의 연령에서 교육이전의 기간인 7년 및 교육연한을 차감함으로써 계산할 수 있다. 상이한 교육수준을 갖는 노동자의 비율과 (8)식의 회귀계수를 가지고 상이한 교육수준별 임금을 추정함으로써, 인적자본스톡을 추정할 수 있다. 그러므로 $q(i, t)$ 를 추정하기 위하여 교육수준에 따른 노동력의 비율 $\lambda_j(i, t), \forall j \in J$ 에 대한 자료가 필요하다. (8)식의 회귀계수는 Bils and Klenow(2000)가 그 결과를 제공하고 있다.⁷⁾

7) Mark Bils and Peter J. Klenow(2000)는 1960~1990년간 자료를 이용하여 52개 국가의 20세부터 59세까지의 노동력을 대상으로 이를 추정하였다. 본 연구에서의 실제 회귀계수는 이들이 우리나라에 대해 추정한 계수를 사용하였다. Mark Bils and Peter J. Klenow(2000)는 상수항을 제외한 추정식을 사용하여 다음과 같은 추정계수를 구하였다. 우리나라는 $\beta_0 = 0, \beta_1 = 0.106, \beta_2 = 0.082, \beta_3 = -0.0014$ 의 추정계수를 갖는다.

다. 도-농간 성장이전과 성장원천분석

전통적 생산성 분석은 경제성장에 대한 생산요소의 기여와 생산성 부문의 기여에 초점을 맞추었다. 생산요소 부문은 자본과 노동의 기여로 나누어 보지만, 생산성 부문은 단순히 지역성장에서 생산요소를 제외한 부문을 기술의 발달로 단정하여 나타내었다. 하지만 생산성을 보다 엄밀히 분해하여보면 지역 내 성장이 빠른 산업과 성장이 낮은 산업 간의 노동력의 이전을 통한 성장의 기여분은 생산성 증가의 기여분에서 제외시켜야 할 것이다. 본 연구에서는 농업과 비농업부문⁸⁾의 노동력의 이전을 고려하여 도-농간의 성장이전효과에 대하여 분석한다. 이러한 도-농간 성장이전을 생산성에서 분리하기 위하여 본 연구는 Tolly(2001)의 모형을 이용한다.⁹⁾

총 GRDP를 Y 로 둘 때, Y 는 농업GRDP인 Y_A 와 비농업GRDP인 Y_N 으로 구별된다고 가정하자. 즉,

$$Y = Y_A + Y_N \dots \dots \dots (9)$$

Y 를 총노동자수 N 으로 나누고 농업노동자수 N_A 와 비농업노동자수 N_N 을 사용하면 식(9)는 식(10)으로 표현된다.

$$\frac{Y}{N} = \left(\frac{N_A}{N}\right)\left(\frac{Y_A}{N_A}\right) + \left(\frac{N_N}{N}\right)\left(\frac{Y_N}{N_N}\right) \dots \dots \dots (10)$$

$\frac{Y}{N} = y, \frac{Y_A}{N_A} = y_A, \frac{Y_N}{N_N} = y_N, \frac{N_A}{N} = n_A, \frac{N_N}{N} = n_N$ 으로 두면 식(10)은 다시 식(11)로 간단히 표시할 수 있다.

$$y = n_A y_A + n_N y_N \dots \dots \dots (11)$$

이는 노동자 일인당 GRDP가 그들의 노동자 비율로 가중된 농업과 비농업의 노동자 일인당 GRDP의 합이 됨을 보여주고 있다. 식(11)을 미분하고, 이를 성장률로 표현하면 식(12)와 같아진다.

8) Clark, C. G.(1940)의 『The Conditions of Economic Progress』에서 산업의 분류는, 1차산업(一次産業, primary industry)을 농업·목축업·임업·어업 등 직접 자연에 작용하는 산업으로 분류하였고 농업을 대표적인 예로 두었다. 2차산업을 제조업·건설업·광업으로, 3차산업을 상업·금융업·운수통신업 등의 서비스업으로 구분하였다. 그는 산업을 제1차·제2차·제3차 산업으로 나누고, 경제가 진보하는데 따라 1차산업에서 2차산업으로, 2차산업에서 3차산업(서비스산업)으로 자본·노동 및 소득의 비중이 이행해가는 경향을 세계적인 규모의 통계적 뒷받침으로 실증하였다. 본 연구도 이의 분류를 따른다.

9) 여기서 도-농간 성장이전은 시도 내의 이전과 시도 간의 노동이전 모두를 포함하고 있다.

$$\dot{y} = f_A \dot{y}_A + f_N \dot{y}_N + f_A \dot{n}_A + f_N \dot{n}_N \dots \dots \dots (12)$$

여기서 $f_A = n_A \left(\frac{y_A}{y} \right)$ 는 농업부문의 GRDP 비율이고, $f_N = n_N \left(\frac{y_N}{y} \right)$ 은 비농업부문의 GRDP 비율이다. 식(12)에서 노동자 일인당 GRDP의 성장률은 농업과 비농업의 노동자 일인당 GRDP 성장률 $f_A \dot{y}_A + f_N \dot{y}_N$ 과 농업과 비농업의 노동자 비중의 변화율 $f_A \dot{n}_A + f_N \dot{n}_N$ 의 합을 의미한다. 그 가중치는 f_A 와 f_N 에 의하여 생산된 GRDP 비중이 될 것이다.

그런데 상이한 부문 내에서 노동자 비중의 변화가 무시되어온 이전의 성장계정분석에서 노동자 일인당 GRDP의 성장에 대한 원천은 다음과 같다. 즉, 기존의 생산함수를 $Y^0 = AK^\alpha (qN)^{1-\alpha}$ 로 가정하자. 여기서 인적자본스톡은 평균 노동자의 질적수준 q 에 노동자수 N 을 곱한 qN 으로 나타낼 수 있다. 이를 다시 N 으로 나누면 노동자 일인당 GRDP 수준은 $y^0 = Ak^\alpha q^{1-\alpha}$ 가 된다. 이를 시간에 대해 미분하고, 노동자 일인당 GRDP로 나누면 노동자 일인당 GRDP의 성장률은 식(13)과 같다.

$$\dot{y}^0 = \dot{A} + \alpha \dot{k} + (1-\alpha) \dot{q} \dots \dots \dots (13)$$

위 식은 한 경제 내에서 농업과 비농업 간 노동의 이전효과를 무시한 기존의 GRDP의 성장률을 가리킨다. 즉, 노동자 일인당 GRDP 성장률은 총요소생산성 증가율과 물적자본스톡의 기여성장률, 인적자본스톡의 기여성장률을 합한 것과 같다. 여기서 산출물 탄력성의 합이 1이라는 1차동차성을 가정하는 콥더글라스 생산함수를 사용한다. 식(13)에서 노동자 일인당 GRDP의 성장률을 구성하는 요소를 농업과 비농업의 생산성, 물적자본스톡과 인적자본스톡의 성장률로 각각 구분할 수 있다 하더라도 농업과 비농업 노동자의 비중변화를 고려해 넣을 수는 없다. 그러므로 식(13)과 같은 기존의 노동자 일인당 GRDP 성장률은 식(12)의 $f_A \dot{y}_A + f_N \dot{y}_N$ 에 근사된다. 즉,

$$f_A \dot{y}_A + f_N \dot{y}_N = \dot{A} + \alpha \dot{k} + (1-\alpha) \dot{q} \dots \dots \dots (14)$$

한편, 식(12)의 $f_A \dot{n}_A + f_N \dot{n}_N$ 은 상이한 농업과 비농업부문의 노동자의 비중에 따른 노동자 일인당 GRDP 성장률의 변화를 보여줄 수 있다. 이것은 두 경제부문 간에 노동력의 이동으로 인한 구성변화의 효과가 된다. 만약 농업의 절대적 생산성 A_A 가 비농업부문의 생산성 A_N 보다 낮다면 성장의 과정에서 농업으로부터 비농업부문으로의 노동력의 이전은 농업부문과 비농업부문의 생산성 성장기여율 \dot{A}_A , \dot{A}_N 과 독립적으로 노동자 일인당 GRDP를 증가시키게 될 것이다. 농업과 비농업의 노동자수가 경제의 총노동자수로 합쳐

지므로 이러한 자원이전효과는 식(12)의 $f_A \dot{n}_A + f_N \dot{n}_N$ 에 반영된다. 비농업부문의 고용자수의 증가는 농업부문 고용자수의 감소를 의미하고, 이는 두 경제부문에 고용된 노동자수에 대한 비중의 변화를 보여준다. 총노동자수 N 은 농업노동자수 N_A 와 비농업노동자수 N_N 의 합 즉, $N=N_A+N_N$ 으로 표시되므로 이를 N 으로 나누어주면 두 경제부문에 대한 비율의 합 1을 얻는다. 즉, $1=n_A+n_N$ 이 된다. 성장률을 얻기 위해 이를 시간에 대해 미분하고, 각 미분값을 변수의 값으로 곱하고, 나누어주면 농업과 비농업부문의 가중된 변화율의 합은 0이 된다. 즉, $0=n_A \dot{n}_A + n_N \dot{n}_N$ 이 된다. 여기서 가중치는 노동자의 비중이다. 이를 n_A 에 대한 수식으로 재정리하면 농업노동자 비중의 변화율은 비농업노동자 비중의 변화율로 식(15)와 같이 표시된다.

$$\dot{n}_A = -\left(\frac{n_N}{n_A}\right) \dot{n}_N \dots\dots\dots(15)$$

이러한 관계를 식(12)의 구성요소에 대입하고 $f_A = n_A \left(\frac{y_A}{y}\right)$, $f_N = n_N \left(\frac{y_N}{y}\right)$ 을 반영하면 다음이 성립한다.

$$f_A \dot{n}_A + f_N \dot{n}_N = \left[n_N \frac{(y_N - y_A)}{y} \right] \dot{n}_N \dots\dots\dots(16)$$

식(16)의 우변의 괄호 안은 총GRDP에 대한 비농업부문에서 생산된 노동자 일인당 GRDP에서 농업부문의 노동자 일인당 GRDP를 차감한 것의 비중을 보여준다. 그러므로 괄호 안은 비농업부문에 고용된 노동자 비중의 단위변화 당 도-농간 성장이전의 기여분이 되고, 이러한 도-농간 성장이전에 기인한 노동자 일인당 GRDP 성장률을 얻기 위해서는 비농업부문의 노동자의 성장률 \dot{n}_N 을 곱해주면 된다.¹⁰⁾ 그러므로 전체적인 성장계정 분석을 위한 최종결과를 유도할 수 있다. 식(14)와 식(16)을 식(12)에 대입하면 최종 성장계정 방정식은 식(17)과 같다.

$$\dot{y} = \dot{A} + \alpha \dot{k} + (1-\alpha) \dot{q} + \left[n_N \frac{(y_N - y_A)}{y} \right] \dot{n}_N \dots\dots\dots(17)$$

위의 식(17)에서 노동자 일인당 GRDP의 성장률은 총요소생산성 성장률 \dot{A} , 물적 자본의 성장기여율 $\alpha \dot{k}$, 인적자본의 성장기여율 $(1-\alpha) \dot{q}$, 도-농간 성장이전의 기여율 $\left[n_N \frac{(y_N - y_A)}{y} \right] \dot{n}_N$ 로 구성된다. 성장계정분석에서 생산성 성장률은 노동자 일인당 GRDP의 성장률로부터 물적자본스톡, 인적자본스톡, 그리고 도-농간 성장이전의 성장률을 차감함으로써 완성된다.

10) 비농업과 농업의 노동자 일인당 GRDP가 같거나 혹은 비농업 노동자의 성장률이 0이면 도-농간 성장이전을 고려한 성장계정분석은 이를 고려하지 않은 이전의 것과 같아진다.

3. 자료

제2장의 이론모형을 실제로 적용하기 위하여 1985~2003년에 대한 18년간의 우리나라 16개 시도별 자료를 이용·추계하되 농촌과 도시간 성장이전을 고려하였다. 물적자본스톡은 통계청 국부통계조사의 유형고정자산을 이용하였다. 우리나라의 국부통계조사는 1968년에 제1차 국부통계를 실시한 이후 매 10년 단위로 4차(1968, 1977, 1987, 1997)에 걸쳐 실사에 의해 추계되어졌다. 본 연구에서 물적자본스톡 자료로 활용하기 위해서 마지막 국부통계조사 이후 1998~2003년 기간의 물적자본스톡을 기준년접속법(benchmark year method, BYM)을 이용하여 추계하였다.¹¹⁾

1987, 1997년의 당해년 가격의 유형고정자산을 불변가격(2000=100)으로 변환하고, 1998~2003년 기간의 자본스톡을 추계하기 위해 투자자료로써 통계청 지역소득통계의 시도별 총고정자본형성의 불변가격(2000=100)을 이용하였다. 물적자본스톡인 국부통계조사의 유형고정자산과 투자자료로써 지역소득통계의 총고정자본형성의 자산형태별 항목을 <표 3>과 같이 조정하였다.

1987, 1997년 물적자본스톡 자료를 기준으로 이용하여 다항식기준년접속법으로 모형 내에서 폐기율과 감가상각률을 구할 수 있다. 이 모형에서는 기간 내의 폐기율 및 감가상각률은 일정하다고 가정하고 있다. 1998년 이후에도 1987~1997년 기간의 폐기율과 감가상각률이 똑같이 일정하다고 가정하고 1998~2003년 기간의 물적자본스톡을 기준년접속법을 사용하여 추계할 수 있다.¹²⁾

<표 3> 물적자본스톡자료의 자산형태별 항목조정 및 디플레이터

단위 : %

국부조사	투자자료	본 연구에서 항목조정	디플레이터(2000=100)	
			1987	1997
건물	주거용	건물	40.9	93.9
	비주거용			
구축물	구축물	구축물	41.7	94.9
건설 중인 자산	기타			
기계 및 장치	기계류	기계류	61.9	86.7
공구와 기구, 비품				
선박	운수장비	운수장비	55.5	81.6
차량 및 운반구				

자료 : 한국은행경제통계시스템, 국민소득계정 내 부속표에서 재구성(2000=100)

11) 국부통계의 간접추계기법으로 원용할 수 있는 근거모형으로는 OECD(1993, 2001) 및 BEA(1999, 2001)를 참고할 수 있다. OECD 추계방법과 BEA 추계방법의 가장 큰 차이는 폐기율과 감가상각률의 산정방법과 총자본스톡의 추계여부에 있다. 미국의 BEA(1997)는 1925~1994년의 기간에 대한 총자본스톡 자료를 발표하지 않고 있다. 그 주된 이유는 폐기율 산정이 어렵기 때문이며 감가상각률도 기하분포적 정률법을 대부분의 자산에 적용하는 것으로 단순화하였다(표학길, 2003).

12) 김명수·권혁진(2002)과 표학길(2003)의 연구에서도 이와 같은 방식으로 연장추계 하였다.

<표 4> 1987~1997년 기간 자산항목별 감가상각률 추계

단위:%

구 분	본 연구에서 분류	감가상각률
유형고정자산합계	-	4.6
주택	건물	3.6
비주거용건물	건물	3.5
구축물	구축물	0.7
기계설비	기계장치	8.9
운수설비	선박, 차량	16.2

자료 : 권호영(2000), “자산별 자본스톡 잠정추계결과”, 『국부통계간접추계 기법개발 및 시산』, 서울대 경제연구소 (통계청), pp.136에서 재구성.

권영호(2000), 표학길(2003)의 연구에서 다항식기준년접속법을 이용하여 구하여진 폐기율은 일부 산업에서 음수로 추정되기 때문에 본 연구에서는 권호영(2000)의 연구에서 구한 1987~1997년 기간의 감가상각률을 적용하여 1998~2003년 기간의 물적자본스톡을 추계하였다.¹³⁾ 자산별 감가상각률을 이용하여 순자산을 먼저 추계하고, 총자산은 1997년 국부통계조사에서 환가율을 구하여 추계하였다.¹⁴⁾

다항식기준년접속법에서 신규투자로 이용되는 시도별 총고정자본형성 자료가 1995년 이후부터 조사되기 때문에 이 방법으로는 1987~1997년 기간의 시도별 자본스톡의 추계는 불가능하였다.¹⁵⁾ 본 연구에서는 1987~1997년 사이의 자본스톡의 성장률이 일정하다고 가정하고 장기연간성장률계산법을 이용하여 추계하였다.¹⁶⁾

인적자본스톡에 관한 자료는 통계청의 인구주택총조사 자료에서 교육수준별 연령별 자료를 이용하여 노동자의 교육수준별 임금률과 경험을 시도별로 추정할 수 있었다. 도-농간 성장이전 분석에 필요한 농업과 비농업의 GRDP와 노동인구는 각각 통계청의 지역소득통계와 인구주택총조사에서 얻을 수 있었다. 인구주택총조사의 경우 산업별 취업자 자료를 이용하였다. 인구주택총조사의 경우 5년 주기의 조사이기 때문에 장기연간성장률계산법으로 시계열 자료를 추계하였다. GRDP와 노동인구에서 1차산업을 농업으로, 2-3차

13) 다항식기준년접속법을 응용할 경우 음수의 폐기율과 감가상각률이 추정된 것은 Nishimizu(1974) 및 Kuroda et. al.(1996)에서도 선례를 찾아볼 수 있다(표학길, 2003).

14) 총자산액 : 사용하고 있는 자산을 당해년에 새로이 취득하려면 얼마를 필요로 하는가를 평가한 것으로서 「취득당시의 가격×물가배율」로 산출된다.

순자산액 : 총자산액에서 경과연수에 따른 감가상각액을 제거한 것으로서 「총자산액×환가율」로 산출된다.
환가율(총순비) = 순자산/총자산

15) 이러한 이유로 물적자본스톡 추계 연구가 지금까지 지역 단위로는 이루어지지 못하고 있다.

16) 장기연간성장률은 $[\exp\{\ln(k_n/k_m)/(n-m)\}-1] \times 100$ (단, k_n 은 n 년도의 자본스톡, k_m 은 m 년도의 자본스톡, $n>m$)의 식으로 계산된다.

산업을 비농업부문으로 분류하였다.¹⁷⁾

총요소생산성은 Solow(1957)에 따라서 모든 투입물의 가중평균에 대한 총생산물의 잔차(residual)로 정의되고, 투입물의 가중치는 요소투입의 비중이 된다.¹⁸⁾ 동아시아 국가의 자본분배율은 대체로 0.4가 가장 많으므로, 본 연구는 자본분배율을 0.4, 노동분배율을 0.6으로 적용하였다.¹⁹⁾

-
- 17) Clark, C. G.(1940)의 『The Conditions of Economic Progress』에서 산업의 분류는, 1차산업(一次産業, primary industry)을 농업·목축업·임업·어업 등 직접 자연에 작용하는 산업으로 분류하였고 농업을 대표적인 예로 두었다. 2차산업을 제조업·건설업·광업으로, 3차산업을 상업·금융업·운수통신업 등의 서비스업으로 구분하였다. 그는 산업을 제1차·제2차·제3차 산업으로 나누고, 경제가 진보하는데 따라 1차산업에서 2차산업으로, 2차산업에서 3차산업(서비스산업)으로 자본·노동 및 소득의 비중이 이행해가는 경향을 세계적 규모의 통계적 뒷받침으로 실증하였다. 본 연구도 이의 분류를 따른다.
- 18) 총요소생산성은 산출량 증가율에서 디비지아지수(Divisia Index)에 해당하는 인적자본스톡과 물적자본스톡 증가율의 가중평균을 차감한 잔차(residual)로 나타난다.
- 19) Young(1994)의 홍콩, 싱가포르 등의 총요소생산성의 추정에 있어서는 0.45가 자본의 분배율값으로 가정되었고, Kim & Lau(1994) 및 Dowling & Summers(1998)와 서승환(2001)의 한국에 대한 연구와 Maddison(1998)의 중국경제에 대한 연구에서 자본분배율은 0.4를 따랐다.

4. 실증결과

실증분석에서는 우리나라의 16개 시도를 기준으로 농촌과 도시의 성장이전과 생산성 분석을 시도하였다. 성장요소에 대한 실증결과를 우선 기술하고, 이를 통합하여 성장원천 분석을 통하여 경제성장에 대한 각 요소의 기여도를 논의한다.

<표 5>를 보면, GRDP는 1985년에 전국 대비 서울지역의 비중이 26.2%로 가장 높았고, 경기, 경남, 경북, 부산의 순으로 각각 15.0%, 9.3%, 7.2%, 7.2%를 기록했다. 2005년의 GRDP 비중은 서울지역이 23.2%로 1985년 대비 다소 낮아졌지만 여전히 타지역에 비해 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있다. 경기지역은 20.0%로 가장 빠른 성장을 보이고 있다. 경기지역이 동 기간 동안 이렇게 빠른 성장을 한 원인은 수도권 산업의 집중과 서울지역의 과밀화로 인한 제조업의 경기지역으로의 이전 때문으로 추정된다. 서울지역의 제조업 이탈현상에도 불구하고 2003년 GRDP 비중은 23.2%로 가장 높게 유지하고 있어 서비스업과 여타제조업이 이를 대체한 것으로 보인다. 수도권 억제정책에도 불구하고 이처럼 GRDP 상에서 수도권의 경제력 집중은 더욱 심화되고, 이는 상대적으로 농촌지역이 많고 산업화가 적은 강원도와 호남권 지역경제의 경제력을 약화시키는 형태로 나타났다. 즉, 수도권의 경제력 집중의 영향은 중부권까지 그 세력권이 확대되는 추세를 보이는 반면에 호남권과 강원도의 경제력은 그 비중이 감소하는 추이를 보임으로서 지역격차는 보다 심화된다는 주장을 가능하게 한다.

수도권의 확대추세는 인접한 충청지역까지도 역외이전효과가 이어져 급속한 성장을 하고 있다. 경남지역은 울산이 분리되어 산업의 비중이 크게 낮아졌으나 지역 간 비중 순위는 거의 떨어지지 않았다.²⁰⁾ 서울과 부산에서는 산업구조의 재편성으로 제조업이 대거 인접지역으로 이전하면서 지역소득이 크게 감소했으나, 호남권과 강원도는 지역산업의 위축으로 지역소득의 비중이 크게 약화되고 있다. 물적자본스톡의 비중도 1985년 서울과 경기지역이 각각 29.0%, 10.8%로 가장 높았고, 2003년에는 경기지역이 22.2%, 서울이 18.0%로 순위가 바뀌었다. 이 기간 동안 물적자본스톡의 비중이 증가한 지역은 경기, 인천, 경북, 충남, 대전지역 등으로 각각 11.4%, 1.2%, 1.2%, 1.1%, 0.6%씩 증가하였다. 서울의 비중이 11% 줄면서 인근의 인천, 경기, 충청지역의 물적자본스톡 비중이 증가한 것으로써 서울로부터 인근지역으로의 물적자본스톡의 이동이 있었음을 추론하여 볼 수 있다. 인적자본스톡을 보면, 1985년 서울이 7.6으로 가장 높고, 대전 7.4, 광주 7.3, 부산 7.0, 대구 6.9, 인천 6.8 순으로 높았고, 2003년의 경우는 서울이 9.5로 가장 높고, 대전 9.4, 경기 9.3, 광주 9.3, 대구 9.1, 울산 9.1, 부산 9.0, 인천 9.0 순이었다. 대전이 인적자본스톡이 높게 나타나는 이유로는 대덕연구단지과 여러 정부기관 및 공단들이 들어서면서 인적자원의 수준이 높아지게 된 것으로 추정된다.

20) 경남지역은 1997년 7월부터 울산광역시와 분리되었고, 지역데이터는 1998년도부터 적용이 된다. 특기할 점은 대도시 중에서 울산지역이 광역권으로 독립된 기간이 가장 짧으면서도 서울, 부산에 이어 세 번째로 높은 지역소득을 이루고 있다는 점이다.

<표 5> 지역별 성장요소 구성추이

단위 : 10억, 수준, %, 2000=100

지역	GRDP		물적자본		인적자본	
	1985	2003	1985	2003	1985	2003
전국	200387 (100.0)	668502 (100.0)	685448 (100.0)	3741293 (100.0)	6.77	8.98
서울	52411 (26.2)	154944 (23.2)	198683 (29.0)	674527 (18.0)	7.59	9.48
부산	14431 (7.2)	39580 (5.9)	53479 (7.8)	255405 (6.8)	6.95	9.02
대구	8779 (4.4)	22121 (3.3)	29989 (4.4)	121675 (3.3)	6.88	9.09
인천	9294 (4.6)	30788 (4.6)	24096 (3.5)	174616 (4.7)	6.79	8.95
광주 ¹	5236 (2.1)	14272 (2.1)	13908 (1.6)	71169 (1.9)	7.28	9.27
대전 ²	7582 (2.5)	16026 (2.4)	15817 (1.5)	78277 (2.1)	7.42	9.38
울산 ³	-	32642 (4.9)	-	120264 (3.2)	-	9.05
경기	30010 (15.0)	133649 (20.0)	74252 (10.8)	829367 (22.2)	6.50	9.28
강원	8047 (4.0)	18449 (2.8)	24900 (3.6)	139534 (3.7)	6.25	8.41
충북	5882 (2.9)	21818 (3.3)	22379 (3.3)	142557 (3.8)	6.17	8.40
충남	13862 (6.9)	34878 (5.2)	31214 (4.6)	211968 (5.7)	5.83	8.04
전북	8191 (4.1)	20919 (3.1)	28389 (4.1)	130080 (3.5)	6.33	8.48
전남	14242 (7.1)	29401 (4.4)	44326 (6.5)	203502 (5.4)	5.73	7.90
경북	14484 (7.2)	47305 (7.1)	51926 (7.6)	329315 (8.8)	6.21	8.26
경남 ³	18686 (9.3)	45518 (6.8)	81625 (11.9)	381695 (10.2)	6.44	8.62
제주	2068 (1.0)	6194 (0.9)	6509 (0.9)	35511 (0.9)	6.57	8.86

주 : 1. 광주지역은 전남지역으로부터 1987년에 분리되어 적용됨. 1997년의 전국값과 비교하여 비중을 구함.
 2. 대전지역은 충남지역으로부터 1989년에 분리되어 적용됨. 1989년의 전국값과 비교하여 비중을 구함.
 3. 울산지역은 경남지역으로부터 1998년에 분리되어 적용됨. 1998년의 전국값과 비교하여 비중을 구함.
 4. 경남지역은 1998년에 울산지역이 분리되어 이전기간의 자료와 연결되지 않고 규모가 급격히 떨어짐.
 5. 괄호 안은 백분율로 환산한 전국 대비 지역의 비중을 나타냄.
 6. 1985년 충남, 전남지역의 값은 각각 대전과 광주지역이 분리되지 않은 값을 적용함.

서울의 경우 제조업 등의 물적자본스톡이 급격히 빠져나가도 서비스산업 등으로 산업구조가 변화하면서 인적자본스톡의 우위는 가장 높게 나타나고 있고, 경기지역은 서울과 밀접한 산업권을 형성하고 있고, 서울에서 이전되고, 지역에서 새롭게 생성되는 제조업들로 인해 인적자본스톡의 수준이 비약적으로 증가하였다. 그리고 서울지역이 물적자본스톡의 급격한 감소에 비해 지역소득과 인적자본스톡의 감소가 상대적으로 미미했음을 볼 때, 서울지역이 자본의존산업인 2차산업에서 지식·서비스산업인 3차산업으로 산업구조가 급격히 전환되었음을 추론해볼 수 있다. 반면에 전남, 충남, 충북, 강원지역의 인적자본스톡이 가장 낮은 수준을 나타냈다. 전남과 충남지역이 인적자본스톡이 가장 낮게 나타나는 이유로, 인근에 있는 광주와 대전지역의 인적자본스톡의 수준이 매우 높은 것을 볼 때 인근 대도시로의 인적자본의 유입이 중요한 요인 중 하나라고 추론할 수 있다.

교육과 경험을 바탕으로 한 인적자본스톡의 경우 산업화가 앞서 진행된 대도시(metropolis)가 상대적으로 농촌지역이 많은 도(province)지역보다 현저히 높게 나타남을 알 수 있다. 이는 보다 우수한 인적자본들이 대도시에 더 많이 존재하고, 대도시로 이전해 간다는 것을 말해준다. 지역발전의 근간이 되는 우수인력이 대도시 위주로 이전되고 집중됨으로써, 농촌 및 중소도시의 우수인력 부족현상이 일어나고, 이는 지역산업의 혁신과 쇠퇴를 더욱 어렵게 만든다.

기간별로 지역성장의 주된 요소가 상이할 수 있고 그 변화의 추이를 파악하는 것이 필요하므로, 지역별 성장요소를 기준으로 기간을 세분하여 성장원천을 분석한다. <표 6>은 1985~1991년 기간의 우리나라 16개 시도별 GRDP 성장에 대한 원천으로서 물적자본스톡, 인적자본스톡, 도-농간 성장이전, 총요소생산성 요소를 분석한 결과이다. 이 기간 우리나라의 성장원천을 보면, GRDP 10.5% 성장에 대하여 물적자본스톡 4.8%, 인적자본스톡 0.9%, 도-농간 성장이전 1.8%, 총요소생산성 3.0%의 구성을 가졌다. 동 기간 우리나라의 성장원천의 기여도를 살펴보면, GRDP 성장에 대해 물적자본스톡 기여도가 46.0%, 인적자본스톡 기여도 8.8%, 도-농간 성장이전 기여도 17.3%, 총요소생산성 기여도가 28.0%를 차지함을 볼 때, 우리나라의 경제성장이 물적자본스톡의 성장에 상당히 의존한 경제구조임을 알 수 있다. 그러나 우리나라의 산업구조가 지나치게 자본투입에 의존하고 있지만, 자본의 증가는 총요소생산성의 증가와 함께 미래성장의 기반이 될 수 있다. 기존의 분석방식으로는 총요소생산성 증가율이 4.8%를 갖지만, 본 연구에서는 도-농간 노동력의 이전을 통한 성장을 분리하여 총요소생산성이 과대추정되는 것을 피하였다. 이 기간은 농촌에서 도시로의 인구이동이 이미 상당히 진행된 이후임에도 불구하고, 도-농간 성장이전의 성장기여도가 17.3%로 상당히 큰 비중을 차지하였다.

GRDP 성장이 높은 지역은 경기 12.8%, 광주 12.5%, 인천 12.0%, 대전 11.7%, 경남 10.9%, 서울 10.6%로 나타났고, 낮은 지역은 강원 6.2%, 전북 7.8%, 경북 8.5% 등으로 나타났다. 경기지역은 서울의 배후지역으로서 활발히 발전하였고, 또 서울의 제조업체들이 인근 주변지역으로 이전한 결과로 물적자본과 지역소득이 급속한 성장을 이룬 것으로 보인다. 물적자본스톡의 성장을 보면, 경기 7.2%, 대전 6.7%, 광주 5.7%, 충북 5.7%, 충남 5.4%

<표 6> 우리나라의 성장원천분석 (1985-1991)

단위 : %

지역	GRDP	물적자본	인적자본	도-농 이전	TFP
전국	10.54	4.84 (46.0) ⁴	0.93 (8.8)	1.82 (17.3)	2.95 (28.0)
서울	10.63	3.60 (33.8)	0.78 (7.4)	-0.02 (-0.2)	6.27 (59.0)
부산	9.49	4.14 (43.7)	0.93 (9.8)	0.0004 (0.004)	4.42 (46.5)
대구	9.78	3.94 (40.3)	0.96 (9.8)	0.18 (1.8)	4.70 (48.0)
인천	11.95	5.33 (44.6)	0.95 (8.0)	0.05 (0.4)	5.61 (47.0)
광주 ¹	12.54	5.71 (45.6)	1.04 (8.3)	0.57 (4.5)	5.22 (41.6)
대전 ²	11.73	6.71 (57.2)	1.16 (9.9)	0.15 (1.3)	3.71 (31.7)
울산 ³	-	-	-	-	-
경기	12.79	7.21 (56.4)	1.11 (8.7)	1.93 (15.1)	2.54 (19.9)
강원	6.15	4.92 (80.0)	0.99 (16.1)	2.41 (39.1)	-2.17 (-35.2)
충북	10.41	5.69 (54.6)	1.03 (9.9)	3.80 (36.6)	-0.11 (-1.0)
충남 ²	9.03	5.38 (59.5)	1.20 (13.3)	3.92 (43.2)	-1.47 (-16.3)
전북	7.80	4.36 (55.9)	0.91 (11.6)	3.00 (38.4)	-0.46 (-5.9)
전남 ¹	9.29	4.13 (44.5)	1.13 (12.2)	3.75 (40.4)	0.28 (3.0)
경북	8.50	5.33 (62.7)	0.82 (9.7)	3.88 (45.6)	-1.53 (-18.0)
경남	10.89	4.14 (38.0)	1.02 (9.3)	2.92 (26.8)	2.81 (25.8)
제주	9.84	4.70 (47.8)	0.80 (8.2)	1.91 (19.4)	2.42 (24.6)

주 : 1. 광주지역은 1987년부터 전남지역으로부터 분리되어 적용됨.
 2. 대전지역은 1989년부터 충남지역으로부터 분리되어 적용됨.
 3. 울산지역은 1998년부터 경남지역으로부터 분리되어 적용됨.
 4. 괄호 안은 백분율로 환산한 각 요소의 기여분임. (이하 동일함.)

로 높은 성장을 나타냈다. 인적자본스톡의 성장을 보면, 높은 성장을 보인 지역으로 대전 1.2%, 충남 1.2%, 전남 1.1%, 광주 1.0% 등이다. 인적자본스톡의 수준은 대도시(metropolis) 지역이 더 높았지만, 그 성장률은 도(province)지역이 더 빠르게 나타났다. 도-농간 성장이전 요소를 보면, 이미 산업화가 상당히 진행되어 있는 대도시(metropolis)지역은 도-농간 성장이전 효과가 전국평균 이하로 미미했고, 특히 서울지역은 부(-)의 값을 나타냈다. 서울지역은 농업인구가 도시로 이전하는 수보다 오히려 도시의 비농업 노동인구가 경기

도 등 인근 지역으로의 역외이전이 더 많아 이러한 결과가 나온 것으로 추정된다. 반면에 농촌지역이 많은 비중을 차지하는 도(province)지역은 물적자본스톡의 비중을 이어 도-농간 성장이전의 성장기여도가 40% 수준으로 상당히 높은 비중을 차지하고 있다. 이중 충남 9.2%, 경북 3.9%, 충북 3.8%, 전남 3.8%, 전북 3.0% 등에서 도-농간 성장이전효과가 높게 나타났다. 즉, 이 기간에도 도(province)지역에서는 탈농현상이 높게 일어났다는 것을 보여준다. 중요소생산성 성장률은 서울 6.3%, 인천 5.6%, 광주 3.2%, 대구 4.7%, 부산 4.4% 등 대도시(metropolis)지역이 상대적으로 훨씬 높게 나타났고, 전반적으로 도(province)지역은 낮은 중요소생산성 증가율을 나타냈다. 특히, 강원 -2.2%, 경북 -1.5%, 충남 -1.5%, 전북 -0.5% 등은 부(-)의 값을 나타내 대조를 이루었다. 이처럼 중요소생산성이 부(-)의 성장을 보인 도(province)지역들은 성장이 주로 물적요소와 도-농간 성장이전에 의존하고 기술혁신이 뒷받침되지 못하는 비효율적인 경제구조를 내포하고 있는 것으로 추정된다.

1991~1997년 동안의 지역성장의 원천은 <표 7>과 같다. 앞 기의 성장에 비하여 이 기간의 성장은 다소 약화되었다. 전체적으로 지역소득성장이 낮아졌는데, 전국평균소득 6.6%에 대한 성장요소들을 보면 물적자본스톡이 4.8%, 인적자본스톡이 1.1%, 도-농간 성장이전효과가 0.7%, 중요소생산성 성장이 -0.04%를 이루었다. GRDP 성장이 빠르게 일어난 곳은 충북 9.0%, 충남 8.1%, 경남 7.5%, 전남 7.5%, 경기 7.3% 등으로 도(province)지역의 성장이 빨랐다. 낮은 성장을 보인 곳은 대전 5.3%, 부산 5.4%, 서울 5.7%, 대구 5.8% 등으로 대도시(metropolis)의 성장이 낮았다. 인적자본스톡의 증가는 대도시(metropolis)지역이 전체 평균보다 다소 낮았고, 도(province)지역이 평균을 상회하는 값을 가졌다. 경기지역이 1.4%, 제주 1.2%, 전남 1.1%, 충남 1.1% 등의 순으로 높은 값을 가졌다. 이 기간의 도-농간 성장이전효과 0.7%는 앞 기간의 값 1.8%에 비해 절반에도 미치지 못할만큼 적어졌다. 특히 서울, 대구, 인천의 경우는 부(-)의 값을 나타냈다. 서울과 인천지역의 부(-)의 값은 제조업의 역외이전 효과로 추정해볼 수 있다. 이 기간에도 가장 높은 도-농간 성장이전효과를 보인 지역은 충남 2.6%, 전남 2.3%, 전북 2%, 충북 1.8%로 이들 지역에서 농업에서 비농업으로의 산업구조변화가 활발하게 일어나고 있음을 추정할 수 있다. 중요소생산성의 증가를 보면 경남 1.5%, 서울 1.3%, 대구 1.0%, 인천 0.8%의 순으로 높게 나타났다.

1997~2003년 기간은 외환위기 이후 우리나라 경제전체가 침체기를 겪으며 구조조정과정의 과정을 겪은 시기로, 이 기간의 경제성장요인분석은 <표 8>과 같다. 전국의 연간성장률은 GRDP 3.7%, 물적자본스톡 2.2%, 인적자본스톡 0.9%, 도-농간 성장이전 0.5%, 중요소생산성 0.2% 등으로, 지난 기간보다 GRDP 성장률이 감소했음에도 불구하고 중요소생산성 성장률이 증가하였다. 이는 지역경제 내에 존재하는 부실한 경영과 방만한 투자로 인한 낭비와 비효율적인 요소를 줄여나가는 구조조정의 효과로써, 생산효율성과 기술향상이 이루어짐으로써 지난기간의 인적자본스톡과 물적자본스톡, 도-농간 성장이전 등의 양적 성장에서 질적성장패턴으로 다소 전환된 것으로 보인다. 외환위기를 겪으면서 기업들의 구조조정의 노력은 물적자본투입요소에 대한 효율성을 높이기 위해 애를 쓰기도 했지만,

<표 7> 우리나라의 성장원천분석 (1991-1997)

단위 : %

지역	GRDP	물적자본	인적자본	도-농 이전	TFP
전국	6.60	4.84 (73.4)	1.06 (16.0)	0.73 (11.1)	-0.04 (-0.6)
서울	5.67	3.60 (63.5)	0.81 (14.4)	-0.002 (-0.03)	1.26 (22.2)
부산	5.37	4.14 (77.2)	0.94 (17.6)	0.01 (0.1)	0.27 (5.1)
대구	5.84	3.94 (67.6)	0.97 (16.7)	-0.10 (-1.8)	1.02 (17.5)
인천	6.90	5.33 (77.2)	0.98 (14.3)	-0.17 (-2.4)	0.75 (10.9)
광주	6.64	5.71 (86.0)	0.96 (14.4)	0.32 (4.9)	-0.35 (-5.3)
대전	5.28	6.71 (127.0)	1.08 (20.4)	0.15 (2.9)	-2.66 (-50.3)
울산 ¹	-	-	-	-	-
경기	7.25	7.21 (99.3)	1.43 (19.7)	0.62 (8.6)	-2.00 (-27.6)
강원	6.41	4.92 (76.7)	1.07 (16.7)	1.04 (16.2)	-0.61 (-9.6)
충북	8.96	5.69 (63.5)	1.09 (12.2)	1.80 (20.1)	0.38 (4.2)
충남	8.09	5.38 (66.5)	1.13 (14.0)	2.61 (32.3)	-1.04 (-12.8)
전북	6.83	4.36 (63.8)	1.10 (16.2)	1.97 (28.9)	-0.60 (-8.8)
전남	7.46	4.13 (55.4)	1.14 (15.3)	2.27 (30.4)	-0.08 (-1.1)
경북	6.26	5.33 (85.2)	1.07 (17.2)	1.60 (25.6)	-1.75 (-27.9)
경남	7.51	4.14 (55.1)	1.10 (14.6)	0.75 (10.0)	1.53 (20.3)
제주	6.59	4.70 (71.3)	1.16 (17.5)	0.79 (12.0)	-0.05 (-0.8)

주 : 1. 울산지역은 1998년부터 경남지역으로부터 분리되어 적용됨.

특히 구조조정의 중심에 있었던 것은 고용의 변화였다. 경영효율성을 위한 노력의 형태는 대부분 고용인력의 축소로 나타났고, 실업자가 대거 쏟아져 나왔다. 고용의 감축은 소비의 위축을 가져왔고 경제회복을 더욱 정체시키는 면도 없지 않았다. 최근으로 올수록 이농현상을 통한 농촌인구의 감소로 도-농간 성장이전 효과는 낮아지게 된다. 이 기간 동안의 지역별 GRDP를 살펴보면, 가장 빠른 성장을 한 경남지역은 6.7%, 울산이 6.5%, 경기 6.0%, 경북 5.7%, 충남 5.1%의 성장을 기록하였다. 낮은 성장을 한 지역을 보면, 대구 0.4%, 전남 0.9%, 강원 1.7%였다. 대구지역은 특히 외환위기의 영향이 커 이전 기간보다 지역소득성장이 많이 위축된 것으로 나타났다.

<표 8> 우리나라의 성장원천분석 (1997-2003)

단위 : %

지역	GRDP	물적자본	인적자본	도-농 이전	TFP
전국	3.74	2.23 (59.6)	0.86 (23.1)	0.50 (13.3)	0.15 (4.0)
서울	2.48	1.28 (51.5)	0.64 (25.7)	-0.01 (-0.3)	0.57 (23.0)
부산	2.55	2.62 (102.6)	0.75 (29.3)	0.01 (0.3)	-0.82 (-32.2)
대구	0.40	1.86 (464.6)	0.87 (216.9)	0.05 (11.6)	-2.37 (-593.2)
인천	2.03	3.33 (164.2)	0.85 (41.8)	0.08 (4.0)	-2.23 (-110.1)
광주	2.43	2.03 (83.6)	0.79 (32.3)	0.13 (5.4)	-0.52 (-21.3)
대전	3.70	2.46 (66.6)	0.91 (24.6)	0.18 (4.8)	0.15 (4.0)
울산 ¹	6.49	1.77 (27.3)	0.86 (13.3)	0.22 (3.4)	3.63 (56.0)
경기	6.03	2.94 (48.7)	1.06 (17.5)	0.29 (4.8)	1.75 (29.0)
강원	1.66	2.27 (136.9)	0.93 (56.1)	0.62 (37.2)	-2.16 (-130.2)
충북	3.42	1.75 (51.0)	1.00 (29.2)	1.61 (46.9)	-0.93 (-27.2)
충남	5.11	2.77 (54.3)	1.11 (21.8)	2.32 (45.5)	-1.10 (-21.5)
전북	1.52	1.92 (126.2)	0.94 (61.6)	1.44 (94.6)	-2.78 (-182.4)
전남	0.90	2.36 (261.7)	0.95 (105.7)	1.72 (190.3)	-4.13 (-457.7)
경북	5.65	2.37 (42.0)	0.98 (17.3)	1.45 (25.8)	0.84 (15.0)
경남	6.73	2.48 (36.9)	0.83 (12.3)	0.21 (3.1)	3.21 (47.7)
제주	2.55	2.50 (98.1)	1.06 (41.7)	0.28 (11.1)	-1.30 (-50.8)

주 : 1. 울산지역은 1998년부터 경남지역으로부터 분리되어 적용됨.

높은 성장을 한 지역들과 낮은 성장을 한 지역들 간에 성장격차가 지나치게 크게 나타나 지역민들이 느끼는 소외감과 경제적 박탈감 등의 문제가 심각하다. 울산지역은 1998년부터 경남으로부터 분리되어 광역시로 독립하였고 지역소득의 성장속도가 경남지역에 이어 두 번째로 높아 매우 빠르게 성장하고 있다. 물적자본스톡을 보면, 지역성장의 기여도가 59.6%로 여전히 높은 비중을 차지하고 있다. 물적자본스톡의 성장이 높은 지역으로 인천 3.3%, 경기 2.9%, 충남 2.8%, 부산 2.6%, 경남 2.5%이고, 낮은 성장을 한 지역은 서울 1.3%, 충북 1.8%, 울산 1.8%, 대구 1.9%를 보였다. 서울과 대구의 낮은 물적자본스톡증가는 제조업의 역외이전 효과가 가장 큰 이유 중의 하나가 될 것이다. 인천, 경기, 충남지역의 높은 물적자본스톡의 증가는 서울의 제조업 기반의 이전과 확장된 수도권

집중화를 보여준다. 인적자본스톡의 증가는 충남 1.1%, 경기 1.1%, 제주 1.1%, 충북 1.0% 등이 높은 성장을 하였고, 서울 0.6%, 부산 0.8%, 광주 0.8% 등이 낮은 성장을 보였다. 대도시(metropolis)지역의 인적자본스톡이 도(province)지역에 비해 높은 값을 나타내지만, 증가율은 역으로 나타나고 있다. 최근으로 올수록 농촌에서 도시로의 생산성장이전의 증가율은 낮아졌다. 농촌의 젊은 인력들의 도시로의 이동이 상당부분 이루어졌고, 남아있는 농가구당 경지면적이 커지고 채산성이 높아지면서 도-농간 성장이전효과는 미미해졌다. 도-농간 성장이전은 충남 3.3%, 전남 1.7%, 충북 1.6%, 경북 1.5%, 전북 1.4%로 높은 성장을 보였지만, 그 밖의 대도시(metropolis)지역은 그 값이 미미했다. 그 중 강원도는 농촌비중이 타지역에 비해 상당히 높으나 농업을 대체할 비농업산업이 타지역에 비해 적기 때문에 도-농간 성장이전효과가 높게 나오지 않은 것으로 보여진다. 제주도의 경우는 농업종사자가 많지 않고 주로 관광산업에 치중하기 때문에 도-농간 성장이전효과가 낮게 나타났다. 중요소생산성이 높은 성장을 한 지역은 울산 3.6%, 경남 3.2%, 경기 1.8%, 경북 0.8%, 서울 0.6%, 대전 0.2%로 추정되었고, 그 밖의 지역은 모두 부(-)의 값을 나타냈다. 외환위기 이후 구조조정 등의 경영합리화를 통해 생산성 향상을 노력했지만, 전반적으로 지역소득의 성장이 크게 떨어져서 중요소생산성의 값이 낮게 나타났다.

본 연구의 전체 기간인 1985~2003년간의 성장원천을 살펴보면 <표 9>와 같다. 전 지역의 지역소득 평균 6.9%에 대한 성장원천은 물적자본스톡 4.0%, 인적자본스톡 1.0%, 도-농간 성장이전 1.0%, 중요소생산성 1.0%이다. 전체 성장에 대한 기여도는 물적자본스톡 57.1%, 인적자본스톡 13.7%, 도-농간 성장이전 14.9%, 중요소생산성 14.3%로 전체성장이 물적자본스톡에 크게 의존하고 있음을 알 수 있다. 또한 기존형태의 중요소생산성 분석에서 도-농간 성장이전을 분리함으로써, 기존의 생산성분석이 상당부분 과대평가되어 왔음을 확인할 수 있다. 총 기간의 16개 시도별 지역성장원천을 분석해보면, GRDP 성장이 높게 나타난 지역이 경기 8.7%, 경남 8.4%, 충북 7.6%, 충남 7.3%이고, GRDP 성장이 낮은 지역은 강원 4.7%, 대구 5.3%, 전북 5.4%로 나타났다. 물적자본스톡의 성장이 높은 지역은 경기 5.7%, 대전 4.8%, 인천 4.7%, 충남 4.4%, 충북 4.3%이고, 낮은 지역은 서울 2.8%, 대구 3.2%, 전북 3.5%, 경남 3.6%이다.²¹⁾ 서울지역의 물적자본스톡 증가가 낮은 이유는 물적자본투자가 많은 비중을 차지하는 제조업 등이 인근의 경기, 인천, 충청지역으로 활발히 이전되었고, 서울은 서비스산업으로 산업구조가 변화되었기 때문으로 추정된다. 인적자본스톡의 증가가 높은 지역은 경기 1.2%, 충남 1.2%, 전남 1.1%, 충북 1.0%, 대전 1.0%이고, 낮은 지역은 서울 0.8%, 부산 0.9%, 광주 0.9% 등이다. 인적자본스톡의 증가는 대도시보다는 도(province)지역이 빠르게 일어났다. 도-농간 성장이전효과가 높은 지역은 충남 2.5%, 충북 2.5%, 경북 2.4%, 전남 2.3%, 전북 2.2%로, 대도시(metropolis)에 비해 농촌지역이 많은 도(province)지역 중에서 산업화로 전환이 급격히 이루어지는 지역이 도-농간 성장이전효과가 높게 나타났다. 상대적으로 이미 산업화가 상당히 이루어진 대도시(metropolis)지역은 모두 평균 이하의 값을 가졌고, 서울지역은 부(-)의 값을 보

21) 울산지역은 1998년부터 경남지역으로부터 분리되어 적용되므로 제외하여 분석한다.

<표 9> 우리나라의 성장원천분석 (1985-2003)

단위 : %

지역	GRDP	물적자본	인적자본	도-농 이전	TFP
전국	6.92	3.95 (57.1)	0.95 (13.7)	1.03 (14.9)	0.99 (14.3)
서울	6.21	2.81 (45.3)	0.75 (12.0)	-0.01 (-0.1)	2.66 (42.8)
부산	5.77	3.63 (63.0)	0.87 (15.2)	0.01 (0.1)	1.25 (21.7)
대구	5.27	3.24 (61.4)	0.93 (17.7)	0.04 (0.8)	1.05 (20.0)
인천	6.88	4.65 (67.6)	0.93 (13.5)	0.00 (0.1)	1.30 (18.8)
광주	6.47	4.30 (66.4)	0.91 (14.1)	0.31 (4.7)	0.95 (14.7)
대전	5.49	4.84 (88.1)	1.02 (18.5)	0.16 (3.0)	-0.53 (-9.6)
울산*	6.49	1.77 (27.3)	0.86 (13.3)	0.22 (3.4)	3.63 (56.0)
경기	8.65	5.74 (66.3)	1.20 (13.8)	0.94 (10.9)	0.77 (8.9)
강원	4.72	4.02 (85.2)	1.00 (21.1)	1.36 (28.9)	-1.66 (-35.3)
충북	7.55	4.33 (57.4)	1.04 (13.8)	2.49 (33.0)	-0.31 (-4.1)
충남	7.31	4.44 (60.8)	1.15 (15.7)	2.51 (34.3)	-0.79 (-10.8)
전북	5.35	3.53 (66.0)	0.98 (18.4)	2.19 (41.0)	-1.36 (-25.4)
전남	5.63	3.50 (62.2)	1.07 (19.0)	2.26 (40.1)	-1.20 (-21.3)
경북	6.80	4.32 (63.6)	0.96 (14.1)	2.39 (35.1)	-0.87 (-12.8)
경남	8.38	3.58 (42.7)	0.98 (11.7)	1.35 (16.2)	2.46 (29.4)
제주	6.28	3.95 (62.9)	1.01 (16.0)	1.04 (16.6)	0.28 (4.5)

주 : 1. 울산지역은 1998년부터 경남지역으로부터 광역시로 분리됨.

여 제조업의 역외이전효과를 나타냈다. 총요소생산성 요인을 보면, 서울 2.7%, 경남 2.5%, 인천 1.3%, 부산 1.3%, 대구 1.1%의 순으로 나타났고, 낮은 수준을 보인 지역으로 강원 -1.7%, 전북 -1.4%, 전남 -1.2%, 경북 -0.9% 등은 부(-)의 성장을 보여주었다. 미래 지속적인 성장의 기반이 되는 총요소생산성의 값이 대도시(metropolis)지역은 평균을 넘는 값을 보이지만, 도(province)지역은 경남지역을 제외하고는 평균 이하이고, 대체로 부(-)의 값을 보여 도(province)지역의 향후 발전에 대한 전망과 지역간 성장격차가 심화 될 것으로 보여진다.

<표 10> 우리나라의 권역별 성장원천분석 (1985-2003)

단위 : %

지역	GRDP	물적자본	인적자본	도-농 이전	TFP
전국	6.92	3.95 (57.1)	0.95 (13.7)	1.03 (14.9)	0.99 (14.3)
수도권	7.18	4.04 (56.3)	0.87 (12.1)	0.25 (3.4)	2.02 (28.2)
충청권	7.51	4.54 (60.4)	1.06 (14.1)	2.35 (31.2)	-0.43 (-5.7)
호남권	6.05	3.67 (60.7)	0.99 (16.4)	2.37 (39.2)	-0.98 (-16.2)
경북권	6.26	3.98 (63.5)	0.97 (15.4)	1.37 (21.9)	-0.05 (-0.8)
경남권	7.30	3.57 (49.0)	0.95 (13.0)	0.65 (8.9)	2.13 (29.2)
강원도	4.72	4.02 (85.2)	1.00 (21.1)	1.36 (28.9)	-1.66 (-35.3)
제주도	6.28	3.95 (62.9)	1.01 (16.0)	1.04 (16.6)	0.28 (4.5)

지역성장의 패턴은 인근지역들과 밀접한 연관을 가지면서 변화하기에 인근지역을 권역별로 묶어 그 특징들을 살펴볼 필요가 있다.²²⁾ <표 10>에서 권역별 성장원천분석을 살펴보면, 지역소득성장의 전체평균을 넘는 곳은 충청권 7.5%, 경남권 7.3%, 수도권 7.2%였다. 즉, 본 연구기간동안의 지역성장이 수도권, 충청권, 경남권을 중심으로 이루어져 왔음을 알 수 있다. 충청권은 물적자본스톡의 증가가 가장 빠르게 일어나고 있고 인적자본스톡의 증가도 가장 빠르게 일어나고 있다. 수도권의 배후 지역으로 제조업과 정부관련 기관들이 충청지역에 배치되면서 인적자본의 증가도 함께 이루어졌으며, 도-농간 성장이전도 호남권에 이어 2.4%로 높게 나타났다.

수도권은 전국의 50%에 육박하는 지역소득규모를 가지면서도 성장률이 7.2%에 달해 타 지역과 성장격차는 더욱 급격히 커질 것으로 예상된다. 가장 빠른 성장을 보인 충청권은 전국대비 지역소득 비중이 10.9%로, 수도권에 인접하여 수도권의 역외이전효과와 대덕연구단지를 중심으로 한 지역개발정책의 효과로 가장 빠른 성장을 하였다. 물적자본성장도 충청권과 수도권이 가장 높았고 성장기여도가 각각 60.4%와 56.3%를 나타냈다. 지역성장에서 물적자본성장 의존도가 지나치게 높아 동아시아의 경제발전이 생산성 증가에 의한 것이 아니라 단순한 생산요소의 축적의 결과에 불과하다는 Krugman(1994)의 주장을 상기시켜준다.²³⁾ 인적자본스톡의 성장은 전체적으로 크게 차이가 나지 않으나 충청권의 증가가 타지역과 비교해 크게 앞서고 있다. 도-농간 성장이전효과는 호남권 2.4%, 충

22) 강원과 제주지역은 그 자체로 타 지역과 독립되어 있어 별도로 묶지 않았다.

23) Krugman(1994)은 “동아시아의 기적의 신화”에서 중국의 급성장에 대하여 생산성의 성장 없는 양적인 성장만으로는 곧 성장의 한계에 도달하고 만다고 주장하였다. 즉, 경제성장이 향후 기술발전 등을 통한 총요소생산성의 향상 없이 물적투입만으로는 결코 높은 성장을 지속할 수 없을 것이라는 말이다.

청권 2.4%로 높았고, 수도권 0.3%, 경남권 0.7%가 가장 낮았다. 이는 호남권과 충청권은 농업부문이 지역에 많이 차지하고 있으면서 산업화가 급격히 일어난 곳이고, 수도권과 경남권은 이미 대도시가 산업기반을 갖추어 놓은 상태여서 상대적으로 차이가 나게 나타났다. 중요소생산성 성장이 높은 지역은 경남권 2.1%, 수도권 2.0%였다. 충청권, 호남권, 경북권, 강원도는 부(-)의 값을 나타냈다. 충청권은 높은 지역소득성장에도 불구하고 물적 자본스톡의 증가가 매우 높고 도-농간 성장이전의 효과가 높게 나와 중요소생산성이 부(-)의 값을 가졌다. 강원도는 낮은 지역성장과 부(-)의 중요소생산성의 측정치를 볼 때 앞으로 더욱 타 지역과 성장격차가 커질 것으로 예상된다. 수도권과 충청권의 지역소득 및 자본과 중요소생산성의 성장을 볼 때 이들 지역의 성장이 지속적으로 앞서나갈 것으로 전망되고, 수도권의 집중은 더욱 가속될 것으로 예견된다.

5. 결 론

본 연구는 성장계정모형을 이용하여 1985~2003년간 우리나라 지역성장원천과 지역성장격차를 추정하고 동시에 농촌과 도시간의 노동력 이동을 통한 성장이전을 분석하였다. 본 연구는 전통적 생산성분석 방식에서 도-농간 성장이전요소를 함께 고려하여 생산성분석을 시도하였다. 기존의 방식으로 구한 총요소생산성 성장(2.02%)에서 절반이 넘는 부분이 도-농간 성장이전에 의한 성장이었다. 도-농간 성장이전과 성장기여도는 1.03%, 14.9%, 총요소생산성 성장과 성장기여도는 0.99%, 14.3%였다.

동 기간 지역간 성장의 특성을 산업화가 상당히 이루어져 있는 대도시(metropolis)와 상대적으로 농촌지역이 많은 도(province)지역으로 구분하여 보면, 인적자본스톡의 수준은 대도시(metropolis)지역이 도(province)지역에 비해 높았다. 하지만 인적자본스톡의 성장률은 도(province)지역이 상대적으로 높게 나타났다. 교육과 경험을 바탕으로 한 인적자본스톡의 경우, 산업화가 앞서 진행된 대도시(metropolis)가 상대적으로 농촌지역이 많은 도(province)지역보다 확연히 높게 나타남을 알 수 있다. 이는 보다 우수한 인적자원들이 대도시에 더 많이 존재하고, 대도시로 이전해 간다는 것을 말해준다. 도(province)지역이 산업화 되면서 농업종사자들이 더 나은 소득과 교육을 쫓아 도시로 이전하고 있음을 알 수 있다. 도-농간 성장이전효과는 농촌지역이 많이 포함된 도(province)지역이 아주 높게 나타났다. 시간이 흐를수록 농촌지역의 노동인구가 줄어들어 도-농간 성장이전효과는 줄어들었다. 그리고 총요소생산성 증가를 보면 대도시(metropolis)지역이 상대적으로 높게 나타나고, 도(province)지역은 대도시에 비해 낮게 나타나고 있으며 부(-)의 값을 가지는 지역도 많이 나타난다.

부문간의 소득격차는 상대적 빈곤문제를 야기시켜 고소득산업분야로 인구가 집중되는 반면 저소득산업분야에는 인구과소현상이 발생해 국가산업의 균형발전을 저해하는 결과를 가져오게 한다. 따라서 상대적으로 소득수준이 높은 비농업부문이나 도시지역으로의 인구집중현상을 완화하고 국가산업의 균형발전을 가져오기 위해서는 산업간 소득격차를 해소시키는 정책의 수행이 필요하다.

도-농간 성장이전이 최근으로 올수록 약화되고 있지만, 아직도 농촌에서 도시로의 노동인구의 이전이 심각하게 일어나고 있다. 더 이상의 농촌의 인구유출을 막고 피폐해진 농촌을 살리기 위해서는 정부의 농촌지역에 대한 특별한 배려와 농업지원정책이 필요하다. 정부는 농촌지역에 대한 사회간접자본시설의 투자와 인적자원개발을 위한 교육시스템의 개선과 지원에 최선을 다해야할 것이다. 농촌지역에 대한 각종 정부규제를 완화하고 지역산업유치 유인으로 정부의 세제지원 등의 혜택이 지원되어야 할 것이다.

공업과 농업간, 도시와 농촌간에 균형발전을 위해서는 유능한 젊은 계층이 농촌에 머무를 수 있는 환경을 조성하는 것이 가장 중요하다. 즉 농촌 주민이 도시 주민과 같은 소득수준을 얻을 수 있도록 가격정책 등 여러 가지 정책을 합리적으로 시행할 필요가 있다. 이와 함께 농촌 거주자가 도시 거주자와 같은 수준의 소비생활을 할 수 있도록 여러 서

비스 부분의 공급이 원활히 되어야 한다. 즉 교육시설, 문화시설 등과 함께 도로 등 사회
간접자본이 충분히 확보되도록 하여야 할 것이다.

참고문헌

국내문헌

- 강상목, “중국의 지역성장분석,” 『경제학연구』 제50집 제4호, 한국경제학회, 2002.
- 곽승영, 『한국 제조업부문 생산성의 성장기여도 및 결정요인 분석』, 산업연구원, 1997.
- 권호영, “자산별 자본스톡 잠정추계결과,” 『국부통계간접추계 기법개발 및 시산』, 서울대 경제연구소(통계청), 2000, pp. 136.
- 김광석·박승록, 『우리나라 제조업의 생산성변화와 그 요인의 분석』, 산업연구원, 1988.
- 김광석·홍성덕, 『제조업의 중요소생산성동향과 그 결정요인』, 한국개발연구원, 1992.
- 김명수·권혁진, 『지역별 사회간접자본(SOC) 스톡 추계연구』, 국토연구원, 2002.
- 김영수, 『지역산업의 생산성과 결정요인 분석-지식기반제조업을 중심으로』, 산업연구원, 2002.
- 김재원, 『중소기업과 대기업의 중요소생산성 비교』, 한국개발연구원, 1984.
- 김적교·유지성·황규호, 『한국·대만·일본의 제조업 생산성 분석』, 한양대학교 경제연구소, 1984.
- 김종일, “중요소생산성 추정에 있어서의 문제점과 재추정방법,” 계량경제학보, 제6권, 1995.
- 김준영, 『한국의 총자본스톡 : 민간 및 정부 자본스톡추계』, 한국경제연구원, 1996.
- 서승환, “수도권의 중요소생산성 및 그 결정요인,” 응용경제 제3권 제1호, 『한국응용경제학회』, 2001.
- 성진근, 『한국의 농촌과 도시 지역간 인구이동』, 연세대학교 대학원 경제학과 박사학위논문, 1988.
- 유병서, “농가소득분포와 부문간 소득격차,” 『농업정책연구』, Vol. 18(1), 1992.
- _____, “도농간 소득격차해소를 위한 정책과제,” 농업경영·정책연구, Vol. 27, 2000.
- 이번송, “한국의 급격한 이촌향도형 인구이동과 농촌경제,” 『한국개발연구』, 제12권 제3호, 1990.
- 이영준, “제조업의 지방분산과 지역경제,” 지방연구, 경남개발연구원, 1997.
- 이영준·윤기향, 『우리나라 제조업의 지역생산성에 관한 연구와 정책방향』, 산업연구원, 1998.
- 이은우, “농촌도시간 인구이동의 실태와 영향,” 『노동경제논집』, Vol 16, 1993, pp. 107-129.
- 통계청, 통계청 홈페이지, KOSIS.
- 표학길, 『한국의 산업별·자산별 자본스톡 추계(1954~1996)』, 한국조세연구원, 1998.
- _____, 『국부통계간접추계 기법개발 및 시산』, 통계청, 2000.
- _____, “한국의 산업별·자산별 자본스톡추계(1953~2002),” 『한국경제의 분석』 제9권 1호, 2003.
- 한국생산성본부, 『제조업 업종별 중요소생산성 측정 및 분석』, 2001.
- 홍성덕·김정호, 『제조업 중요소생산성의 장기적 변화 : 1967~93』, 한국개발연구원, 1996.

외국문헌

- Bao, Shuming, Chang, Gene Hsin, Sachs, Jeffrey D., and Wing Thye Woo, "Geographic Factors and China's Regional Development under Market Reforms, 1978-1998," *China Economic Review*, Vol. 13, 2002, pp. 1-23.
- Barro, Robert J. "Economic Growth in a Cross Section of Countries." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(2), 1991, pp.407-44.
- Barro, Robert J. and Jong-Wha Lee. "International Comparisons of Education Attainment." *Journal of Monetary Economics*, December, Vol. 32(3), 1993, pp.363-94.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, New York: McGraw Hill, 1995.
- Bils, Mark and Peter J. Klenow, "Does Schooling Cause Growth?," *American Economic Review*, Vol. 90, NO. 5, 2000, pp.1160-1183.
- Bureau of Economic Analysis(BEA), *Fixed Assets and Consumer Durable Goods for 1925 ~ 2000*, Survey of Current Business, US Department of Commerce, 1999.
- Clark, Colin G., *The Conditions of Economic Progress*, London, McMillan, 1940.
- Chiswick, B. R., *Income Inequality (Regional Analysis within a Human Capital Framework)*, *National Bureau of Economic Research*, 1976.
- Coelli, Tim , Rao D.S. Prasada, and George E. Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, 1998.
- Ezaki, Mitsuo and Lin Sun, "Growth Accounting in China for National, Regional, and Provincial Economics: 1981-1995," *Asian Economic Journal*, Vol. 13, No. 1, 1999, pp. 95-117.
- Fare, R., Grosskopf, S. and C.A.K. Lovell, *The Measurement of Efficient of Production*, *Studies in Productivity Analysis*, Kluwer Nijhoff, Boston, Mass, 1985.
- Fare, R., Grosskopf, S., and Carl Pasurka, "Effects on Relative Efficiency in Electric Power Generation Due to Environmental Controls," *Resources and Energy*, Vol. 8, 1986, pp. 167-184.
- Glaeser, E., Kallal, H., Scheinkman, J. and Shleifer, A., "Growth in cities," *Journal of Political Economy*, 1992.

- Jorgenson, D. W. and Griliches, Z., "The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies*, 1967.
- Jorgenson, D. W., F. M. Gollop and B. M. Faumeni, *Productivity and U.S. Economic Growth*, Harvard University Press, 1987.
- Krugman, Paul., "The Mith of Asia's Miracle," *Foreign Affairs*, Vol. 73, 1994, pp. 62-78.
- Kuroda, et. al., KEO Database, *Keio University*, Industrial Research Institute, 1996, pp.225 ~ 227.
- Lee, Y. J. and Zang, H. S., "Urbanization and Regional Productivity in Korean Manufacturing," *Urban Studies*, Vol. 35, 1998.
- Lipton, M., "Migration from Rural Areas of Poor Countries: the Impact on Rural Productivity and Income Distribution," R. H. Sabot(ed.), *Migration and the Labor Market in Developing Countries*, Westview press, 1982.
- Maddison, A., *Chinese Economic Performance in the Long Run*, Development Centre of the Organization for Economic Cooperation and Development, Paris, 1998.
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earning*, New York: Columbia University Press, 1974.
- Sala-i-Martin, Xavier. "I just ran Four Million Regressions," *National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA)*, working Paper, No. 6252, November 1997.
- Solow, R. M, "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, 1957, pp. 312-320.
- Tolley, George S., "Growth Source Analysis with Rural-Urban Shift," University of Chicago, Working Paper, 2001.
- Wu, Yanrui, "Productivity Growth , Technical Progress, and Technical Efficiency Change in China : A Three-Sector Analysis," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 21, 1995, pp. 207-229.
- Yap, L., Internal Migration and Economic Development in Brazil, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90, No. 1, Feb 1976.