

# 韓國 地域經濟力 隔差\*

金聖泰\*\* · 鄭超時\*\* · 盧根鎬\*\*\*

## <目 次>

- I. 問題의 提起
- II. 韓國 地域經濟力의 隔差
- III. 韓國 經濟成長과 地域隔差: 回歸分析
- IV. 韓國 地域經濟力 隔差要因
- V. 結 論

## I. 問題의 提起

한국경제는 1962년부터 정부주도 하의 經濟開發計劃에 의해 실로 괄목할만한 量的 成長을 기록하여 왔다. <表 1>에서 보는 바와 같이 국민총생산은 1980년 불변가격으로 1962년 126.7억불이었던 것이 5차계획이 끝난 1987년에는 971억불로 증가하여 年平均 8.5%의 높은 實質成長率을 기록하였다. GNP 뿐만 아니라 수출 또한 수입과 함께 크게 성장하여(672배) 그동안 한국경제의 성장이 수출주도형이었던 것을 쉽게 알 수 있다. 1인당 GNP도 1980년 불변 가격으로 62년 395불에서 87년에는 2,344불로 5.9배나 증가하여 국민경제의 후생적 측면에서 크게 나아졌다고 볼 수 있다.

그러나 한국경제는 급속한 量的 成長의 대가로 성장과정에 있어서 都農間 불균형, 특정 지역간 불균형 및 노동, 자본 사이의 불균형 등 부문별 불균형을 심화시켜온 결과를 초래하였다. 本 論文에서는 이 중 지역간 불균형성장문제에 초점을 맞추어 다루고자 한다. 지역간 경제력에 있어서의 격차는 일찌기 60년대초 경제개발을 시작할 때부터 존재하여 왔으나, 정부주도형의 經濟成

\* 본 논문은 韓國經濟學會 1990년도 定期學術大會 발표(1991.2.8) 논문을 수정, 보완한 것임

\*\* 淸州大學校 經濟學科

\*\*\* 忠北經濟研究所

〈表 1〉 韓國經濟의 成長

年 度	GNP (億 \$)	經常收支 (億 \$)	輸 出 (億 \$)	輸 入 (億 \$)	産業構造(%)			1人當 GNP (\$)
					1次	2次	3次	
1962(A)	126.7	△0.6	0.5	3.9	37.0	16.4	46.6	395
1987(B)	971	45	336	293	12.8	30.1	57.1	2,344
B/A	7.7	—	672	75.1	0.3	1.8	1.2	5.9

資料：經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1989.

長戰略은 양적성장에 너무 치중한 나머지 지역간 형평에 맞는 성장계획을 수립하지 않았다. 그 결과 지난 30년 동안 지역간 격차는 개선되지 못한 것으로 보이는데, 이와같은 直觀的 성찰을 바탕으로 구체적인 統計分析을 통하여 실제의 지역간 經濟力 隔差를 추정하고, 성장과정에 따라 지역간 불평등도가 개선되었는지의 여부를 분석하는 것이 본 논문의 목적이다. Kuznets(1955)에 의하면 경제는 초기성장단계에서는 不平等度가 악화되다가 경제가 성숙단계에 들어서면 불평등도가 점차 개선된다는 것인데, 본 논문에서는 이러한 Kuznets의 가설이 한국의 경제성장에 있어서의 지역간 불평등도에도 적용되는가를 살펴보고자 한다. 마지막으로 각 지역의 경제력은 결국 노동과 자본, 그리고 社會間接資本의 투입량 및 생산기술에 의해 결정되므로, 이들 요인변수에 의한 지역간 상이한 경제성장 및 격차를 설명하기 위해 지역총생산함수를 패널자료를 이용하여 推定하고자 한다.

한국 지역경제력 격차에 대한 기존의 實證的 연구결과는 거의 찾아보기 힘들며, 단지 한국 경제발전에 따른 所得分配의 요인분석 및 지역연구에 필요한 기초적인 자료를 추계하는 정도에 머무르고 있는 실정이다.<sup>1)</sup>

본 논문의 構成은 다음과 같다. 제 2 절에서는 11개 시도의 絶對的 경제력을 나타내는 지역총생산고와 후생을 나타내는 1인당 GRP의 1970년도부터 1986년도까지의 자료를 이용하여 지역간 隔差의 實狀을 분석한다. 제 3 절에서는 經濟成長過程에 있어서 지역간 격차가 惡化 혹은 改善되었는지의 여부를 회귀분석을 통해 알아본다. 특히 Kuznets가설에 대한 檢定에 주안점을 두기로 한

1) 여기에 관련된 논문은 다음을 참조할 것.

주학중, 『한국의 소득분배와 결정요인(상, 하)』, 한국개발연구원 연구총서 30, 1979.  
——, “한국의 경제발전과 균형발전의 문제(2),” 『경제학연구』 제32집, 한국경제학회, 1984, 12.

표학길, 송치영, “한국의 자본스톡계정(1960-1984),” 『경제학연구』 제35집, 한국경제학회, 1987.

다. 제 4 절에서는 한국 지역총생산합수 모형을 설정하고 1970년부터 1987년까지의 패널자료를 이용하여 이를 추정할 것이다. 또한 패널자료를 이용한 추정방정식의 추정방법을 설명하고 推定結果에 대해 분석한다. 그리고 마지막 절에서는 결론을 정리할 것이다.

## II. 韓國 地域經濟力의 隔差

각 지역의 경제력을 비교하는 데는 여러 가지 방법이 가능하다. 기존의 연구는 자료의 제약으로 지역경제력을 가장 잘 나타내는 地域總生産高(Gross Regional Product: GRP) 대신 지역의 제조업 총생산액과 같은 간접적인 代變數(Proxy variable)가 주로 쓰여졌는데(Park, 1988), 본 논문에서는 1970년부터 1986년까지 17년 동안의 서울을 비롯한 11개 市道の GRP 자료를 직접 이용하여 각 지역의 절대적 지역경제력의 變動推移를 비교하고자 한다. 또한 같은 기간동안 각 지역의 1인당 GRP의 變動推移를 분석하여 각 지역의 생활수준의 변동추이도 함께 비교하고자 한다.

특히 지역격차문제를 보다 구체적으로 數量化하여 분석하기 위하여 지역 경제력의 절대적 격차를 나타내는 지표로서 絶對的 不平等度指數 및 상대적 격차를 나타내는 相對的 不平等度指數를 계산하여 제시하고자 한다. 分析의 초점은 한국경제에 있어 17년 동안의 지역간 경제력 격차의 실상을 알아보고, 과연 한국경제가 성장함에 따라 지역간 격차가 심화, 혹은 개선되어 왔는가 하는 문제에 대한 해답을 찾는 데 두고자 한다.

### 1. 韓國經濟의 GRP : 1970~86년

<附表 1>에는 1970년부터 1986년까지의 서울을 비롯한 11개 市道の GRP가 나타나 있다.<sup>2)</sup>

#### 1) 資料

서울을 제외한 10개 市道の 1970년부터 1978년까지의 GRP자료는 주민소득 연보에서 구하였으며 1980년부터 1986년까지는 內務部의 새마을소득 자료에서

2) 11개 市道에는 仁川, 大邱, 大田, 光州와 같이 현재 독립된 도시가 모두 포함되어 있다. 즉 1970년과 86년 사이에 행정적으로 독립한 도시라 할지라도 분석의 일관성을 위해 모두 기존 道에 포함시켰다.

〈表 2〉 首都圈 地域의 經濟力 및 人口集中 推移

年 度	1970	1975	1980	1986
$\frac{\text{首都圈GRP}}{\text{GDP}} \times 100\%$	32.6	35.6	39.8	41.8
$\frac{\text{首都圈人口}}{\text{全國人口}} \times 100\%$	27.6	31.0	34.9	39.6

구하였다.

문제는 1979년 資料가 빠져 있다는 것인데, 1979년도 자료는 각 지역별로 1970년부터 1978년까지의 GRP의 추세를 이용하여 추정치를 구하여 넣었다. 서울의 경우 1980년부터 1986년까지의 자료만이 『市民所得年報』로부터 구할 수 있었다. 따라서 1970년부터 79년까지의 서울 GRP는 국내총생산(GDP)에서 국방비와 서울을 제외한 각 지역의 GRP를 빼고난 후 統計的 오차를 감안하여 구하였다.

## 2) GRP變動推移의 特徵

GRP를 척도로 각 지역의 경제력을 1970년부터 1986년까지 비교하였을 때 다음과 같은 몇 가지 특징을 발견할 수 있다.

### ① 順位不變

〈附表 2〉에는 연도별 GRP순위가 나타나 있다. 〈附表 2〉에 의하면 1970년의 순위가 72년까지만 지켜지다가 바뀐 이후 전남과 부산의 순위가 1975년에 한 번 바뀌었을 뿐 73년의 순위가 그대로 유지되고 있는 것을 알 수 있다. 즉 서울과 京畿가 각각 1위 및 2위를 지켜왔고 慶北과 慶南이 그 뒤를 이어 3, 4위를 차지하여왔으며 부산이 5위를 차지하여왔다. 그리고 全南, 忠南, 江原이 그 뒤를 이어 6위부터 9위까지를 차지하여왔고 忠北과 濟州가 최하위권에 속하여 왔다. 한마디로 지역경제력의 절대적 순위는 70년 이후 거의 변화하지 않고 있다.

### ② 首都圈 地域으로의 經濟力 集中

한국경제가 성장함에 따라 首都圈지역으로 경제력이 집중되어 온 것을 알 수 있다(〈表 2〉 참조). 수도권으로의 경제력집중은 인구집중, 환경, 교통, 교육문제, 都農隔差의 심화 등의 많은 문제를 배태하고 있다. 이와같이 많은 문제가 있음에도 불구하고 인구 및 경제력의 지속적인 수도권집중화 이유는 首都圈의 生活水準이 몇몇 지역을 제외한 기타 모든 지역보다 월등히 높기 때문

〈表 3〉 地域別 經濟力 隔差 變動推移

	1970	1975	1980	1986
(湖南圈 GRP/嶺南圈 GRP)×100%	73.5	62.8	55.0	52.2
(忠清圈 GRP/嶺南圈 GRP)×100%	56.0	46.9	40.5	39.7
(湖南圈 GRP/首都圈 GRP)×100%	41.3	35.9	27.5	25.4
(忠清圈 GRP/首都圈 GRP)×100%	31.4	26.8	20.2	19.3

이다. 이는 다음에 논의할 1인당 GRP 분석에서 드러날 것이다.

### ③ 地域別 經濟成長率과 地域經濟力의 正의 相關關係

〈附表 3〉에는 地域別 實質經濟成長率의 변동추이가 나타나 있다. GRP가 上位에 속하는 서울, 경기, 경남, 경북, 부산은 모두 年平均經濟成長率이 전국평균경제성장율을 상회하는 데 반해 제주도를 제외한 전남, 전북, 충남, 충북, 강원은 모두 전국평균경제성장율을 하회하는 것으로 드러났다. 따라서 절대적 경제력을 나타내는 GRP수준뿐만 아니라 經濟成長의 측면에서도 首都圈 및 嶺南圈은 개발권역으로 기타 충청권, 호남권 및 강원권은 저개발권역으로 분류될 수 있다. 그 결과 1970년에 존재하고 있었던 地域經濟力의 隔差가 경제가 성장할수록 더욱 深化될 수 밖에 없었다. 특정 권역별 경제력 격차의 변동추이를 살펴보면 〈表 3〉에서와 같이 개발권과 저개발권 사이의 GRP격차가 점차 심화되어 왔음을 알 수 있다.

## 2. 1人當 GRP : 1970~86년

지금까지는 GRP의 절대적 수준을 살펴봄으로써 각 지역의 絶對的 경제력을 비교하였다.

GRP는 절대적 지역경제력을 잘 나타내고 있으나 각 지역의 생활수준 (standard of living)이나 지역주민의 厚生水準을 나타내는 데는 적절하지 않으며 1인당 GRP가 적절할 것이다. 〈附表 4〉에는 1970년부터 86년까지의 각 지역의 1인당 GRP가 1980년도 불변가격으로 나타나 있다. 〈附表 4〉로부터 1인당 GRP에 관한 다음과 같은 두 가지 특징을 발견할 수 있다. 즉 經濟가 成長함에 따라 1인당 GRP의 地域間 絶對的 隔差는 深化된 반면, 수준에 비해서는 상대적으로 격차가 줄어든 것을 관찰할 수 있다.

〈附表 5〉에는 연도별 1인당 GRP의 순위가 나타나 있다. 〈附表 5〉에서 1970년부터 86년까지 상위권 4개 시도는 전혀 변동이 없는 것을 알 수 있다.

이는 한국의 경제성장이 圈域別로 균형있는 발전을 度外視한 편협한 것으로서 성장의 果實이 특정지역에 편중되게 배분된 것을 나타내는 것이다. 이러한 특정지역의 1인당 GRP의 지속적 상승은 해당지역에의 경제력집중 및 인구집중의 문제를 낳게 된다. 앞서 지적한 수도권지역의 經濟力 및 人口의 集中은 바로 수도권의 1인당 GRP가 줄곧 최고수준을 유지해 왔기 때문에 일어난 결과인 것이다.

### 3. 地域經濟力의 不平等度指數 : 1인당 GRP를 基準으로

#### 1) 不平等度 指數

여기에서는 위에서 직관적으로 관찰한 지역간 경제력격차 정도를 좀 더 객관적으로 보기 위하여 지역경제력의 불평등도지수를 소개하고자 한다.

불평등도지수는 크게 絕對的 不平等度指數와 相對的 不平等度指數의 두 가지로 나눌 수 있다. 전자는 경제규모에 무관하게 지역간 격차를 나타내는 지수로서 1인당 GRP(PGRP)의 경우, 매년 全地域 1인당 GRP의 標準偏差나 範圍와 같은 것을 들 수 있다. 여기서는 매년도 1인당 GRP의 표준편차를 絕對的 不平等度指數 1(Absolute Inequality Index 1:  $A_1$ )이라 하고 매년 PGRP의 범위를 絕對的 不平等度指數 2( $A_2$ )라고 한다.

그러나 絕對的 不平等度指數는 관심을 갖고 있는 변수의 크기(scale)에 따라 달라지는 약점을 갖고 있다(Lambert, 1989 참조). PGRP의 경우, 경제가 성장함에 따라 PGRP가 증가하는 것은 당연하고 따라서 원래의 PGRP의 분산정도가 변하지 않더라도 증가할 수 있을 것이다. 이와같은 점을 감안해서 변수의 크기를 고려하여 散布度를 나타내는 지수가 相對的 不平等度指數이다. 상대적 불평등도지수도 몇 가지로 나누어 볼 수 있는데 여기서는 다음과 같은 세 가지를 PGRP의 相對的 不平等度指數로서 제시한다. 첫째, 상대적 불평등도지수 1( $R_1$ )은 매년 PGRP의 표준편차( $\sigma$ )를 그 해의 지역평균( $\mu$ )으로 나누어준 變異係數(coefficient of variation)이다.

둘째, 상대적 불평등도지수 2( $R_2$ )는 식 (1)과 같이 계산되는데 이것은 相對平均偏差(relative mean deviation)의 2배가 된다.

$$R_2 = \sum_{i=1}^N |X_i - \mu_t| / \mu_t \quad (1)$$

단,  $X_i$ 는  $t$ 년도의  $i$ 지역의 PGRP,  $\mu_t$ 는  $t$ 년도의 지역평균 PGRP를 나타냄.

〈表 4〉 1人當 GRP 絶對的 不平等度指數

(單位: 千圓)

年度	指數	PGRP $A_1$ (1人當 GRP 標準偏差)	PGRP $A_2$ (1人當 GRP 範圍)
1970		135	409
71		115	348
72		116	380
73		166	487
74		176	593
75		131	417
76		169	482
77		175	539
78		163	445
79		195	565
80		194	583
81		203	632
82		201	642
83		235	731
84		216	684
85		190	563
86		219	671

셋째, 상대적 불평등도지수  $3(R_3)$ 은 각 해에 각 지역 PGRP의 대수값의 표준편차로서 계산된다. 따라서 한국경제성장에 따른 지역간 격차의 심화 여부는 위의 諸指數를 통해 객관적으로 평가할 수 있을 것이다.

## 2) 絶對的 隔差의 深化

1인당 GRP의 절대적 격차라 함은 高所得地域과 低所得地域 사이의 1인당 GRP의 절대액의 차이를 가리킨다. 〈附表 4〉에서 볼 수 있듯이 1970년 이후 경제성장에 따라 1인당 GRP의 격차가 더욱 심화된 것을 알 수 있다.

1인당 GRP의 절대적 격차를 나타내는 지표로 1인당 GRP의 표준편차( $A_1$ )와 범위( $A_2$ )를 채택하여 절대적 격차의 변동추이를 측정하였는데 그 결과는 〈表 4〉에 나타나 있는 바와 같다.

첫째, 1인당 GRP의 연도별 표준편차( $\sigma$ )는 〈表 4〉의 둘째 열에서 볼 수 있듯이 약간의 기복도 있으나 증가추세에 있음을 확인할 수 있다.

둘째, 1인당 GRP의 범위의 변동추세는 〈表 4〉의 셋째 열에 나타나 있는 바와 같다. 70년에는 부산의 1인당 GRP가 최고수준으로 76만 7천원이었고 최저수준은 전북으로 1인당 GRP가 35만 8천원이었다. 따라서 70년도의 1인당

〈表 5〉 1人當 GRP 相對的 不平等度指數

年度 \ 指數	$R_1$ ( $\sigma/\mu$ )	$R_2$ ( $\sum_i  X_i - \mu  / \mu$ )	$R_3$ (log PGRP)
1970	0.28	2.33	0.012
71	0.23	1.99	0.008
72	0.23	1.96	0.008
73	0.28	2.49	0.012
74	0.29	2.54	0.012
75	0.20	1.87	0.006
76	0.23	2.31	0.010
77	0.22	2.20	0.008
78	0.19	1.93	0.006
79	0.18	1.76	0.005
80	0.23	2.29	0.008
81	0.23	2.19	0.008
82	0.22	2.06	0.008
83	0.24	2.21	0.010
84	0.20	1.87	0.006
85	0.15	1.37	0.004
86	0.15	1.36	0.004

GRP의 범위는 40만 9천원으로서 최고수준은 최저수준의 2배가 넘는 것이었다.

1인당 GRP의 범위는 74년까지 지속적으로 증가하다가 75년에 한 차례 감소하였다가 그 이후 전반적으로 상승추세를 보여 83년에는 최고수준인 73만 천원까지 이르렀다. 83년 역시 최고수준인 서울의 1인당 GRP는 144만 3천원으로서 최저수준인 全北의 71만 2천원의 두 배를 넘는 것으로 1인당 GRP의 절대적 격차는 경제가 성장함에 따라 더욱 벌어진 것을 알 수 있다. 다만 83년 이후에는 절대적 격차가 점차 감소하기 시작하였다는 것을 주목할 필요가 있다.

### 3) 相對的 隔差의 減少趨勢

한국경제가 성장함에 따라 1인당 GRP의 絕對的 隔差가 벌어진 것은 생활수준이 높아져 1인당 GRP가 증가함에 따라 커질 수 있을 것이다. 따라서 1인당 GRP의 절대적 격차가 반드시 지역간 不平等度を 정확히 나타낸다고 보기 힘들 것이다. 왜냐하면 동일한 1인당 GRP의 분포형태도 경제가 성장함에 따라 外延的으로 확대될 수 있기 때문이다. 〈表 5〉에는 앞서 논의된 세 가지 相對的 不平等度指數가 1인당 GRP에 대하여 측정되어 있다.



〈表 5〉에서 보는 대로 相對的 隔差의 특징을 보면, 첫째, 1인당 GRP의 變異係數인 PGRP  $R_1$ 은 70년에 최대치 0.28으로부터 시작하여 완만한 減少趨勢를 보이고 있다. 둘째, 1인당 GRP의 相對平均隔差의 합인  $R_2$ 는 70년에 2.33이었던 것이 약간의 變動은 있었으나 80년대 중반에 이르러서는 1.36까지 감소하여 전체적으로 감소추세를 보이고 있다. 셋째, 1인당 GRP의 대수값의 표준편차인  $R_3$  역시 70년의 최대치를 기점으로 전반적인 감소추세를 나타내고 있다.

위의 세 가지 상대적 불평등도지수가 共通的으로 보이는 특징은 80년대 중반에 들어서며 현저히 줄어든다는 점이다. 한 가지 注目할 사실은 74년이나 80년과 같이 경제전체가 不況局面에 있는 시기에는 상대적 불평등도지수가 크게 나타나 지역간 상대적 격차가 더욱 컸었다는 것이다.

### III. 韓國經濟成長과 地域隔差 : 回歸分析

2절에서는 1970년 이후 한국경제가 성장함에 따라 지역간 경제력의 絶對的 隔差는 심화되어온 반면 相對的 隔差는 점차 줄어온 것을 개괄적으로 발견할 수 있었다. 여기서는 回歸分析을 통하여 개략적 관찰을 좀 더 면밀하게 살펴보고자 한다.

#### 1. Kuznets假說

Kuznets(1955)는 特定經濟의 不平等度는 경제가 初期開發段階에서 증가하다가 後期開發段階에서는 감소하게 되어 產出高를 X축에 不平等度를 Y축에 놓을 경우 소위 Kuznets曲線이라고 불리는 逆U字曲線(inverted-U curve)을 나타내게 된다는 가설을 제안하였다. 이와같은 逆U字曲線을 나타내는 이유를 Kuznets와 일련의 학자들(Fei and Ranis, 1964 및 Lewis, 1954)은 다음과 같이 설명하였다. 現代經濟成長은 한마디로 경제의 중심이 농업부문에서 공업부문으로 이동하는 과정으로서, 인구 역시 경제가 성장함에 따라 공산업부문의 고용과 생산의 팽창을 돕기 위해 농업에서 공산업부문으로 이동한다는 것이다. 예로서 경제가 고소득(H)과 저소득(L)의 두 부문으로 나누어져 있다고 하자.  $\bar{Y}_H$  및  $\bar{Y}_L$ 를 각각 고소득부문 및 저소득부문의 평균소득이라 하고  $I_H$  및  $I_L$ 을 각각 부문에 있어서의 所得不平等度라고 하며,  $\phi_H$  및  $\phi_L$ 을 인구점유

을이라고 하자. 이러한 상황에서 Kuznets(1955)는  $\bar{Y}_H$ ,  $\bar{Y}_L$  및  $I_H$ ,  $I_L$ 은 고정인 채  $\phi_H$ 만을 증가시킴으로써 경제전체의 불평등도와 경제성장 사이에 逆U字曲線을 나타내는 다수의 數值的 例를 제시하였다.<sup>3)</sup> 그 이후 Swamy(1967), Knight(1976), Robinson(1976), Lecallion et al(1984) 및 Anand and Kanbur(1984) 등이 Kuznets가설을 이론적으로 입증하는 논문을 계속 발표하였다. Kuznets가설은 Kravis(1960), Kuznets(1963), Paukert(1973) 및 Loehr and Powelson(1981) 등에 의하여 實證的으로 立證되었다. 이후에도 회귀분석을 통하여 Ahluwalia(1974, 1976a, 1976b), Adelman and Morris(1973), Cline(1975), Saith(1983), Papanek and Kyn(1985) 및 Bourguignon and Morrisson(1989) 등은 Kuznets가설을 채택하였다.

단지 Anand and Kanbur(1984)만이 Kuznets가설을 실증분석을 통해 기각하였다. Kuznets가설은 실증분석에서 소득의 불평등도를 나타내는 指數를 GNP나 1인당 GNP의 임의의 함수의 형태 중 가장 설명력이 큰 함수형태를 발견하여 실증적으로 검증할 수 있을 것이다.

## 2. 韓國經濟成長과 絶對的 不平等度

1인당 GRP로 측정한 절대적 불평등도지수인  $A_1$ 과  $A_2$ 를 각각 종속변수로 선택하고 1인당 GRP의 平均值(PGRP)를 설명변수로 선택한 후 다음과 같이 線型函數와 2次函數로써 회귀분석하였다.

$$A_i = \alpha + \beta(PGRP) + \gamma(PGRP)^2 \quad (2)$$

$$A_i = \alpha + \beta(PGRP) \quad \text{단, } i=1, 2. \quad (3)$$

여기서 PGRP는 1인당 GRP의 연도별 전국 평균값을 나타냄.

식 (2)와 (3)의 회귀분석 결과는 <表 6>에 정리되어 있다. <表 6>에서 AIC 統計量에 의하면 絶對的 不平等度指數는 1인당 GRP 평균의 선형함수보다는 2차함수의 형태가 적절함을 알 수 있다. 그러나 線型函數도 통계적 유의성을 가짐을 감안할 때, 1970년부터 1986년까지 絶對的 不平等度는  $A_1$ ,  $A_2$  모두 1

3) 다음과 같은 예에서 Kuznets의 가설을 쉽게 알 수 있다.

所得(y) (百萬원)		低所得層(L)			高所得層(H)			경제전체 소득 표준편차	평균
		3	4	5	9	10	11		
人口 (명)	경제성장 1단계	15	15	15	5	5	5	2.74	5.5
	경제성장 2단계	10	10	10	10	10	10	3.14	7.0
	경제성장 3단계	1	1	1	19	19	19	1.55	9.7

〈表 6〉 韓國經濟成長과 地域間 絶對的 不平等度指數

說明變數	$A_1$ (1人當 GRP 標準偏差)		$A_2$ (1人當 GRP의 範圍)	
	線型函數	2次函數	線型函數	2次函數
PGRP	0.102** (4.85)	0.357*** (3.11)	0.311* (4.13)	1.124** (2.56)
(PGRP) <sup>2</sup>		-0.0001** (-2.26)		-0.0004* (-1.81)
constant	90.079** (4.90)	-15.839 (-0.31)	279.107* (4.23)	-58.75 (-0.31)
R <sup>2</sup>	0.61	0.71	0.53	0.62
AIC# 통계량	0.6792	0.6189	0.7462	0.7048
D.W.	1.41	1.87	1.48	1.76

註: 괄호안은 t값

\*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준( $\alpha$ ) 10%, 5%, 1%임

#는 Akaike 통계량을 의미함.

인당 GRP가 증가함에 따라 증가한 것을 알 수 있다. 이 결과를 Kuznets가설의 관점에서 해석하면, 1985년까지는 逆U자곡선의 왼쪽편에 韓國經濟가 속한 것으로 판단되나, 향후 절대적 불평등도가 지속적으로 감소할지는 결론지을 수 없다. 따라서 Kuznets가설은 현재의 분석자료로는 엄밀하게 실증적으로 棄却, 혹은 採擇할 수 없다.

### 3. 相對的 不平等度

여기서는 2절에서 설명한 相對的 不平等도가 한국경제가 成長함에 따라 여하히 변화하였는가를 회귀분석을 통해 분석하고자 한다.

상대적 불평등도지수  $R_i$ 를 각각 PGRP의 선형함수와 2차함수 및 log 선형함수와 log 2차함수로 식 (4)~(7)에서와 같이 회귀분석하였다.

$$\text{線型函數} \quad R_i = \alpha + \beta(\text{PGRP}) \quad (4)$$

$$\text{2次函數} \quad R_i = \alpha + \beta(\text{PGRP}) + \gamma(\text{PGRP})^2 \quad (5)$$

$$\text{log 線型函數} \quad R_i = \alpha + \beta(\log \text{PGRP}) \quad (6)$$

$$\text{log 2次函數} \quad R_i = \alpha + \beta(\log \text{PGRP}) + \gamma(\log \text{PGRP})^2 \quad (7)$$

단  $i=1, 2, 3$ .

위의 네 가지 함수형태 중 자료를 제일 잘 설명하는 것을 선택하기 위해 앞서와 같이 AIC統計量을 이용하였다. 그 결과 각 함수의 형태에 대해 〈表 7〉와 같은 AIC統計量값을 얻었다.

〈表 7〉 AIC統計量값

函數形態 相對的 不平等度指數	線型函數	2次函數	log 線型函數	log 2次函數
$R_1$	0.6810*	0.7182	0.7085	0.7202
$R_2$	0.7619	0.6985	0.8329	0.6879*
$R_3$	0.7683*	0.8137	0.7855	0.8137

註：\* 최적모형

〈表 8〉 韓國經濟成長과 地域間 相對的 不平等度指數

從屬變數 說明變數	$R_1 = \sigma/\mu$	$R_2 = \sum  X_i - \mu  / \mu$	$R_3 = \text{Var}(\log \text{PGRP})$
PGRP	-0.0001*** (-4.84)	-0.0009* (-3.97)	-0.000007* (-3.91)
logPGRP		20.137** (2.92)	
(logPGRP) <sup>2</sup>		-1.557*** (-3.01)	
constant	0.319*** (14.99)	-62.845** (-2.72)	2.79*** (14.08)
$R_2$	0.61	0.64	0.013** (8.85)
D.W.	1.89	2.38	2.22

註：\*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 ( $\alpha$ ) 10%, 5%, 1%임

〈表 7〉에 의하면  $R_2$ 를 제외하고는 모두 線型函數가 最適模型이라는 것을 알 수 있다. 최적모형에 대한 회귀분석결과는 〈表 8〉에 있는데, 먼저  $R_1$ 과  $R_3$ 는 PGRP의 負의 선형함수인 것을 알 수 있다. 추정계수  $\hat{\beta}$ 의 크기가 작으나 負로서 높은 t값을 보여 1인당 GRP가 증가할수록 지역간 상대적 불평등도는 점차 減少되는 것으로 나타났다.

단지  $R_2$ 만이 선형함수 대신 log 2차함수가 최적모형으로 나타났으나 꼭지점, 즉  $R_2$ 가 최대치인 시기가 1974년이기 때문에 1975년 이후는 계속 감소하는 것을 알 수 있다.

그리하여 〈表 8〉의  $R_2$ 의 둘째 열에는  $R_2$ 와 PGRP의 관계를 단순화하여 1차함수의 추정치를 제시하였는데 PGRP의 계수가 負가 되는 것을 볼 수 있다.

결론적으로 한국경제가 성장함에 따라 지역간 절대적 불평등도는 深化되어 온 반면, 상대적 불평등도는 減少되어온 것을 발견할 수 있다.

## IV. 韓國 地域經濟力 隔差要因

### 1. 問題의 提起

제2절과 3절에서는 한국경제가 성장함에 따라 각 지역의 絶對的 經濟力面과 生活水準에서 모두 絶對적 격차는 深化되어온 반면 相對的 隔差는 점차 줄어들고 있는 것을 GRP 및 1인당 GRP를 통하여 살펴보았다. 그렇다면 중요한 것은 과연 어떠한 이유에서 이와같은 地域間 隔差가 존재하였는가 하는 문제에 대한 해답을 찾는 것일 것이다.

지역경제의 격차요인은 크게 經濟的 요인과 非經濟的 要因으로 구분될 수 있을 것이다. 非經濟的 要因으로서의 정치적 요인, 사회·문화적 요인, 역사적 요인 등의 여러 가지가 있으나 여기서는 자료의 제약과 논문의 성격상 경제적 요인에 초점을 맞추려고 한다. 특히 자료의 제약에 의해 第1次産業과 第3次産業을 제외한 第2次産業을 중심으로 분석할 것이다. 분석의 초점은 총제조업생산액의 성장을 자본과 노동 및 사회간접의 성장과 함께 總要素生産性向上을 中心으로 설명하는 데 있다. 특히 총요소생산성 증가율을 계산하기 위해 직접 地域總生産函數(regional aggregate production function)를 추정할 것이다.

### 2. 模 型

서울을 비롯한 11개 시도를 絶對적 경제력 수준 및 경제성장율과 기타 경제적 요인에 의해 다음과 같이 세 가지 유형으로 分類하였다.

첫째는 大都市 經濟圈으로 서울과 부산이 이에 속한다. 둘째는 대도시 근접권으로서 경기, 경북 및 경남이 이에 속한다. 셋째는 거대도시권과 상당히 멀리 떨어져 있으며 제조업의 비중이 낮은 非都市型 경제권으로서 충북, 충남, 전북, 전남, 강원, 제주가 이에 속한다.

이들 각 경제권의 특징은 첫째 GRP나 제조업 생산총액에서 거대도시권과 대도시근접권이 모두 상위를 점하고 있고 非都市型 經濟圈은 하위를 지키고 있다는 것이다. 또한 絶對적 경제력의 수준에서뿐만 아니라 경제성장율 면에서는 非都市型 經濟圈은 낮은 수준을 나타내고 있다. 따라서 地域總生産函數

는 경제권에 따라 각기 상이한 형태를 취하게 될 것이다.

地域經濟 성장모형으로서 각 생산요소가 중립적으로 확장하는 技術進步(neutral technical progress)가 있는 新古典學派 成長模型을 선택하였는데 식 (8)과 같은 형태의 생산함수를 갖는다.

$$Y_{(t)} = Q(K_{(t)}, L_{(t)}, SK_{(t)}, t) = A_{(t)} K_{(t)}^{\alpha} L_{(t)}^{\beta} SK_{(t)}^{\gamma} \quad (8)$$

여기서  $Y_{(t)}$ 는 생산물,  $L_{(t)}$ 는 노동,  $K_{(t)}$ 는 자본,  $SK_{(t)}$ 는 社會間接資本을 나타내며  $A_{(t)}$ 는  $t$ 년도의 技術係數로서 시간  $t$ 의 함수가 된다. 위의 지역생산함수가 신고전학과 생산함수와 다른 점은 생산요소로서 사회간접자본이 포함되었으며, 세 생산요소에 대해 1차동차성을 갖는다는 제한을 하지 않고  $\alpha + \beta + \gamma$ 次 同次性을 갖는다는 것을 가정한다는 점이다. 즉 지역생산함수는 경제권에 따라 1차동차성을 갖는 규모에 대한 收穫不變(CRS)을 나타낼 수도 있으며, 규모에 대한 收穫遞增(IRS)이나 혹은 收穫遞減(DRS)을 나타낼 수 있기 때문에 이에 대해 특정한 事前制約을 하지 않는 것이 나올 것이다. 또한 사회간접자본을 생산요소로 포함한 이유는 한국경제는 경제개발단계의 초기에 있어 社會間接資本이 확충되어 있지 않았으며 경제가 성장함에 따라 증가하는 추세를 보이며 성장에 큰 기여를 하였기 때문이다.

식 (8)에서 양변에 자연대수를 취하면 식 (9)와 같이 된다.

$$\log Y_{(t)} = \log A_{(t)} + \alpha \log K_{(t)} + \beta \log L_{(t)} + \gamma \log SK_{(t)} \quad (9)$$

식 (9)에서  $K$ ,  $L$ , 및  $SK$ 는 실제로 관찰할 수 있으나 技術進步要素  $A_{(t)}$ 는 실제로 관측할 수 없다. 따라서 특정지역 생산함수의 추정식은 식 (10)과 같은 형태를 취하게 된다.

$$\log Y_{i(t)} = \alpha \log K_{i(t)} + \beta \log L_{i(t)} + \gamma \log SK_{i(t)} + u_{it} \quad (10)$$

여기에서  $Y_{i(t)}$ 는 특정 경제권에 속해 있는 시도  $i$ 의  $t$ 년도의 생산물을 나타낸다. 예로서 대도시 경제권의 경우  $i$ =서울, 부산,  $t$ =1970, 1971, ..., 1987가 된다. 또한  $u_{it}$ 는 오차항으로서 기술진보요소와 함께 측정오차라든가, 기후나 기타 생산에 영향을 미치는 要因을 포함하는데 특히 個別 市道의 특징을 나타내는 요소를 포함하기 때문에 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$u_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

여기에서  $\eta_i$ 는 지역  $i$ 의 個別效果를 나타내는 항으로서 각 지역만이 갖는 地政學的 특성이 될 수도 있고 각 지역 구성원의 기질이나 특성이 될 수도 있으며 기타 지역경제에 영향을 미칠 수 있는 요인을 나타낸다.

개별효과를 나타내는  $\eta_i$ 가 固定的인가 아니면 確率的으로 결정되느냐에 따라 추정방식은 固定效果模型(fixed effect model)과 確率效果模型(random effect model)으로 나눌 수 있다. 本稿에서는 최종추정모형으로서 確率效果模型을 선택하였다.

그 이유는 첫째 각 지역의 여러 가지 경제적 요인이 특정지역의 生産物에 영향을 미치는데, 이러한 요인은 고정되어 시간에 관계없이 일정하게 영향을 미치기보다는 평균값을 중심으로 시기에 따라 조금씩 加減이 되어 확률적으로 影響을 미친다고 보는 것이 타당하기 때문이다. 둘째 이유는 고정효과모형이 확률효과모형의 特殊形態가 되기 때문이다. 따라서  $\eta_i$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2(\eta)$ 인 正規分布를 따른다고 가정한다. 즉

$$\eta_i \sim N(0, \sigma^2(\eta)) \quad (12)$$

$\varepsilon_{it}$ 는 通常의인 지역  $i$ 의  $t$ 기에 있어서의 오차항을 나타낸다.

$\varepsilon_{it}$  사이의 관계를 다음과 같이 가정한다.

$$E[\eta_i] = 0 \quad E[\eta_i^2] = \sigma^2(\eta)$$

$$E[\varepsilon_{it}] = 0 \quad E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = \begin{cases} 0 & \text{만약 } t \neq s \text{ 혹은 } i \neq j \\ \sigma^2(\varepsilon) & t = s \text{ 및 } i = j \end{cases}$$

$$E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0 \quad (13)$$

이상의 가정을 근거로 추정방정식체계를 行列의 형태로 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & x_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \vdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & x_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b \\ b \\ \vdots \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}$$

단  $y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} \quad x_i = \begin{bmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{it} \end{bmatrix} \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} \quad (14)$

여기서  $y_{it} = \log Y_{i(t)}$ ,  $x_{it} = (\log K_{i(t)} \log L_{i(t)} \log SK_{i(t)})$ ,  
 $b = (\alpha, \beta, \gamma)^{i0}$ 이며  $i = 1, \dots, n$ ,  $t = 1, \dots, T$ .

$i$ 는 경제권에 따라 결정된다. 즉 대도시경제권의 경우  $i$ 는 서울 및 부산을 나타내며, 대도시근접권의 경우 경기, 경남, 경북을 나타내며, 비도시권의 경우 충남북, 전남북, 제주, 강원 6개도를 나타낸다.

$T$ 는 자료가 1970년부터 87년까지의 年間 시계열이므로 18이 된다.

### 3. 資 料

#### 1) 鑛工業 總生産額 ( $Y$ )

地域別 광공업 총생산액 자료는 1970년부터 『廣工業統計調查報告書』에서 구하였다.

#### 2) 勞動投入量 ( $L$ )

지역별 연간 노동투입량은 제조업에 종사한 從業員總數로서 측정하였으며, 자료는 역시 『광공업 통계조사보고서』에서 구하였다.

#### 3) 資本貯藏量 ( $K$ )

地域別 資本貯量은 가장 힘들게 작성된 자료의 하나로서 『鑛工業 統計調查報告書』로부터 다음과 같이 계산되었다. 1978년부터 87년까지는 地域別 有形固定資産의 연말총액과 함께 연간처분액, 연간취득액 및 감가상각액자료가 있으므로  $t$ 年度の 자본저량  $K_{(t)}$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$K_{(t)} = K_{(t-1)} + I_{(t)} - D_{(t)}$$

여기에서  $I_{(t)}$ 는  $t$ 년도의 純投資額이며  $D_{(t)}$ 는  $t$ 년도의 減價償却額을 나타낸다. 광공업통계자료보고서의 자료에서  $K_{(t)}$ 는 고정자산의 연말총액으로 측정되었으며,  $I_{(t)}$ 는 유형고정자산의 年間取得額에서 年間處分額을 뺀 것으로 측정되었다.

앞서 밝혔듯이 78년부터 87년도까지는 유형고정자산의 年末總額資料를 그대로 資本貯量으로서 쓸 수 있으나 문제는 1974년부터 77년도까지 4년동안은 연말총액자료가 없고 단지 처분액 및 취득액 자료가 있을 뿐이다. 따라서 이 기간동안의  $K_{(t)}$ 는 73년과 78년의  $K_{(t)}$ 가 알려져 있는 사실을 이용하여 Pyo (1988)에서와 같이 Benchmark Method를 이용하여 구하였다. 1970년부터 72년까지의  $K_{(t)}$ 는 또한 73년부터 78년까지의 감가상각률을 계산하여, 그대로 이용하여 73년부터  $K_{(t)}$ 로부터 逆算하여 구하였다.

#### 4) 社會間接資本 ( $SK$ )

사회간접자본이란 도로, 항만, 상하수도과 같은 公共財로서 지역경제의 수



준 및 성장을 결정하는 데 중요한 역할을 담당하고 있다. 단지 지금까지 社會間接資本이 地域總生産物을 결정하는 實證分析에 있어서 간과되어 온 것은 자료문제 때문인 것으로 보인다.

사회간접자본을 직접 나타내는 자료가 없으므로 여기서는 代變數로서 각 지역의 연간 一般會計 歲出豫算 중에서 사회간접자본형성에 가장 크게 영향을 미쳤을 것이라고 생각되는 산업경제비와 지역개발비를 합한 것을 社會間接資本에 대한 순투자로 측정하였다. 따라서  $t$ 년도의 사회간접자본  $SK_{(t)}$ 는  $(t-1)$ 년도의 사회간접자본  $SK_{(t-1)}$ 에서 減價償却分만큼 뺀 다음  $t$ 년도의 순투자  $SI_{(t)}$ 를 더하여 다음과 같이 계산하였다.

$$SK_{(t)} = SK_{(t-1)}(1 - \delta_{(t)}) + SI_{(t)}$$

단,  $\delta_{(t)}$ 는  $t$ 년도의 감가상각률로서 각 지역의  $t$ 년도 자본에 대한 감가상각률을 그대로 적용하였다.

#### 4. 推定方法

패널자료를 이용하여 確率效果模型을 推定하는 방법은 Kim(1989)을 참조하면 되는데 여기서는 간단히 개괄적인 방법만 소개하기로 한다.

식 (14)에서  $u_{it}$ 의 공분산 행렬을  $V$ 라고 하면  $V$ 는 다음과 같다.

$$V = \begin{bmatrix} V_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & V_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & & & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & V_n \end{bmatrix} \quad (NT \times NT)$$

$$\text{단 } V_i = \begin{bmatrix} \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\varepsilon) & \sigma^2(\eta) & \cdots & \sigma^2(\eta) \\ \sigma^2(\eta) & \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\varepsilon) & \cdots & \sigma^2(\eta) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^2(\eta) & \sigma^2(\eta) & \cdots & \sigma^2(\eta) + \sigma^2(\varepsilon) \end{bmatrix} \quad (T \times T) \quad (15)$$

식 (15)에서  $\sigma^2(\eta)$ 과  $\sigma^2(\varepsilon)$ 이 알려져 있으면 GLS(Generalized Least Square)을 이용하여 추정할 수 있다. 즉  $P'P\theta^{-2} = V^{-1}$ 을 만족하는 直交行列  $P$ 를 발견하여 벡터로 표현된 추정방정식  $y = xb + u$ 에 앞곱하기를 하여 다음과 같이 쓰면

$$y^* = x^*b + u^* \quad (16)$$

$$\text{단 } y^* = py, \quad x^* = px, \quad u^* = pu$$

새로운 오차항  $u^*$ 의 공분산행렬은 항등행렬이 된다. 즉

$$\text{Var}(u^*) = E[u^*u^{*'}] = E[puu'p'] = \theta^2 I \quad (17)$$

따라서 변환된 자료로 구성된 추정방정식 (16)을 OLS를 적용하여 추정할 수 있다. 여기에서  $p$ 는 다음과 같은 블록대각행렬이 된다.

$$p = \begin{bmatrix} p_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & p_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & p_n \end{bmatrix} \quad \text{단 } p_i \text{는 } (T \times T) \text{의 정방행렬}$$

(NT×NT)

그러나  $\sigma^2(\eta)$ 과  $\sigma^2(\varepsilon)$ 이 알려져 있지 않기 때문에 最尤推定法(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하게 된다. 개별지역  $i$ 의 우도함수는  $\eta$ 과  $\varepsilon$ 가 正規分布를 따르므로 다음과 같이 정의된다.

$$L_i = (2\pi)^{-T/2} |V_i|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} u_i' V_i^{-1} u_i\right) \quad (18)$$

또한 전체표본의 우도함수는  $L = \prod L_i$ 가 될 것이다. 直交行列  $p_i$ 는 식 (19)의 형태가 되는데  $I_T$ 는  $(T \times T)$ 의 항등행렬이며 1은 요소가 모두 1인  $(T \times 1)$ 인 列벡타이며  $\rho$ 는 scalar이다.

$$P_i = I_T - \rho/T \mathbf{1}\mathbf{1}' \quad (19)$$

위 식에 의하면  $\rho$ 를 알아야만이  $p_i$  값이 정해지는데 문제는  $\rho$ 값을 어떻게 발견하느냐 하는 것이다. 이 경우  $E[u_{it} u_{is} | t \neq s] = 0$ 이 되는 것을 이용하여  $\rho$ 값을 구하면 식 (20)과 같이 표현되는 것을 알 수 있다.<sup>4)</sup>

$$\rho = 1 - \sqrt{\frac{(1-\delta)/T}{\delta + (1-\delta)/T}} \quad (20)$$

$$\text{단, } \delta = \sigma^2(\eta) / (\sigma^2(\eta) + \sigma^2(\varepsilon))$$

식 (29)에서  $\delta$ 가 결정되면  $\rho$ 가 결정되는 것을 알 수 있다. 따라서 최우률  $L$ 을 결정하는 최적  $\delta$ 를 0과 1 사이에서 찾는 것이 최우추정법의 핵심이 된다.

$\rho$ 는  $0 \leq \rho \leq 1$ 의 범위를 갖는데  $\rho=0$ 인 경우 MLE는 OLS와 같게 되며,  $\rho=1$ 인 경우 MLE는 固定效果模型의 推定方法이 된다:

4) 자세한 내용은 Kim(1989)참조

〈表 9〉 非都市型 經濟圈의  $\delta$  및 log尤度

$\delta$ 값	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.71*	0.8	0.9
log尤度	140.12	145.17	146.55	147.37	147.98	148.46	148.80	148.95	148.96*	148.79	147.95

〈表 10〉 大都市 經濟圈의  $\delta$  및 log尤度

$\delta$ 값	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.53*	0.6	0.7	0.8	0.9
log尤度	80.66	86.56	88.39	89.16	89.51	89.641	89.648*	89.61	89.46	89.14	88.51

〈表 11〉 大都市 近接圈의  $\delta$  및 log尤度

$\delta$ 값	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.9999
log尤度	64.1	75.4	79.6	81.9	83.3	84.2	84.8	85.2	85.5	86.2	101.7

결국 log尤도 L은 식 (21)과 같이 구할 수 있다.

$$L = \sum \log(1-\rho) / \sigma^T + K \quad (21)$$

단  $\sigma$ 는 특정  $\delta$ 의 값에 의해 변환된 자료의 OLS로부터 구한 標準誤差를 나타내며  $K = NT/2$ 이다. 결론적으로 확률효과모형의 MLE는 식 (21)를 극대화시키는 최적  $\delta$ 를 0과 1 사이에서 區間探索(grid search)을 통하여 구하는 과정이다.

## 5. 地域總生産函數 推定結果

예로서 비도시형 경제권의 지역총생산함수를 위에서 설명한 추정방법을 이용하여 추정한 결과 최우도를 주는  $\delta$ 값은 〈表 9〉에서와 같이 0.71이 되는 것을 알 수 있다.

같은 방법으로 大都市 經濟圈 및 대도시 근접권의  $\delta$ 값을 구한 결과는 〈表 10〉 및 〈表 11〉에 나타나 있는 바와 같다.

각 경제권의 지역총생산함수의 추정치는 〈表 12〉에 요약되어 있다.

〈表 12〉에 의하면 非都市圈이 大都市圈 및 大都市近接圈보다 생산요소에 대한 총수확에 있어 크게 뒤지는 것을 알 수 있다. 즉 대도시권과 대도시근접권은 규모에 대한 收穫遞增을 나타내는 반면, 비도시권은 規模에 대한 收穫遞減을 나타내고 있는 것을 볼 수 있다. 이러한 차이는 자본과 노동(넷째 열 참조)만을 고려하였을 경우도 나타나는데 대도시근접권 및 대도시권 규모에 대한 收穫遞增을 보이는 반면 비도시권은 規模에 대한 收穫遞減을 보인다. 따라

〈表 12〉 地域總生産函數  $Y_{(t)} = K_{(t)}^{\alpha} L_{(t)}^{\beta} SK_{(t)}^{\gamma}$  의 推定値

經濟圈	推定値	$\alpha$	$\beta$	$\delta$	$\alpha + \beta$	$\alpha + \beta + \delta$
大都市圏 (서울, 釜山)		0.162 (4.48)	0.880 (16.60)	0.068 (0.91)	1.04	1.11
大都市近接圏 (京畿, 慶南, 慶北)		0.227 (5.57)	0.856 (9.37)	0.304 (4.21)	1.08	1.38
非都市圏 (忠北, 忠南, 全北, 全南, 江原, 濟洲)		0.343 (5.54)	0.322 (4.08)	0.301 (5.96)	0.67	0.97

註: 1) 괄호안은 t값

2) \*\*\*는 유의수준 ( $\alpha$ ) 1%를 나타냄.

〈表 13〉 圈別 生産要素 成長率 및 生産物 成長率: 1970~87 (單位: %)⁵)

	生産物成長率 ( $\dot{Y}/Y$ )	資本 成長率 ( $\dot{K}/K$ )	勞動 成長率 ( $\dot{L}/L$ )	社會間接資本 成長率 ( $\dot{SK}/SK$ )
大 都 市 圏	9.5	9.0	5.4	18.4
大 都 市 近 接 圏	17.8	13.0	10.6	17.7
非 都 市 圏	10.5	11.1	3.4	17.5

서 지역간의 經濟力隔差 要因의 하나로서 지역간 생산기술의 차이가 중요한 역할을 하고 있는 것을 알 수 있다. 〈表 12〉에서 발견할 수 있는 재미있는 사실은 노동에 대한 收益率 彈力性이 비도시권이 타권보다 크게 떨어지는 것인데 이는 자본이 아직 필요한 만큼 확보되지 못해서 일어난 것으로 보인다. 또한 대도시권의 社會間接資本에 대한 係數( $\delta$ )가 他圈보다 크게 떨어지는 것은 인구 및 경제력 집중으로 인해 사회간접자본의 생산성이 크게 떨어지는 것을 반영한 것으로 보인다.

지역격차의 두번째 요인으로서는 생산요소인 노동과 자본의 부족량의 차이와 더불어 요소성장률의 차이를 들 수 있다. 〈表 13〉에는 각 지역의 생산요소 및 생산물의 성장률이 나타나 있는데 비도시권과 대도시 근접권을 비교하여 보면 모든 생산요소에 대해 비도시권지역이 대도시 근접권보다 뒤지는 것을 알 수 있다.

마지막으로 지역격차의 요인으로서 生産技術 進步의 差異를 생각할 수 있는데, 이는  $\dot{A}/A$ 의 값으로 나타낼 수 있다. 즉  $\dot{A}/A$ 는 식 (22)와 같이 표현할

5) 여기에서 年平均 成長率은 1970년과 1987년의 총성장률을 계산한 후 이를 17년간에 걸쳐 기하평균한 것임.

〈表 14〉 圈域別 技術進步率(總生產要素 生産性 增加率)

(單位: %)

	大都市圈	大都市近接圈	非都市圈
技術進步率	2.0	0.4	0.3

수 있는데 이와같이 계산한 세 경제권에 대한 技術進步率은 〈表 14〉에 나타나 있는 바와 같다.

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{K}}{K} - \beta \frac{\dot{L}}{L} - \gamma \frac{\dot{SK}}{SK} \quad (22)$$

〈表 14〉에 의하면 비도시권은 타권보다 기술진보율에서 역시 뒤처지는 것을 알 수 있다. 따라서 기술진보율의 차이 역시 지역격차의 요인이 되는 것을 알 수 있다.

## V. 結 論

본 논문에서는 한국의 地域間 絶對的 經濟力에 있어서의 격차 및 생활 수준의 격차에 대해 實狀 및 隔差要因을 분석하였는데 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다.

첫째, 한국경제가 성장함에 따라 地域經濟力을 나타내는 GRP의 絶對的 隔差 및 상대적 격차가 모두 深化되어온 것이 실증적으로 立證되었다.

둘째, 地域間 生活水準을 나타내는 1인당 GRP 역시 絶對적 격차는 深化되어온 반면 상대적 격차는 점차 줄어드는 것을 발견하였다.

세째, 이러한 지역간 격차의 경제적 요인은 물론 生産要素量 差異뿐만 아니라 생산요소의 성장률과 생산기술, 기술진보율의 차이에 있는 것이 실증적으로 立證되어 세 가지 요인이 함께 가속적으로 地域間 隔差를 深化시킨 것으로 드러났다.

## 〈附 錄〉

〈附表 1〉 地域 總生産：1970~86 (單位：百萬元, 1980年 不變價格)

年 度	서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南
1970	4135842	1412297	1619886	759165	655456	1156728
71	4235922	1458989	1776111	773872	704700	1271828
72	4816052	1486095	1854052	794924	733886	1320633
73	5830782	1871181	2355294	847042	804929	1427424
74	6772494	1968711	2548649	889571	842166	1504981
75	6484278	2007562	3008271	994773	967642	1578273
76	7543974	2539468	3567002	1027573	1026856	1747193
77	8607177	2685502	4039921	1195035	1058908	1903928
78	8368132	3046169	4653752	1359800	1186634	2157694
79	8845099	3392644	5333558	1550623	1282660	2410744
80	10060800	3155558	5093800	1319236	1058938	2012791
81	10601037	3306867	5361674	1401750	1087361	2212600
82	11559403	3361779	5576844	1479481	1134666	2289143
83	13280784	3787858	6336063	1555414	1220101	2415093
84	14461521	4134732	7670062	1851284	1456396	2693233
85	15613314	4884355	8872941	2141407	1719033	3184473
86	17622984	5248540	10031946	2405943	1862999	3493704

年 度	全北	全南	慶北	慶南	濟州	
1970	945070	1432475	1778665	1453443	151918	
71	1062433	1618700	1985417	1752433	171489	
72	1146243	1682776	2051033	1770743	181048	
73	1111983	1804761	2297004	2035206	217197	
74	1200156	1823942	2461627	2309828	224562	
75	1320876	2088183	2938327	2485410	283995	
76	1395386	2356056	3154399	2798612	256994	
77	1490421	2430576	3430814	3010910	305046	
78	1691480	2887831	3948661	3823275	345617	
79	1867313	3264388	4549180	4581799	382044	
80	1418470	2756100	3769196	3809364	330922	
81	1470825	2932948	4338598	4347406	348540	
82	1514828	3006997	4492596	4414155	379341	
83	1639856	3278096	4939101	4975727	405354	
84	1917309	3369655	5336414	4944978	454376	
85	2333714	3960170	6285373	5560233	595591	
86	2596725	4440289	7030709	6441238	674500	

資料：內務部, 『住民所得年報』 및 『새마을 所得資料』

〈附表 2〉 地域別 GRP 順位：1970～86

地域 年度	서울	京畿	慶北	慶南	釜山	全南	忠南	全北	江原	忠北	濟州
1970	1	3	2	4	6	5	7	8	9	10	11
71	1	3	2	4	6	5	7	8	9	10	11
72	1	3	2	4	6	5	7	8	9	10	11
73	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
74	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
75	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
76	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
77	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
77	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
78	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
79	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
80	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
81	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
82	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
83	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
84	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
85	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11
86	1	3	2	4	5	6	7	8	9	10	11

〈附表 3〉 韓國 地域別 實質經濟成長率：1970～86

(單位：%)

地域 年度	서울	京畿	慶北	慶南	釜山	全南	忠南	全北	江原	忠北	濟州	平均
1971	2	10	12	21	3	13	10	12	2	8	13	9.6
72	14	4	3	1	2	4	4	8	3	4	6	4.8
73	21	27	12	15	26	7	8	-3	7	10	20	13.6
74	16	8	7	13	5	1	5	8	5	5	3	6.9
75	-4	18	19	8	2	14	5	10	12	15	26	11.3
76	16	19	7	13	26	13	11	6	3	6	-10	10.0
77	14	13	9	8	6	3	9	7	16	3	19	9.7
78	-3	15	15	27	13	19	13	13	14	12	13	13.7
79	6	15	15	20	11	13	12	10	14	8	11	12.2
80	14	-4	-17	-17	-7	-16	-17	-24	-15	-17	-13	-11.3
81	5	5	15	14	5	6	10	4	6	3	5	7.0
82	9	4	4	2	2	3	3	3	6	4	9	4.4
83	15	14	10	13	13	9	6	8	5	8	7	9.8
84	9	21	8	-1	9	3	12	17	19	19	12	11.6
85	8	16	18	12	18	18	18	22	16	18	31	17.7
86	13	13	12	16	7	12	10	11	12	8	13	11.5

〈附表 4〉 韓國地域別 1人當 GRP : 1970~86

(單位：千圓, 1980年度 不變價格)

年度	서울	釜山	京畿	慶南	慶北	忠北	忠南	江原	濟州	全北	全南
1970	749	767	482	456	390	451	404	407	416	388	358
71	724	751	515	564	431	473	445	418	460	440	403
72	793	738	520	561	438	487	455	427	476	469	413
73	927	904	642	636	481	530	488	457	557	454	440
74	1035	854	657	696	505	549	511	477	550	486	442
75	941	818	745	758	605	636	535	534	689	538	524
76	1040	987	860	855	643	679	590	558	612	571	589
77	1144	996	941	905	694	705	638	647	708	612	605
78	1070	1058	1046	1150	796	806	720	734	780	705	718
79	1090	1118	1129	1356	913	886	804	841	838	791	815
80	1203	999	1033	1147	761	744	681	737	716	620	729
81	1222	1018	1051	1272	863	755	737	777	746	640	767
82	1296	1006	1043	1267	884	787	754	818	802	654	779
83	1443	1116	1136	1414	970	857	795	853	850	712	859
84	1522	1183	1313	1384	1047	1026	881	1019	943	838	881
85	1620	1390	1436	1581	1247	1236	1061	1241	1220	1060	1057
86	1799	1467	1540	1832	1371	1335	1161	1375	1363	1185	1176
1人當GRP 年平均成長率(%)	5.6	4.1	7.5	8.9	8.2	7.0	6.8	7.9	7.7	7.2	7.7

〈附表 5〉 1人當 GRP 年度別 順位

年度	서울	釜山	京畿	慶南	忠北	濟州	江原	忠南	慶北	全北	全南
1970	2	1	3	4	5	6	7	8	9	10	11
71	2	1	4	3	5	6	10	7	9	8	11
72	1	2	4	3	5	6	10	8	9	7	11
73	1	2	3	4	6	5	9	7	8	10	11
74	1	2	4	3	6	5	10	7	8	9	11
75	1	2	4	3	6	5	10	9	7	8	11
76	1	2	3	4	5	7	11	8	6	10	9
77	1	2	3	4	6	5	8	9	7	10	11
78	2	3	4	1	5	7	8	9	6	11	10
79	4	3	2	1	6	8	7	10	5	11	9
80	1	4	3	2	6	9	7	10	5	11	8
81	2	4	3	1	8	9	6	10	5	11	7
82	1	4	3	2	8	7	6	10	5	11	9
83	1	4	3	2	7	9	8	10	5	11	6
84	1	4	3	2	6	8	7	9	5	11	9
85	1	4	3	2	7	8	6	9	5	10	11
86	2	4	3	1	8	7	5	11	6	9	10
年平均	1.5	2.8	3.2	2.5	5.9	6.9	7.9	8.9	6.4	9.8	10.3



## 參 考 文 獻

1. 各 市道, 『各 市道 統計年報』, 1970~87.
2. 經濟企劃院 調查統計局, 『主要經濟指標』, 1989.
3. \_\_\_\_\_, 『韓國統計年監』, 1988.
4. 內務部, 『새마을 所得資料』, 1980~87年 各年度.
5. \_\_\_\_\_, 『住民所得年報』, 1970~78年 各年度.
6. \_\_\_\_\_, 『地方財政年監』, 1970~87年 各年度.
7. 서울特別市, 『서울統計年報』, 1980~87年 各年度.
8. Adelman, I., and C.T. Morris, *Economic Growth and Social Equity Developing*, Stanford: Stanford University Press, 1973.
9. Ahluwalia, M. S., "Income Inequality: Some Dimensions of the Problem," in Chenery, H.B., et al, (eds.), *Redistribution with Growth*, Oxford: Oxford University Press, 1974.
10. \_\_\_\_\_, "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts," *American Economic Review*, Vol. 66 May, 1976a, pp. 128~135.
11. \_\_\_\_\_, "Inequality, Poverty and Development," *Journal of Development Economics*, 1976b. pp. 307~342.
12. Anand, S., and R. Kanbur, "Inequality and Development: A Reconsideration," in Nissen, H.P., (eds.), *Towards Income Distribution Policies: From Income Distribution Research to Income Distribution Policy in LDCs*, Padenburg: EADI, 1984.
13. Bourguignon, F., and C. Morrisson, *External Trade and Income Distribution*, Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 1989.
14. Cline, W., "Distribution and Development: A Survey of the Literature." *Journal of Development Economics*, Vol. 1, 1975, pp. 359~400.
15. Fei, J.C.H., and G. Ranis, *Development of the Labor Surplus Economy*, Homewood: Irwin. 1964.

16. Fields, G. S., and G.H. Jakubsoon, "The Inequality-Development Relationship in Developing Countries," presented at the 6th World Congress of Econometric Society, Barcelona, Spain, 1990.
17. Kim, S. T., "Firm Size and R&D Efforts, Evidence from Recent Panel Data," presented at the first Allied Meetings of Korean Economic Associaton, Seoul Korea, Aug. 1989.
18. Knight, J.B., "Explaining Income Distribution in Less Developed Countries: A Framework and an Agenda," *Bulletin of the Oxford Institute of Economics and Statistics*, Aug. 1976.
19. Kravis, I., "International Differences in the Distribution of Income," *Review of Economics and Statistics*, Nov. 1960, pp. 408~416.
20. Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, Vol. 45 Mar. 1955, pp. 1~28.
21. \_\_\_\_\_, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution of Income by Size," *Economic Development and Cultural Change*, January, Part 2, 1963, pp.1~80.
22. Kyn, O., and G.F. Papanek, "The Effect on Incme Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy," *Journal of Development Economics*, Vol. 11. Sep. 23, 1986, pp.55-65.
23. Lambert, P., *The Distribution and Redistribution of Income*, Basil, Blackwell, 1989.
24. Lecallion, J. et al., *Income Distribution and Economic Development: An Analytical Survey*, Geneva: International Labour Office, 1984.
25. Loehr, W., and J. Powelson, *The Economics of Development and Distribution*, New York: Harcourt, Brace, Jovanovich, 1981.
26. Park, C.S., "An Analysis of Regional Growth Differentials in Korean Manufacturing," Ph. D. disseration University of Oregon, 1988.
27. Paukert, F., "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence," *International Labour Review*, Aug./ Sep. 1973.
28. Pyo, H.K., "Estimates of Capital Stock and Capital/Output Coeffi-

- cient by Industries: Korea (1953~86),” *International Economic Journal*, Vol. 2 No. 3, 1988, pp.79~121.
29. Robinson, S., “A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development,” *American Economic Review*, Jun. 1976, pp. 437~440.
30. Saith, A., “Development and Distribution; A Critique of the cross country U-Hypothesis,” *Journal of Development Economic*, Dec. 1983.
31. Swamy, S., “Structural changes in the Distribution of Income by Size: the Case of India,” *Review of Income and Wealth*, Jun. 1967, pp. 155~174.