

# 지역간 경제성장격차 변화분석

Analysis of Regional Inequality in Economic Growth

2008. 12.

## 연구진

김 선 기 (선임연구위원)

박 승 규 (수석연구원)

이 보고서의 내용은 본 연구진의 견해로서  
한국지방행정연구원의 공식 견해와는 다를 수도 있습니다.

## 서 문

지역간 성장 잠재력에 본질적인 차이가 있는 한, 지역격차는 필연적이다. 때문에 지역격차는 오랫동안 지역경제의 분석대상이었을 뿐 아니라, 지역정책의 해결과제로 학계와 실무의 관심대상이 되어 왔다. 지역격차의 확대와 수렴에 관한 고전적 논쟁은 차치하고, 근자에 이르기까지 지역격차와 균형발전은 정권을 이어서 핫이슈로 자리하고 있다.

지난 참여정부에서는 지역격차 해소를 위해 균형발전정책을 주요 국정과제로 추진했으며, 새로 출범한 이명박 정부에서도 지역경쟁력이 곧 국가경쟁력이라는 기치 하에 지역의 총체적 국제경쟁력을 강화하고 이를 통한 균형발전을 도모하기 위하여 광역경제권 구상을 추진할 계획이어서 지역격차 해소는 여전히 주요 국정과제로 남아있다.

균형발전에 대한 처방은 지역격차의 실상에 대한 과학적 분석이 필수 전제이다. 그간의 지역격차분석은 지역을 독립된 개체로 보고 타 지역과의 상호관계를 고려하지 않은 연구가 주류를 이루어 왔다. 이에 비하여 본 연구는 지역경제의 개방체계 하에서 한 지역의 경제성장과 지역격차는 필연적으로 주변지역과의 관계에 영향을 받는다는 전제를 토대로 공간적 지역격차모형을 개발하여 적용함으로써 지역간 관계가 지역격차에 어떤 영향을 미치는지를 규명하려고 노력하였으며, 이를 통해 새 정부의 경제권 통합에 따른 지역격차의 변화도 예측할 수 있을 것으로 기대하고 있다.

아무쪼록 본 연구가 지역경제와 지역정책의 실무자들에게는 물론이고 관련 분야를 연구하는 학계에도 유용한 참고자료로 활용되기를 바라며 그동안 연구 수행을 위해 힘써 온 연구진의 노고에 감사드린다.

2008년 12월

한국지방행정연구원 원장 **유 정 석**

## 요 약

최근 균형발전에 대한 논의에서부터 광역경제권에 대한 논의는 지역간 격차를 해소시키며 지역의 성장을 도모하는 것을 목표로 하고 있다. 경제권 통합을 통한 지역 성장력의 개발은 지역의 소득을 증가시키며 이로 인한 소득의 재분배는 다른 지역과의 격차를 완화시켜 균형발전을 실현하는 수단으로 작용한다.

본 연구에서는 지역 경제성장으로 인한 격차는 주변지역과 연계해서 발생한다는 가정과 지역간 통합은 지역간 격차를 증가시킨다는 기존 연구의 결과를 검증하기 위해, 1985년부터 2006년까지의 16개 시도와 7개 권역을 대상으로 하여 기존의 지역격차분석법과 Barro와 Sala-i-Martin의 수렴회귀분석을 적용하여 지역간 격차의 증감을 분석하였다. 그리고 공간적 특성을 고려해 개발된 공간격차 분석법과 공간수렴회귀모형의 개발을 통해서 기존 방식을 이용해 분석한 지역 격차 및 권역격차와 비교 분석하였다. 그리고 Dagum의 지니계수분해법을 이용하여 권역내 격차와 권역간 격차의 전체 권역 격차에 대한 기여도와 권역별 격차 기여도를 분석하였다.

본 연구의 분석 결과, 16개 지역을 7개 권역으로 통합한 후에는 지역별 격차보다 권역별 격차가 상승하는 것으로 나타났으며, 공간적인 연계를 고려했을 때에는 지역격차와 권역격차가 감소하는 것으로 나타나 공간적으로 연계되어 규모의 경제가 존재하는 것으로 나타났다. 또한, 권역내 격차와 권역간 격차 중 권역간 격차에 의해서 권역별 격차가 증가하는 것으로 나타났다.

앞으로, 지역격차 분석은 기존 정책에 대한 효율성 검증 및 향후 정책의 신설 시 정책의 효율성 예측에 있어 기준으로 작용하여야 한다. 또한, 지역을 대상으로 한 정책의 실현은 정책 후의 지역 변화에 대해서 효율성 및 효과분석이 명확히 이루어 졌을 때 정책의 실현으로 인한 효과를 견인할 수 있을 것이다.

따라서, 지역격차에 대한 분석은 단순하게 지역간의 차이가 어느 정도인지를

규명하는 분석이 아니라, 어떤 정책으로도 응용될 수 있는 다변화성이 강한 분석이기 때문에, 다양한 변수와 분석법을 활용함으로써 정책 집행으로 인한 효율성 검증에 적용되어야 한다. 또한, 격차 분석은 정책 집행 후 발생할 결과에 대해 사전적인 검증장치로써 작용하여야 할 것이다.

□ Key word : 균형발전, 경제권 통합, 지역격차, 공간지역격차, 수렴도, 공간수렴도, 지니계수분해

## 목 차

<b>제1장 서론</b> .....	1
제1절 연구배경 및 목적 .....	1
제2절 연구범위 및 방법 .....	4
1. 연구범위 .....	4
2. 연구방법 .....	5
 <b>제2장 지역격차에 관한 이론적 논의 검토</b> .....	 10
제1절 관련이론 검토 .....	10
1. 신고전 지역성장론과 불균형 성장론 .....	11
2. Myrdal과 Friedmann, 내생적 지역성장론 .....	16
3. 종속이론과 지역불균등발전론 .....	19
제2절 지역격차분석 관련이론 검토 .....	22
1. 지역간 경제적 격차의 기본개념 .....	22
2. 지역격차의 측정지수 .....	24
제3절 기존 연구 방법론 .....	31
1. 개별지표에 의한 지역격차 분석 .....	32
2. 종합방식에 의한 지역격차 분석 .....	34
3. 공간개념을 적용한 지역격차 분석 .....	38
4. 지역간 수렴 및 발산에 관한 연구 .....	40
 <b>제3장 분석자료</b> .....	 44
제1절 분석자료 개요 .....	44
제2절 기초자료분석 .....	46
제3절 총요소생산성의 추계를 통한 자료 생성 .....	63

<b>제4장 지역격차 모형 분석</b> .....	66
제1절 지역격차 분석 .....	66
제2절 지역격차 수렴도 측정 .....	88
제3절 공간적 지역격차 모델 분석 .....	95
1. 공간지역격차모형의 개발 .....	96
2. 공간지역격차모형 분석 결과 .....	99
제4절 공간적 지역격차 수렴도 측정 .....	115
<b>제5장 지역경제권 통합의 지역성장격차분석</b> .....	133
제1절 지역경제권 통합 .....	133
제2절 지역경제권 통합에 따른 격차분석 .....	139
제3절 공간적 지역격차 분석 .....	155
제4절 지역통합 후 지역격차 수렴도 분석 .....	171
<b>제6장 경제권 통합의 지역별 기여도 분석</b> .....	184
제1절 경제권 통합에 의한 격차 분해 .....	184
제2절 경제권 통합의 권역별 기여도 분석 .....	192
<b>제7장 결론 및 정책제언</b> .....	203
제1절 결론 .....	203
제2절 정책제언 .....	209
<b>참 고 문 헌</b> .....	211
<b>Abstract</b> .....	219

## 표 목 차

〈표 2-1〉 지역격차 또는 지역불균등 발전론 .....	10
〈표 2-2〉 기존 문헌의 자료 및 연구방법 .....	42
〈표 2-3〉 기존 문헌의 자료 및 연구방법(계속) .....	43
〈표 3-1〉 지역간 지역내총생산액 기초분석 .....	48
〈표 3-2〉 지역간 1인당 지역내총생산액 기초분석 .....	50
〈표 3-3〉 지역간 인구 기초분석 .....	52
〈표 3-4〉 지역간 노동자 수기초분석 .....	54
〈표 3-5〉 지역간 하수도 공급 기초분석 .....	56
〈표 3-6〉 지역간 부가가치액 기초분석 .....	58
〈표 3-7〉 지역간 1인당 부가가치액 기초분석 .....	60
〈표 3-8〉 지역간 총요소생산성 기초분석 .....	62
〈표 4-1〉 지역간 지역내총생산액 격차 .....	68
〈표 4-2〉 지역간 1인당 지역내 총생산액 격차 .....	71
〈표 4-3〉 지역간 인구 격차 .....	73
〈표 4-4〉 지역간 노동자수 격차 .....	76
〈표 4-5〉 지역간 하수도 공급 격차 .....	79
〈표 4-6〉 지역간 부가가치액 격차 .....	82
〈표 4-7〉 지역간 1인당 부가가치액 격차 .....	85
〈표 4-8〉 지역간 총요소생산성 격차 .....	87
〈표 4-9〉 기간별 지역내총생산액 수렴도 .....	90
〈표 4-10〉 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도 .....	91
〈표 4-11〉 기간별 인구 수렴도 .....	92
〈표 4-12〉 기간별 노동자수 수렴도 .....	93
〈표 4-13〉 기간별 하수도 공급 수렴도 .....	94
〈표 4-14〉 기간별 부가가치액 수렴도 .....	94



〈표 4-15〉 기간별 1인당 부가가치액 수렴도 .....	95
〈표 4-16〉 지역내총생산 공간격차 분석결과 .....	100
〈표 4-17〉 1인당 지역내총생산 공간격차 분석결과 .....	102
〈표 4-18〉 인구 공간격차 분석결과 .....	104
〈표 4-19〉 노동자 수 공간격차 분석결과 .....	106
〈표 4-20〉 하수도 공급 공간격차 분석결과 .....	108
〈표 4-21〉 부가가치액 공간격차 분석결과 .....	110
〈표 4-22〉 지역통합 전 1인당 부가가치 공간격차 .....	112
〈표 4-23〉 총요소생산성 공간격차 분석결과 .....	114
〈표 4-24〉 기간별 지역내총생산액 수렴도 .....	123
〈표 4-25〉 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도 .....	124
〈표 4-26〉 기간별 인구 수렴도 .....	126
〈표 4-27〉 기간별 노동자 수 수렴도 .....	127
〈표 4-28〉 기간별 하수도 공급 수렴도 .....	129
〈표 4-29〉 기간별 부가가치액 수렴도 .....	130
〈표 5-1〉 지역통합 후 지역내총생산 격차 .....	140
〈표 5-2〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 격차 .....	142
〈표 5-3〉 지역통합 후 인구 격차 .....	144
〈표 5-4〉 지역통합 후 노동자 격차 .....	146
〈표 5-5〉 지역통합 후 하수도 격차 .....	148
〈표 5-6〉 지역통합 후 부가가치 격차 .....	150
〈표 5-7〉 지역통합 후 1인당 부가가치 격차 .....	152
〈표 5-8〉 지역통합 후 총요소생산성 격차 .....	154
〈표 5-9〉 지역통합 후 지역내총생산 공간격차 분석결과 .....	156
〈표 5-10〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 공간격차 분석결과 .....	158
〈표 5-11〉 지역통합 후 인구 공간격차 분석결과 .....	160
〈표 5-12〉 지역통합 후 노동자 공간격차 분석결과 .....	162
〈표 5-13〉 지역통합 후 하수도 공간격차 분석결과 .....	164
〈표 5-14〉 지역통합 후 부가가치 공간격차 분석결과 .....	166
〈표 5-15〉 지역통합 후 1인당 부가가치 공간격차 분석결과 .....	168

〈표 5-16〉 지역통합 후 총요소생산성 공간격차 분석결과 .....	170
〈표 5-17〉 지역통합 후 기간별 지역내총생산액 수렴도 분석결과 .....	172
〈표 5-18〉 지역통합 후 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도 분석결과 .....	174
〈표 5-19〉 지역통합 후 기간별 인구 수렴도 분석결과 .....	175
〈표 5-20〉 지역통합 후 기간별 노동자 수렴도 분석결과 .....	177
〈표 5-21〉 지역통합 후 기간별 하수도 공급 수렴도 분석결과 .....	178
〈표 5-22〉 지역통합 후 기간별 부가가치액 수렴도 분석결과 .....	180
〈표 5-23〉 지역통합 후 기간별 1인당 부가가치액 수렴도 분석결과 .....	181
〈표 5-24〉 지역통합 후 기간별 총요소생산성 수렴도 분석결과 .....	183
〈표 6-1〉 요인별 격차에 대한 권역내 및 권역간 격차 기여도 .....	191
〈표 6-2〉 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도 .....	193
〈표 6-3〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도 .....	195
〈표 6-4〉 노동자 격차에 대한 권역별 기여도 .....	197
〈표 6-5〉 하수도 격차에 대한 권역별 기여도 .....	199
〈표 6-6〉 총요소생산성 격차에 대한 권역별 기여도 .....	201

## 그림목차

〈그림 1-1〉 연구의 분석틀 .....	9
〈그림 2-1〉 Williamson의 역U자 곡선 .....	14
〈그림 2-2〉 발전수준과 지역격차의 관계 .....	15
〈그림 2-3〉 로렌츠곡선과 지니계수 .....	28
〈그림 2-4〉 소득불평등과 로렌츠곡선 .....	29
〈그림 3-1〉 연도별 지역간 지역내총생산액 기초분석 추이 .....	49
〈그림 3-2〉 지역간 1인당 지역내총생산액 연도별 기초분석 추이 .....	51
〈그림 3-3〉 지역간 인구 기초분석 추이 .....	53
〈그림 3-4〉 지역간 노동자 기초분석 추이 .....	55
〈그림 3-5〉 지역간 하수도 공급 기초분석 추이 .....	57
〈그림 3-6〉 지역간 부가가치액 기초분석 추이 .....	59
〈그림 3-7〉 지역간 1인당 부가가치액 기초분석 추이 .....	61
〈그림 3-8〉 지역간 총요소생산성 기초분석 추이 .....	63
〈그림 3-9〉 지역간 총요소생산성 추이 .....	65
〈그림 4-1〉 지역내총생산액 추이 .....	67
〈그림 4-2〉 지역간 지역내총생산액 격차 추이 .....	69
〈그림 4-3〉 1인당 지역내 총생산액 추이 .....	70
〈그림 4-4〉 지역간 1인당 지역내 총생산액 격차 추이 .....	72
〈그림 4-5〉 지역간 인구 증가 추이 .....	72
〈그림 4-6〉 지역간 인구 격차 추이 .....	74
〈그림 4-7〉 지역간 노동자수 추이 .....	74
〈그림 4-8〉 지역간 노동자수 격차 추이 .....	77
〈그림 4-9〉 지역간 하수도 공급 추이 .....	77
〈그림 4-10〉 지역간 하수도 공급 격차 추이 .....	80
〈그림 4-11〉 지역간 부가가치액 추이 .....	81

〈그림 4-12〉 지역간 부가가치액 격차 .....	83
〈그림 4-13〉 지역간 1인당 부가가치액 추이 .....	84
〈그림 4-14〉 지역간 1인당 부가가치액 격차 .....	86
〈그림 4-15〉 지역간 총요소생산성 격차 추이 .....	88
〈그림 4-16〉 지역내총생산 공간격차 추이 .....	101
〈그림 4-17〉 1인당 지역내총생산 공간격차 추이 .....	103
〈그림 4-18〉 인구 공간격차 추이 .....	105
〈그림 4-19〉 노동자 공간격차 추이 .....	107
〈그림 4-20〉 하수도 공급 공간격차 추이 .....	109
〈그림 4-21〉 부가가치액 공간격차 추이 .....	111
〈그림 4-22〉 지역통합 전 1인당 부가가치 공간격차 .....	113
〈그림 4-23〉 총요소생산성 공간격차 추이 .....	115
〈그림 5-1〉 지역통합 후 지역내총생산 추이 .....	134
〈그림 5-2〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 추이 .....	134
〈그림 5-3〉 지역통합 후 인구 추이 .....	135
〈그림 5-4〉 지역통합 후 노동자 추이 .....	136
〈그림 5-5〉 지역통합 후 하수도 공급 추이 .....	136
〈그림 5-6〉 지역통합 후 부가가치 추이 .....	137
〈그림 5-7〉 지역통합 후 1인당 부가가치 추이 .....	138
〈그림 5-8〉 지역통합 후 총요소생산성 추이 .....	138
〈그림 5-9〉 지역통합 후 지역내총생산 격차 추이 .....	141
〈그림 5-10〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 격차 추이 .....	143
〈그림 5-11〉 지역통합 후 인구 격차 추이 .....	145
〈그림 5-12〉 지역통합 후 노동자 격차 추이 .....	147
〈그림 5-13〉 지역통합 후 하수도 격차 추이 .....	149
〈그림 5-14〉 지역통합 후 부가가치 격차 .....	151
〈그림 5-15〉 지역통합 후 1인당 부가가치 격차 .....	153
〈그림 5-16〉 지역통합 후 총요소생산성 격차 추이 .....	155
〈그림 5-17〉 지역통합 후 지역내총생산 공간격차 추이 .....	157
〈그림 5-18〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 공간격차 추이 .....	159

〈그림 5-19〉 지역통합 후 인구 공간격차 추이 .....	161
〈그림 5-20〉 지역 통합 후 노동자 공간격차 추이 .....	163
〈그림 5-21〉 지역통합 후 하수도 공간격차 추이 .....	165
〈그림 5-22〉 지역통합 후 부가가치 공간격차 추이 .....	167
〈그림 5-23〉 지역통합 후 1인당 부가가치 공간격차 추이 .....	169
〈그림 5-24〉 지역통합 후 총요소생산성 공간격차 추이 .....	171
〈그림 6-1〉 지역내총생산 격차에 대한 권역내/권역간 기여도 .....	187
〈그림 6-2〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역내/권역간 기여도 .....	188
〈그림 6-3〉 노동자 격차에 대한 권역내/권역간 기여도 .....	188
〈그림 6-4〉 하수도 격차에 대한 권역내/권역간 기여도 .....	189
〈그림 6-5〉 총요소생산성 격차에 대한 권역내/권역간 기여도 .....	190
〈그림 6-6〉 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도 .....	194
〈그림 6-7〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도 .....	196
〈그림 6-8〉 노동자 격차에 대한 권역별 기여도 .....	198
〈그림 6-9〉 하수도 격차에 대한 권역별 기여도 .....	200
〈그림 6-10〉 총요소생산성 격차에 대한 권역별 기여도 .....	202





## 제1절 연구배경 및 목적

최근 지역간 또는 국가간 경제성장을 비교하는 문제는 경제분석 연구분야의 중심으로 자리잡고 있다.<sup>1)</sup> 경제성장이란 국가경제의 총체적 생산수준 혹은 실질 국내총생산의 지속적 증가와 1인당 실질 GDP의 지속적 향상을 의미한다. 주어진 시점에서 한 나라의 경제력과 국민들의 생활수준은 그 나라의 경제성장 정도에 의해 결정된다. 나아가 국가간 경제력과 생활수준의 차이가 장기적으로 수렴하는가 아니면 발산하는가는 국가간 경제성장의 차이에 의해 결정된다.<sup>2)</sup> 이러한 지역간의 차이와 갈등의 발생은 지역간의 소득의 차이와 특정 지역이 예산 지원 및 사업, 보조금 등을 더 수혜받는 것에 의하여 자주 발생하고 있다.<sup>3)</sup>

신정부의 출범과 함께 지역간 협력을 통한 광역경제권의 도입이 추진되고 있다. 광역경제권의 도입은 지속적인 경제성장과 지역간 공동발전을 위하여 행정구역을 초월하는 광역경제권을 도입함으로써 글로벌 경쟁력 확보를 추구하는 것을 의미한다. 또한 광역경제권은 수도권·지방의 대립형 균형발전의 구도에서 수도권·지방의 공동발전을 지향하는 것을 목표로 하고 있으며, 지역의 특성화 발전을 통한 신성장동력의 구축과 지역주도의 실질적인 지방분권을 의도하고 있다. 이러한 광역경제권 및 지역경제 통합을 통하여 고착화된 행정구역 중심의

1) Carlos Azzoni et al. (2005)

2) 정운찬(2007)

3) Bettina Aten et al.(2005)

지역개발방식에서 탈피하여 투자의 효율화 및 지역경제의 시너지화를 도모할 수 있다.

광역경제권을 통한 지역경제 통합 노력은 지역간 행정구역을 초월한 경제권의 형성임에도 불구하고 한국사회에서의 지역간 경제성장 불균형은 여전히 지속되고 있다. 즉, 지역정책은 시대별로 다양한 변화의 모습을 보여 왔으나 지역 경제성장의 축은 여전히 수도권을 중심으로 발전하여 왔다. 경제성장 과정에서 성장이 모든 지역에 고르게 일어나지 않기 때문에 지역간 격차는 불가피하게 일어난다.<sup>4)</sup> 또한 이러한 특성은 참여정부의 균형발전정책의 추진에도 불구하고 수도권과 대도시 중심의 분극적 발전패턴이 지속되고 있으며 이로 인한 지역경제의 공간적 불균형이 여전히 국가적 현안으로 제기되고 있다. Williamson(1965)의 역U자형 가설의 실증 연구결과에서 나타난 경제성장 단계에 따른 지역격차 변화가 ‘확대→축소→안정’의 경로로 이동한다는 결과와는 다르게, 최근 우리나라의 경우 1990년대 이후의 외환위기 및 경제의 지식기반화 등에 따라 1인당 소득의 지역간 격차가 다시 확대되고 있는 경향이 나타나고 있다.<sup>5)</sup>

이와 함께 최근에 이슈화 되는 “공간적인 불균형이란 무엇인가?”, “어떤 요인들이 공간적 불균형에 대한 원인으로 작용하는가?”, “공간적 불균형은 어떻게 진행되어 왔는가?”, “왜 공간적인 불균형이 중요한가?”, “만약 공간적 불균형이 존재한다면 어떠한 정책이 필요한가?” 등에 관한 질문은 지역경제에 있어 중요한 문제로 부각되고 있으며, 불균형의 공간적인 측면을 고려하는 것은 정책적 이익을 정하는데 매우 중요한 요소로 작용하고 있다.

또한 이러한 지역 불균형의 패턴은 어느 정도 지속될 것이며, 어떤 요인들 또는 어떤 지역이 발전하거나 또는 낙후되는 지역인지를 결정하는 문제가 계속 논의되고 있다. 더불어 지역내 공간적 불균형은 개방경제와 세계화와 밀접하게 연결되어 있다는 인식이 대두되고 있다.<sup>6)</sup>

4) 대한민국토·도시계획학회(1999)

5) 허문구(2006)

6) Kanbur R. et al. (2005)



Stabler(1968)은 자연자원의 중요성과 지역간 지리적 분포의 중요성으로 인하여 지역간 격차가 발생한다고 주장하였다. 즉, 자연자원의 추출과 수출에서 지역의 경제발전에 대한 최초의 자극이 발생한다고 주장하며, 자원의 지리적인 분포가 지역간 성장률 격차의 원인이라고 발표하였다. 그러나 Armstrong and Taylor(2001) 등 많은 지역경제학자가 지적한 것과 같이 지역경제성장의 격차는 시간의 흐름과 함께 수렴하는 현상이 일반적인 견해이다.

이러한 지역격차에 대한 배경을 고려해 볼 때, 지역간 경제통합을 고려한 지역간 경제성장격차 분석은 경제학의 가장 근본적인 원리를 설명하는 것이며, 또한 경제통합으로 인하여 지역의 시·군이 받는 영향을 통합된 경제권 상호간의 역학관계 규명에 근거로 제시할 수 있다.<sup>7)</sup> 또한 향후 지역간 경제통합을 고려한 지역간 경제성장격차에 관한 분석은 지역간 격차완화를 위한 경제정책을 수립하는데 도움이 될 뿐 아니라, 경제권 통합 정책의 합리성 및 효율성 평가에 도움이 될 것이다.

본 연구는 “지역간 경제성장과 격차는 주변지역과의 연계에서 발생한다”라는 이론적 가설을 현재 이슈화되고 있는 지역경제 통합이라는 정책과 혼합한 실증 분석 연구로써, 새로운 정책도입의 타당성과 적실성에 대해 논의해 보고자 한다. 또한 지역경제성장의 수렴 및 확산 정도를 파악함으로써 지역경제통합에 따른 권역간 또는 권역 내의 경제성장 수렴정도를 파악하여 국가경제 발전 초기단계에는 지역간 경제성장격차는 확대되지만(divergence), 경제발전 정도가 어느 시점에 도달하면 지역간 경제성장격차가 축소(convergence)한다는 가설을 검증한다. 비단 지역간 경제격차가 수렴 및 발산하다는 것에 대한 현상 규명에 국한하지 않고, 부가적인 개별 조건이 추가될 경우의 진행 과정을 예측할 수 있는 모형 개발이 필요하다. 따라서 기존의 경제학에서 간과한 지역의 공간적인 특성을 고려한 공간적 경제성장격차모형(geographical weighted economic growth inequality model)의 개발을 통하여 공간적인 특성을 고려한 지역간 경제성장의 규모경제를 측정한다. 끝으로 지역경제권의 통합과 향후 진행될 광역경제권 제

7) Hall and Jones(1998)

도의 도입에 따른 경제적 효율성 분석을 통하여 기존 시·도 단위에서 지역별 경제성장격차가 증가 및 감소하는 경향을 파악하고, 지역별 경제성장격차의 증가 및 감소 경향을 통하여 광역경제권의 효율성을 예측하는 것을 연구의 목적으로 삼고 있다.

## 제2절 연구범위 및 방법

### 1. 연구범위

지역의 경제성장격차와 지역경제권의 통합으로 새롭게 설정되는 권역간 및 권역내에도 경제성장의 격차가 확산 또는 수렴해나간다는 가정을 분석하기 위해서는 본 연구주제에 맞는 명확한 연구 범위의 설정이 필요하다.

지역간 경제성장격차란 16개 시·도의 경제부문에 해당하는 변수가 지역별로 차이가 있다는 것을 의미한다. 지역간의 격차 분석에 주로 사용되는 방법은 많은 지표의 산술과정을 통하여 16개 시·도의 순위 정립을 통해 지역간에 차이가 있다는 것을 밝히는 방법과, 신고전학과 모델에서 주로 사용되었던 산출량의 증가, 노동자 1인당 산출량 증가, 1인당 산출량 증가 등에 의한 지역성장분석 방법 등이 있다. 이중 후자에 해당되는 변수별 저장(stock) 및 유량(flow)의 방법에 의한 지역격차 분석은 변수의 제한적인 사용에도 불구하고 다양한 해석을 이끈다는 장점이 있다. 반면, 여러 가지 지표설정을 통해 분석되는 지역격차의 방법은 다양한 부문에 해당되는 지표를 관찰할 수 있다는 장점 외에 지표들간의 의미상충과 시계열 자료 구득의 어려움 등이 문제점으로 나타나고 있다.

본 연구에서는 지역경제성장의 격차분석과 지역경제 통합의 실효성을 판단하는 연구로써 지역경제성장에 지역간 격차가 있다는 모형의 분석을 위해서는 기존 지역경제의 권역과 지역경제권의 통합으로 인한 새로운 권역의 설정이 우선시 된다. 따라서 연구의 공간적인 범위로서 사용되는 기존 지역경제권의 대표

지역으로는 전국의 16개 시·도를 공간적인 대상으로 설정한다. 또한 지역 경제권의 통합으로 설정되는 권역은 현재 정부구상에서 발표한 5대 광역경제권과 2대 특별광역경제권 등 7개 권역을 연구의 공간적 대상으로 한다. 끝으로, 16개 시·도의 지역경제성장 대표변수 추출을 위하여 1985년부터 2006년까지를 연구의 시간적인 범위로 설정한다.

## 2. 연구방법

### 1) 주요 연구방법

#### (1) 문헌 고찰

본 연구에서는 지역간 경제성장격차에 대한 모델의 개발과 격차분석을 위주로 연구를 진행하고 있다. 따라서 첫째, 지역의 격차분석에 관한 국내외 기존 문헌의 고찰을 통하여 격차분석에 사용된 방법론을 살펴봄으로써, 주요 모형의 사용과 사용된 모델의 장·단점을 검토해 본다. 격차분석에 사용된 주요 모델들은 사용된 변수들의 특성에 따라 여러 가지로 분류되나 단순 격차의 분석이 아니라, 격차가 시간이 흐름과 함께 수렴 또는 발산해 나간다는 가정 하에 모델의 검토가 필요하다.

둘째, 문헌고찰을 통하여 기존에 사용된 변수들의 특성을 분석한다. 격차분석에 사용된 변수들은 적게는 3개에서 많게는 십여 개 이상으로 다양하다. 하지만 이러한 변수들의 특성은 살펴보고자 하는 연구의 주제와 분석방법에 따라서 다양하게 이루어졌으며, 이러한 사용된 대표변수에 대한 선행연구를 고찰함으로써 연구의 기본 틀을 설정하고 연구진행에 필요한 시사점을 도출한다.

따라서 본 연구에서는 지역간 격차 및 지역의 성장 격차에 관한 문헌고찰을 통하여 이론의 정립 및 적용에 관하여 검토하고, 지역성장격차관련 분석방식에서 간과한 부분을 보완하는 방법을 강구한다. 기존의 연구에서는 1인당 소득의 사용을 통하여 지역격차를 분석한 것이 다수였으나, 본 연구에서는 기존 연구에

서 주로 사용된 변수들을 대상으로 하여 지역격차를 분석하되, 지역 통합 전·후의 경제성장격차를 기존의 지역격차분석 모형, 공간특성이 포함되어 개발된 지역격차모형, 공간특성이 포함된 수렴도 분석방법으로 구분하여 비교 분석한다.

## (2) 경제성장격차 분석 및 공간지역격차모형의 개발

지역의 경제성장은 단일지역을 고려할 때에는 해당지역의 요소들에 대한 검토를 통해서 지역경제분석이 가능하다.<sup>8)</sup> 그러나 이와 같은 폐쇄경제하에서 요소들의 이동을 간과하고 분석을 시행하였을 때에는 다지역으로의 적용이 불가능하기 때문에 지역간의 인구 및 노동력 이동, 자본 이동, 수출입 이동을 고려한 모형들이 등장하였다. 즉, 지역의 성장은 주변 지역과의 성장관계를 통하여 규모의 경제 및 국지화 경제 등 부가적인 경제성장을 얻게 된다. 이는 단순히 숙련도의 향상을 통한 지역산업 및 지역경제의 발전 이상의 성장력을 지역에 가져다준다.

최근 진행된 연구들은 단순 폐쇄경제를 고려하지 않고 개방경제하에서의 요소 이동과 지역간 인접도 및 연계성을 고려한 모형들이 분석에 사용되고 있다. 따라서 성장률 분석만 고려되는 것이 아니고, 성장력의 지역간 차이가 고려되어야 한다. 또한 어떻게 지역간 격차를 관측하느냐에 대한 고려는 지역간 교역과 지리적인 요인을 고려하는 방향으로 발전하고 있으며, 이를 통한 격차의 지역간 연계 및 파급효과 분석이 시도되어지고 있다.<sup>9)</sup>

따라서 본 연구에서는 단순한 지역간 격차의 변동폭 제시에서 탈피한 결과를 밝히고자 한다. 즉, 과거 모형에서 간과한 공간적인 측면에 대한 고려를 통하여 지역경제권의 통합을 통한 지역경제성장격차 분석에 적합한 모형을 개발한다.

지역경제성장격차에 대한 모형은 크게 두 가지로써 첫째, 지역격차모형에 공간적인 특성을 고려하여 분석하는 것이다. 기존의 지역격차 방식은 공간적인 특성을 배제하고 지역격차를 분석하였기 때문에, 공간적인 특성을 지역별 거리변

8) Miller(1985)

9) Bettina Aten et al.(2005)

수를 이용하여 생성하였고, 이를 통해 공간적인 특성을 포함한 지역격차 모형을 개발하고 있다. 이는 경제권 통합 후에 단순 경제권 통합이 아닌 경제권 통합을 한 후에 지역적인 인접성 및 연계성이 어떻게 작용하는지에 대한 검토를 가능케 해준다.

둘째, 지역경제성장격차 분석에서 가장 자주 사용되고 있는 지역간 격차의 수렴정도를 분석하는 것이다. 이는 Barro와 Sala-I-Martin의 모형을 활용하여 응용 분석하였으며, 이에 공간적인 특성을 고려한 공간회귀모형을 기존 OLS모형과 비교하여 분석하였다. 또한, 공간회귀모형은 종속변수의 공간적 특성을 고려한 모형과 에러항의 공간적 특성을 고려한 모형으로 구분되어지며, 이는 기존 OLS모형과 비교하여 수렴속도의 증감 및 10% 수렴을 시키는데 소요되는 기간 등을 분석하였다.

### (3) 지니계수분해를 이용한 지역격차 기여도분석

분석된 지역격차 증감이 어떤 지역으로 인하여 격차 증감의 유인이 되는지를 밝혀보기 위하여 Dagum의 지니계수분해법을 이용하여 지역격차에 대한 지역별 기여도 분석을 시행하였다. 지니계수분해법은 16개 지역이 5개 권역으로 경제권 통합이 이루어질 때, 권역내 또는 권역간 격차 중 어떤 격차에 의하여 전체 격차가 증감하는지를 밝혀보았으며, 또한, 어떤 권역이 지역간 격차의 증감에 결정적으로 영향을 미치는 지 분석하였다. 이를 통해서 지역이 권역으로 통합되었을 때, 권역내에 지역간 격차가 상존하는지 또는 권역간에 격차가 상존하며 이의 원인이 되는지에 대한 대답을 제시하였다.

## 2) 연구 접근틀

이상에서 제시한 연구범위와 관련하여 본 연구의 주요 내용은 크게 여섯 부분으로 구성되었다.

첫째, 문헌 고찰부분에서는 균형 및 불균형 성장론, 경제성장론에 관한 관련 이론검토, 기존 모형의 응용 및 모형의 개발 등 모형 연구, 기존 연구의 보완점 파악 등 기존 연구 방법론에 대한 문헌 고찰을 하였다.

둘째, 지역의 구분과 지역별 경제성장 격차의 현황에 대한 예비 분석을 시행하였다. 분석을 통한 지역성장격차 현황은 연구 대상 지역별로 성장치와 성장격차를 제시하였다.

셋째, 모형의 개발부분에서는 기존 문헌 고찰에서 다루었던 격차분석모형의 한계점을 개선하여 공간지역격차분석모형과 공간수렴회귀모형을 개발하였다.

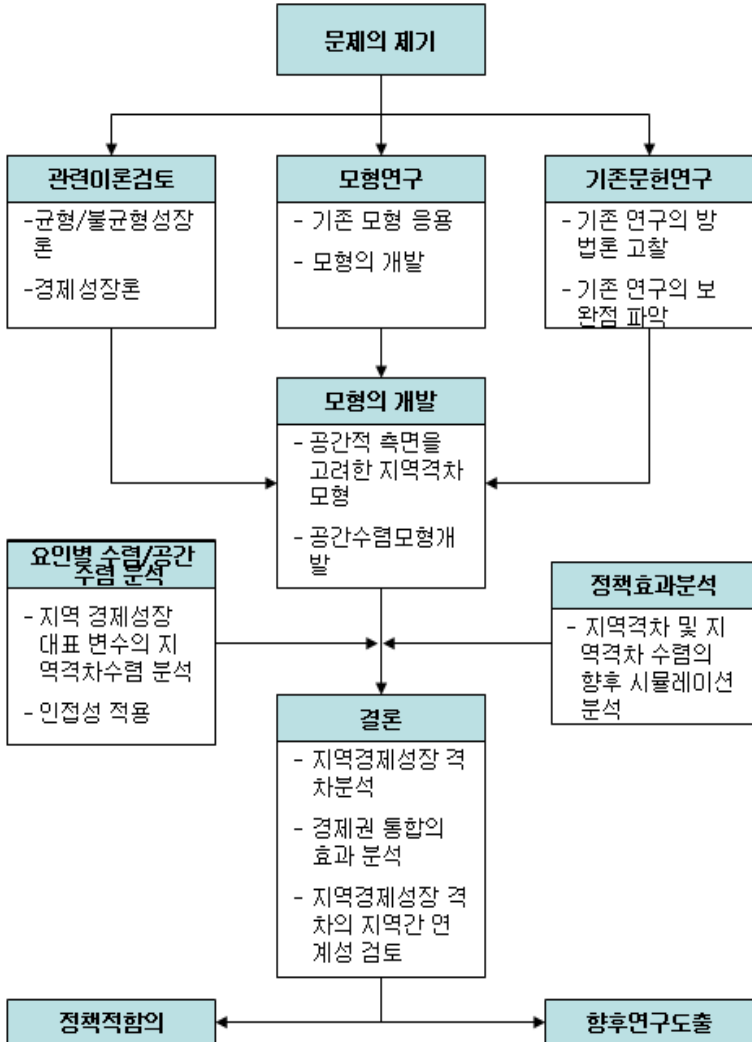
넷째, 기존 지역을 대상으로 시행한 지역경제성장격차 분석 모델, 공간지역경제성장격차 분석모형, 수렴회귀모형, 공간수렴회귀모형을 지역 경제권의 통합으로 인하여 형성된 권역에 적용함으로써 지역경제권역의 형성에 따른 지역경제성장 격차분석과 지역경제성장 수렴도 분석을 실시하였다.

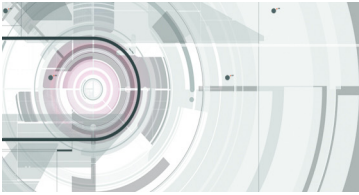
다섯째, 지역경제권역 통합에 따른 권역내 및 권역간 기여도분석, 권역별 기여도분석을 위하여 지니계수분해법을 적용하여 경제권 통합 후 격차의 변화 및 권역별 격차 요인을 분석하였다.

끝으로, 본 연구의 결론과 함께 모형에서 간과하였던 문제점과 앞으로 고려하여야 할 연구의 한계 및 정책적 시사점을 제시하였다.

각 부분의 연구진행과정은 다음 <그림 1-1>과 같다.

〈그림 1-1〉 연구의 분석틀





## 제 2 장 지역격차에 관한 이론적 논의 검토

### 제1절 관련이론 검토

지역간 불균등발전 논의는 신고전 경제학의 지역성장론에서 유래하는 지역개발론의 불균형 성장론과 그것에 대한 비판으로서의 누적인과론 및 상향식 개발론, 그리고 비주류 쪽의 종속이론, 맑스주의 정치경제학 등을 선행이론으로 삼고 있다.

〈표 2-1〉 지역격차 또는 지역불균등 발전론

구분	동형이론	비동형이론
수렴론	신고전 지역성장론 불균형 성장론	내생적 지역성장론
확산론	Myrdal의 종속이론	Friedmann의 지역불균등 발전론

지역불균등 이론은 지역간 성장격차 현상과 그 메커니즘에 관한 연구로써, 국가간 성장격차에 관한 논의보다 늦게 주목을 받았지만, 지역문제가 국가간 문제와 다른 문제라는 것은 1970년대의 지리학계의 지역불균등발전 이론을 통해서 자각하게 되었다.<sup>10)</sup>

국제적 불균등 관계로 지역적 불균등 관계를 유추하려는 발상을 국제지역 가

10) 서민철(2005)



정(nation-region homomorphism)이라고 한다면 여기에 해당하지 않는 지역격차 이론은 불균등 발전론, 신산업지구론, Friedmann의 이론이라고 할 수 있다.

각 논의는 지역격차가 확산되거나 혹은 수렴된다고 주장하고 있는데, 신고전 지역성장론은 지역격차의 일시성을 강조했으며, 신고전 지역성장론에 기반한 불균형 성장론의 경험적 확인이 역U자형 가설(inverted U-curve)이라는 것이다. 이에 대해 종속이론이나 지역불균등발전론은 지역격차는 누적적으로 심화되며 수렴하지 않는다고 보았다. Myrdal이나 Friedmann의 경우는 수렴론을 부정적으로 보고 있다. 비주류 이론은 기본적으로 격차 확산론에 해당되나, 산업지구론, 지역혁신체제론은 낙후지역도 자체 잠재력 계발을 통해 성장이 가능하다는 낙관론으로 지역격차는 수렴한다고 보고 있다.

## 1. 신고전 지역성장론과 불균형 성장론

### 1) 신고전 지역성장론

신고전 지역성장론은 경제성장론의 Harrod(1939), Solow(1956)의 경제성장론에서 자유로운 요소 이동성을 가정하고, 지역간 격차는 시간의 흐름과 함께 자연스럽게 소멸한다고 주장하였다. 두지역의 자본은 이자율을 따라 움직이고 노동자는 임금을 따라 지역간에 자유이동이 보장됨으로써, 자본이 많은 곳은 자본 집약적인 산업이 발달하며, 이로 인해 발생한 소득으로 인하여 인구의 증가가 동반된다.<sup>11)</sup> 그러나, 초기 높은 임금으로 인하여 증가된 인구의 증가는 노동력의 수요-공급 원리에 의하여 초기의 고임금에서 저임금으로 변화가 이루어진다. 반면, 인구를 압축하였던 초기의 지역과 흡입하였던 지역들간의 관계가 역전되는 현상이 발생하게 된다. 즉, 초기의 고임금 지역으로 인구가 유입되는 현상에 반하여, 인구를 유출하였던 지역에서는 노동자의 수요가 모자람에 따라 임금이 상승하는 효과가 발생한다. 인구 및 노동력의 이동과 같이 자본의 경우도 자본

11) Armstrong and Taylor(2001)

투자가 많은 곳에서는 이자율이 낮아지며, 자본 투자가 적게 일어났던 지역은 이자율이 높아 투자를 촉진 시켜, 시간의 흐름과 함께 지역간의 격차는 줄어들게 된다(Borts, 1960).

지역간 격차는 수렴하게 된다는 낙관적인 견해는 요소의 자유이동성과 규모 수익불변 및 완전경쟁의 가정을 통해서 가능하다. 그러나 위 가정의 비현실성으로 인하여 낙관론이 비판을 받게 되었다. 즉, 국제 수준에서의 이동은 국경이라는 제약이 있으며, 국내 및 지역간 수준에서도 자본투자는 하부구조와 연계기업 및 판로 등 여러 가지 입지조건 제약 하에 있다. 이는 자본 집적지에 자본이 더 집적하는 규모의 경제가 존재했기 때문이다. 노동의 이동 역시 취업확률이 높은 곳, 즉 자본 투자가 많은 곳으로 노동자의 이동이 이루어지며, 단순히 노동자가 적다고 임금이 오르는 것은 아니다. 공간적인 거리를 고려할 경우, 공급자 및 수요자의 입지적 배타성 혹은 균등 분포 때문에 거리 차이가 상품의 동질성을 훼손하고 있다. 따라서, 가정 중에서 나타난 완전경쟁을 무시하고 서로의 입지에서 재화와의 거리를 형성하면서 최대의 이익을 창출하는 상권의 형성을 통한 독과점이 발생하게 된다.

## 2) 불균형 성장론과 역U자형 기설

신고전 지역성장론에서 지역격차는 일시적인 현상이라고 주장하며, 지역개발 정책에 이를 적용한 것이 Perroux(1953)과 Hirschman(1958)의 불균형 성장론이다. 이들에 의해 처음 표현된 분극화(polarization)과정은 보다 일찍 발전된 중심지역(center)과 상대적으로 낙후된 주변지역(periphery)과의 경제적 차이와 관련이 있다. 한 나라의 도시화와 산업화과정은 일반적으로 많은 자원을 가지고 있는 지역에서 시작되며, 이러한 핵심지역은 주변지역의 인구와 자본의 유입을 재촉하는 집적의 경제원리에 의해서 초기 투자의 대상이 되며 순환·누적적 인과관계에 의해서 성장을 거듭하게 된다. 즉, 핵심지역은 주변지역의 자본들을 유입함으로써 경제적 우위를 갖지만, 주변지역은 자원의 유출로 인하여 침체하

게 된다.<sup>12)</sup>

Hirschman은 Nurkse(1953)의 경우 지역의 모든 사업을 동시에 성장시켜 경제 성장을 유도한다는 균형성장론을 재원부족, 성장의 부문적·거점적 성격을 통하여 비판하고 불균형 성장론을 주장하였다. Hirschman은 성장은 성장점(growth point)에서 시작하여, 극화효과(polarization, backwash effect)와 적화효과(trickling down, spread effect)에 의하여 지역 불균등이 심화되고, 적화효과가 극화효과를 넘어서면서 불균등이 약화된다고 주장하였다.<sup>13)</sup> Hirschman은 지역격차는 수렴한다는 것에 대하여, 성장지역은 낙후지역의 경제활동과 보완성이 존재하기 때문이라고 주장하였다. 즉, 성장지역의 성장은 필연적으로 낙후지역의 1차 상품의 성장을 필요로 하기 때문이다. 그러나 만약 성장지역이 필요로 하는 상품을 해외에서 수입을 하는 등 낙후지역에서의 수입을 거절하는 경우에는 사회간접 자본 투자 등 정부의 지역정책을 요청하게 된다.

Kuznets(1955)는 국가가 경제적으로 성장함에 따라 개인간의 소득 격차는 확대 후 수렴한다는 역 U자형 가설(inverted U-curve)를 제안하였다. Williamson(1965)은 여러 국가의 횡단면 데이터와 한 나라의 시계열 데이터를 이용하여 지역간의 격차도 경제발전의 초기단계에 증가하고, 후기단계에는 감소하는 역U자 형태를 따른다는 것을 역U자형 가설의 적용을 통하여 발표하였다.

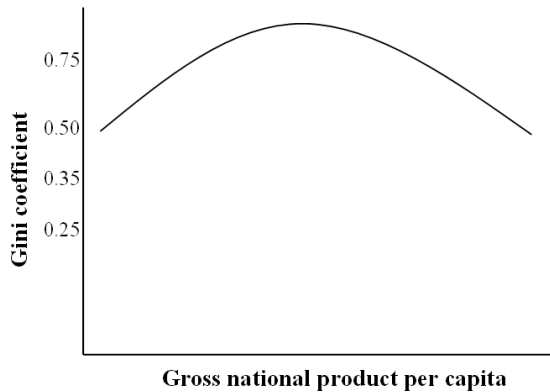
Williamson은 1980년대 이후 미국과 영국의 소득분배에 관해 방대한 장기시계열 자료를 수집하여 체계적으로 분석함으로써 역U자형 가설을 지지하는 강력한 증거를 제시하고 있다. 미국을 보면 산업혁명기인 1816년~1856년 기간에 근로소득의 불평등이 심화하였는데, 그 주요 원인은 전문직 및 숙련공과 비숙련공 사이의 임금격차가 확대되었기 때문이라고 한다. 그 후 20세기 초까지 미국의 불평등은 높은 상태를 지속하였다. 미국에서 불평등의 감소 추세가 나타난 것은 1차 대전 이후이지만, 부의 분배는 18세기말 1820년대부터 1860년까지 불평등이

12) 대한민국토·도시계획학회(1999)

13) Hirschman의 적화효과란 ①선진지역이 후진지역의 상품을 구매하는 구매효과와 ②후진지역으로의 투자인 투자효과, ③유휴노동의 이동이다. 극화효과란 ①후진지역이 선진지역의 상품을 구매하는 판매효과와 ②숙련노동의 유출을 말한다.

심화하였다. 그 후 불평등이 지속되다가 20세기에 들어온 뒤 부의 불평등이 축소하기 시작하였다. 미국의 지역간 소득격차는 1860년까지는 확대되지 않았으나 1860년~1880년 시기에 급속히 확대되어 그 후 지속되었고, 1920년 이후에 축소가 시작되었다. 이런 현상들을 종합하여 미국의 불평등은 19세기 후반을 정점으로 커다란 역U자형 모양을 나타냈다고 Williamson은 주장하였다. 노동에 대한 수요의 불균형적 증가와 거기에 시차를 둔 노동공급의 반응이 Williamson의 역U자형 곡선 설명의 핵심이다.

〈그림 2-1〉 Williamson의 역U자 곡선

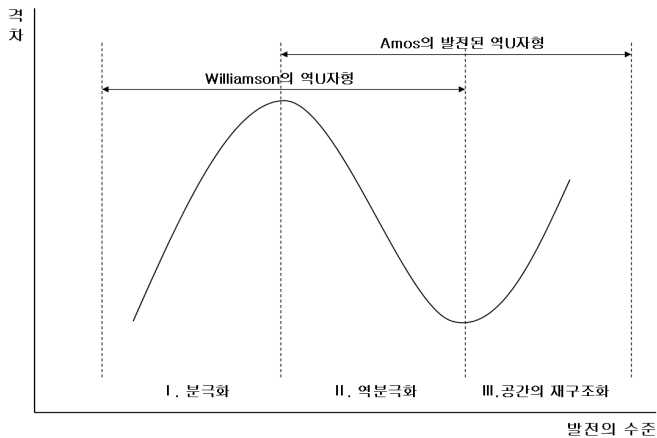


지역간 격차가 U자형 곡선 모양을 나타내는 이유는 지역격차의 초기증가는 한 나라의 몇몇 선별된 지역에 소득을 창출하는 요인들이 집중하기 때문이며, 후기 격차 감소는 이러한 요인들이 분산하기 때문이다. 역 U자형 가설에서는 극화 반전(polarization reversal)을 주장하였는데, 지역간 요소이동성을 중요한 요인으로 제안하였다. 즉, 성장초기에는 부존자원의 차이, 기반시설의 차이 등 초기 성장잠재력 차이와 이동 및 소통 장벽, 그리고 투자의 집적효과나 숙련노동자의 선택적 이주 등에 의해 극화 효과가 우세하나, 전환점을 유도하는 힘이 존재한

다는 것이다.

Alonso(1968)는 문자해독율의 확산, 관료제 확산, 지식 확산, 운송로 확산의 경향 때문에 적하효과가 극화효과를 압도할 것이라고 주장하였다. 또한, 시장조절기구가 지역간 소득의 차이를 균등화시킬 것이라는 균형이론을 강조하는 신고전적 논리에 의해 지역소득격차의 역U자형 논리는 영향을 받아왔다. 따라서, 신고전적 논리는 발전의 향상된 단계에서의 지역간 수렴이후에 나타나는 격차 증가의 설명에는 한계를 나타내며, Amos(1988)은 발전된 역U자형 패턴을 통하여 국가 및 지역에서 개발도상국을 지나 선진국에 접어들게 될 때 지역간의 발전격차는 역U자형 이후에 다시 증가한다고 논하였다.

〈그림 2-2〉 발전수준과 지역격차의 관계



Richardson(1976)은 확산이론을 통하여 시간이 지날수록 적하효과가 극화효과를 능가한다고 주장하였다. 반면, 신고전 성장론과 불균형성장론의 역U자형 가설은 우선 이론적으로 비현실적인 가정에 근거해 있으며, 둘째, 극화반전의 힘에 대한 원인을 제시하지 못했으며, 셋째, 경험적 증거들이 역U자형 가설을 지지하지 못하였다는데서 문제점이 발생하였다.

## 2. Myrdal과 Friedmann, 내생적 지역성장론

### 1) 순환-누적 효과와 역류효과

역U자형 가설에서 성장 초기의 불균등 심화 부분은 Myrdal의 비관론과 유사하며, Hirschman의 극화효과는 Myrdal의 역류효과와 같고, Alonso와 Richardson도 성장 초기의 격차 확대 부분은 Myrdal을 의식하고 있다. Myrdal의 누적적 인과모델(cumulative causation model)은 역류효과(backwash effect)로써 신고전 성장론과 정반대로 요소이동과 재화이동이 오히려 중심을 확장시키고 주변을 희생 시킴으로써 지역불균등을 심화시킨다는 것이다. 또한 주변의 생산물에 대한 구매 혹은 주변에의 투자 및 기술자극으로 인하여 확산효과(spread effect)를 인정하지만 역류효과에 비해서는 미약하다고 주장하였다. 결국 지역불균형 확대에 대한 Myrdal의 대안은 정부 정책으로 나타났다. Myrdal은 신고전 성장론이나 불균형 발전론과는 반대로 시장의 작용은 불균형을 확대할 뿐이며, 정부의 평등주의적 정책들이 불균형을 완화한다고 보았다. 따라서 중앙정부가 없는 국제 규모에서는 성장 격차가 더욱 심화된다고 주장하였다. 또한, 후진국 내부에서는 정부의 균형화 정책이 미약하여 시장 메커니즘이 더욱 자유롭게 작동함으로써 지역격차가 심화된다고 주장하였다. 반대로 선진국의 경우에는 복지국가의 등장 에 따라 균형화 정책이 효과를 발휘하여 지역격차가 완화된다고 주장하였다.

Friedmann(1966)은 지방중심도시의 설정을 통해 Hirschman과 Myrdal의 의견을 종합하였다. 즉, 집중화경향(역류효과)와 함께 분산화경향(확산효과)도 존재한다고 주장하며, 균형적인 중심지 체계가 발전한다는 극화발전(polarization development)을 주장하였다. 극화발전은 쇠신 중심지로서의 핵심 지역으로부터 확산효과가 주변 특정 지점에 집중되는 지방 중심도시가 형성된다는 것이다.

발전이란 곧 기술적, 제도적 쇠신(innovation)인데, 쇠신은 소통빈도가 높고 이질성이 높으며 창조적 인성들이 많은 곳에서 발생하기 때문에 그곳이 핵심을 이루고 나머지는 주변을 이룬다. 핵심지역은 자본이동, 인력이동, 승수효과, 소통

빈도 등의 역류효과에 의해 성장을 강화해 나가며, 주변지역에 대해서 원료, 식량, 반제품 공급지 및 상품시장으로써 그리고 행정지역으로써 지배권을 갖는다. 그러나 주변지역으로의 끊임없는 쇠퇴의 확산은 주변지역으로 정보유출을 낳고, 주변지역 인구의 일부를 성장시킨다. 성장된 주변지역은 주변지역으로의 의존성을 자각할수록 핵심지역에 대해 점차 자율성을 요구하게 되며, 핵심지역은 제한된 탈중심화를 통해 의사결정권을 나누어 갖는 지방중심도시를 성립시킨다.

Myrdal이나 Friedmann의 논점은 역류효과와 외부경제의 강도를 정확히 인지했다는 점에서 현실성이 있으나, 균등화 논리를 도출하는데 있어서는 결과가 빈약하다. 이는 Myrdal에 있어서는 평등주의 정책이고 Friedmann에 있어서는 성장된 지역의 저항이다. 그러나 역류효과 - 지방저항의 논리로 지역격차의 심화, 완화, 재심화를 설명하기 어려운 문제가 여전히 존재한다.

## 2) 내생적 지역성장론

경제성장에서 기술의 역할을 내생 변수로 도입하려는 시도는 1980년 대 이후 기술발전변수를 내생화한 내생적 성장론(endogenous growth theory)으로 전개되었다. Solow 모형의 외생적 성장론은 자본의 한계생산성 체감 때문에 후발국가의 성장률이 빠르게 진행되는 만회효과(catch up effect)를 포함할 수밖에 없으므로, 외생적 성장론은 현실의 국가간 성장격차 심화현상을 설명하기 위해서 대안적 성장 모형으로 제안된 것이다.

외생적 성장론은 오늘날 경제성장의 관건이 더 이상 노동과 자본 요소에 있는 것이 아니라 기술수준에 있으며, 선진국과 후진국 간에 존재하는 성장격차 현상의 배후가 기술격차라는 사실을 이론 모형 수준에서 반영한 것이다.

반면, 내생적 성장론은 기술발전을 위해서 국가가 무엇을 할 것인가에 대한 정책적 대안까지도 연구 대상에 포함시킨다는 점에서 이론적으로나 정책적으로나 수요가 많았다.

지역 성장에 있어서 내생적 요인을 강조하려는 시도는 산업지구론(industrial

district)과 지역혁신체제론(regional innovation system)으로 전개되었다. 노동, 자본, 기반시설과 같은 요소의 분포가 성장의 관건이거나, 그것의 신규투자 증가가 확산효과의 지표로 활용되었던 것에서 벗어나 지역 자체의 혁신역량 함양을 주목하기 시작한 것이다.

산업지구론은 제품수명주기 이론이 놓친 선벨트(sun-belt)와 제3이태리의 혁신적인 산업지구를 해석하려 하였다. 1970년대 이후 새로이 형성된 중소기업 집적 지구가 긴밀한 상호연계와 인적교류를 통해 기술혁신을 달성하고 성장하는 현상이 보고되자, 19세기 Marshall의 산업지구개념을 적용한 것이다. 산업지구의 특성은 첫째, 중소기업의 전후방 연계에 의한 네트워크와 전문화, 둘째, 노동이동 및 빈번한 대면접촉, 셋째, 신뢰관계에 기초한 제반 정보순환 및 지식이전이다. 전자의 측면에서 지구내 중소기업은 규모의 외부경제를 달성하고, 후자의 측면에서 지속적인 혁신을 창출함으로써 해당 산업지구는 글로벌 경제에서 경쟁력을 갖는다는 것이다. 지구내 기업간 신뢰관계에 의한 지속적이고 안정적인 네트워크와 공식·비공식 접촉, 인적 교류 등은 지리적 근접과 전통에 의해서 담보되는 것이다.

반면, 중소기업의 네트워크만 있는 산업지구에서 혁명적 혁신이 수행될 수 있는 능력이 있는가 하는 비판이 제기되었다. 산업지구에서 창출할 수 있는 혁신은 기술전수나 정보교류에 의한 점진적 혁신(incremental innovation)이므로, 세계화되는 경제에서 경쟁력을 오래 유지할 수 없다는 것이다. 따라서 중소기업 네트워크로서의 산업지구엔 지방정부의 지원, 대학 및 연구기관과의 네트워크, 대기업과의 연계 등이 결합되어야 한다는 주장이 제시되었다. 중소기업의 집적지로서 산업지구가 기업간 공식·비공식 네트워크 이외에 지방정부, 연구기관, 상공회의소 등이 필요하다는 것이 혁신체제 이론이다. 혁신체제 개념은 국가별 생산네트워크 - 정부 - 연구기관 시스템의 차이를 식별하려는 목적에서 국가혁신체제로 고안되었으나, 기업과 지방정부, 그리고 연구기관과 상공회의소 등의 밀접한 네트워크는 국지적이므로 지역혁신체제(regional innovation system)나 혁신클러스터(innovation cluster)가 보다 전형적이다. 이런 지역혁신체제 개념이나



혁신클러스터 개념은 기술혁신이 특정 지역의 생산 - 제도적 구조의 특성으로부터 도출 가능하다고 보는 점에서 내생적 지역성장론이라고 할 수 있다. 그러나 산업지구론을 포함한 내생적 지역성장론은 기본적으로 불균등 메커니즘을 설명하지 않는다. 내생적 지역성장론에서는 이미 보유하고 있는 지역잠재력을 토대로 한 지역혁신체제 구축을 통하여 지역성장의 불균등한 공간구조를 해결할 수 있다고 주장한다. 지역혁신체제 구축상 지역의 잠재력을 통한 지역의 불균등 해소는 기존의 산업기반, 대학 및 연구기관이 핵심적인 혁신의 동력으로 필수적인 요소로 작용하고 있다. 따라서 극심하게 불균등 발전을 겪은 낙후지역에서는 산업기반이 존재하기 어렵고, 연구 역량을 갖춘 대학이나 연구시설이 없기 때문에 개발되지 않은 자연 자원과 역사·문화적 자원을 활용한 관광지로서의 마케팅 정도를 이용하는 방법밖에 없다.

### 3. 종속이론과 지역불균등발전론

#### 1) 종속이론

지역불균등발전론은 신고전 이론이나 불균형개발론에서 간과하였던 지역격차의 메커니즘을 규명하려 했으며, 종속이론이 지역불균등발전론의 초석이 되었다. 종속이론은 2차 대전 후 남미의 수입대체 산업화 전략의 실패, 권위주의 정부의 출현, 빈부격차 및 국제적 격차 심화에 대한 현실 인식으로부터 종합적 해명을 하기 위해 제시되었다. 1930년대 세계경제 위기에 대한 대응으로 구미에서 케인즈주의라는 대중주의적 정책이 채택되었던 것과 유사하게, 남미에서도 대중주의적 정권이 출현하여 남미경제위원회(ECLA)의 이론적 대안에 따라 수입대체산업화를 추진하였다. 그러나 이 전략은 사치성 소비재 중심의 자본집약적 산업 중심이었기 때문에 고용효과도 적고, 빈부격차를 심화시켰으며, 내수시장의 한계와 지속적인 원자재 및 중간재 수입을 유발하였다. 국제자본의 투자의 수용과 이의 보장을 위한 권위주의 정부가 수립되어 노동배제적 통치형태가 출

현함으로써 저발전, 대외 종속관계, 빈부격차, 비민주성 등의 주변성(peripherality)의 전형이 갖춰지게 되었으며 주변성의 해명이 종속이론의 과제였다.

Frank(1969)는 남미가 식민지 개척에 의해 세계 무역 관계에 강제 편입된 이후부터, 경제잉여의 지리적 이전을 통한 중심부(metropolis)의 주변(satellite)에 대한 수탈 과정에 의해 중심부는 가속적으로 발전하고 주변부는 상대적으로 저발전 되어왔다. 경제잉여의 수탈 관계는 중심부의 중심과 주변부의 중심, 주변부의 중심과 주변부의 지역중심, 주변부 지역중심과 소도시 등으로 연쇄적으로 이어진다. 주변에서 생산한 잉여가치의 재투자 부분이 중심으로 이전됨으로써 주변의 발전이 제약 당하게 되고 결국에는 중심-주변 양극화가 발생하게 된다는 것이 종속이론의 핵심이다.

Frank의 종속이론은 두 가지 한계를 갖는데 첫째, 잉여가치 이전의 메커니즘을 밝히지 못했다는 점이고, 둘째, 국제적 잉여이전 방식이 국내지역간 잉여이전에도 그대로 적용된다는 전형적인 동형성(homomorphism)의 논리이다. 잉여가치 이전의 메커니즘 분석은 Emmanuel(1972)의 부등가교환론(unequal exchange)에 의해 보장되며, 국제적 이윤을 균등화 원리에 따라 낮은 임금율의 국가에서 높은 임금율의 국가로 가치가 이전한다는 것이다.

그러나 국가간 불균등 현상을 설명하려는 논리를 국내 지역간 불균등 현상에 수정없이 적용하려는 동형론적 시도는 지역불균등의 메커니즘을 규명하려 했다는 성과에도 불구하고 중대한 한계를 갖는다. 첫째, 정치-경제의 통합적 설명을 시도하고 있음에도 맑스주의 정치경제학 특유의 정치의 경제에 대한 종속성 논점을 견지함으로써 정치-제도적 측면을 섬세하게 포착하지 못하고 있다. 최소한 정치 영역의 상대적 자율성이라도 인정하지 않는다면 자본주의의 일면적인 집중심화 경향만을 언급함으로써 지역격차의 변화를 설명하기 어렵게 될 뿐 아니라, 국가나 지방정부의 공간정책의 성격도 해명할 수가 없게 된다. 둘째, 맑스주의 정치경제학 특유의 거친 서술 때문에 지역불균등 심화 논리는 구축될 수 있더라도 그 대안으로서의 균등화 논리를 도출하기가 어렵다. 셋째, 지역간 부등가교환론은 지역생산물의 지역간 무역에 의한 가치이전 메커니즘이므로, 분공

장 경제(branch plants economy) 현상이나 인구 유출 문제까지 포함하기는 어렵다. 넷째, 지역불균등 현상을 생산양식의 접합 현상으로 설명하려는 시도는 이미 산업화가 상당 수준으로 진행되어 고도의 도시화율을 보이는 중심부 국가나 신흥공업국에서의 지역격차 현상을 해명하기에는 부족하다.

## 2) 지역불균등발전 이론

지역격차 문제를 국제이론으로부터 질적으로 독립시켜 지역간 불균등 문제로써 해명하기 위한 노력은 내부식민지론, 가치의 지리적 이전론, 분공장 경제론, 시소이론 등으로 나타났다.

Hechter(1975)의 내부식민지론은 국민국가의 기반으로서의 민족은 다수 종족의 집합으로서, 지배 종족의 지역을 핵심으로 하고 피지배 종족 지역을 주변으로 하는 일국내 지역 관계가 성립한다는 것이다. 통일 국가의 엘리트 층원, 기간 생산 시설에서의 취업 및 문화차이에 기반한 승진 제약 등의 방식으로 주변의 발전은 제약 당한다는 것이다. 이 이론은 민족적 차이가 뚜렷하지 않은 나라의 경우 적용하기 곤란하며, 적용하더라도 불균등 발전을 출신지역인에 대한 차별 정도로 축소시키고 만다.

Hajimichalis(1987)가 제시한 가치의 지리적 이전론(GTV, geographical transfer of value)은 Emmanuel의 부등가 교환 개념에 공간항으로서 기타요인을 추가한 간접적 GTV와 조세나 공공투자 등 이윤 재분배 방식을 통한 직접적 GTV로 불균등 발전을 설명하려 하였다. 중심지역은 고정자본이 높을 뿐 아니라 교통·통신시설과 같은 자본회전속도 완화시설과 병원과 같은 노동력 재생산 시설의 비중이 높기 때문에 가치의 생산가격으로의 전형 과정에서 주변으로부터 더 많은 가치를 이전받는다는 것이다. Lipietz(1980)의 지역적 부등가교환론에 직접적 가치이전과정으로서의 조세와 공공투자를 도입했다는 점에서, 또 불균등 메커니즘에 정치-정책 요인까지 고려했다는 점은 매우 중요한 성과이다. 그러나 생산 시설의 입지과정에 개입하는 정부-정책-제도의 변화를 사회내 제세력간 역학 수

준에서 섬세하게 포착하지 못함으로써 지역격차의 변화를 설명하기는 곤란하다.

Massey(1995)의 노동의 공간분업은 지역불균등의 메커니즘을 분공장경제(branch plants economy)의 외부통제 메커니즘으로 이해한다. 대기업 분공장 체제는 구상과 실행을 공간적으로 분리하는 축적 방식으로서, 지방 분공장의 경우 낮은 지방 연계, 높은 폐업 위험, 미숙련 임금 노동자, 이윤의 본사 송금 등 외부통제의 문제가 나타난다. 결국 주변 지역에 공업 생산이 성장하더라도, 중심 - 주변의 생산성 격차는 구조적으로 심화되는 지역불균등 발전의 문제가 나타나게 된다. Massey의 논의는 선진국 내에서의 지역격차를 설명하는 근거를 제시하였던 점과 축적과정 자체로부터 원인을 포착했다는 점에서 탁월한 지역불균등 이론으로 평가되었다.

Smith(1990)의 시소이론은 추상적으로 지역불균등 발전을 자본주의 축적의 내재적인 공간법칙으로 규정하였다. 자본축적은 이윤율이 높은 지역으로 집중하는데, 이는 이윤율 저하를 초래하고 결국 이 위기를 공간적으로 돌파하기 위하여 주변지역으로 시설을 이전하여 이윤율을 회복한다는 것이다. Smith는 이 논리를 sun belt-snow belt의 산업이동을 통하여 설명하고, 대도시 산업의 교외화를 설명하였다.

## 제2절 지역격차분석 관련이론 검토

### 1. 지역간 경제적 격차의 기본개념

지역격차는 경제성장 과정에서 성장이 모든 지역에 고르게 일어나지 않기 때문에 불가피하게 발생한다. 경제성장은 유망한 자연자원, 노동기회, 자본, 하부구조와 아울러 시장 접근성과 같은 유리한 입지지역의 성장 잠재력을 가지고 있는 지역에서 활발하게 일어난다. 상대적으로 불리한 지역은 성장에서 배제되며, 이러한 상황은 도농간, 핵심지역과 주변지역간, 각 지방간에 소득격차를 유발한다.

지역간의 경제적 격차의 원인은 일반적으로 자본과 노동력 및 기술의 차이, 자연 및 인간자원의 불균등한 분포와 자원의 지리적 집중화에 따른 집적경제성의 차이 및 규모경제성의 차이에서 비롯된다. 불균등에 영향을 주는 이러한 요소들은 시간과 장소에 따라 그 영향의 정도가 다르게 나타나게 되므로 격차요인의 분석은 공간과 시간이란 차원을 동시에 고려해야 한다. 어느 시점에서 현상적으로 나타난 지역간의 격차는 상이한 성격을 가진 다음의 몇 가지 격차들의 조합으로 이루어진 결과로 이해할 수 있다. 첫째, 장기균형의 상태에 이르러도 존재하게 되는 정상적 격차, 둘째, 장기균형에 이르는 과정에 존재하는 조정적 격차, 셋째, 정책수단변수의 조작이 최적화되지 못한데서 오는 정책적 격차, 넷째, 민간 이동성의 결여로부터 생기는 구조적 격차로 나뉘 볼 수 있다.

격차 구성부분의 이와 같은 구분은 격차의 요인파악에도 유익하지만 지역간 격차완화를 위한 경제정책을 수립하는데도 크게 도움을 준다. 거의 모든 국가들이 이러한 지역격차의 완화를 지역정책의 목표로 삼고 있는 것은 다음과 같은 경제사회적인 이유 때문이다. 첫째, 경제적 이유로서 과밀과소지역 즉 노동력의 부족지역과 잉여지역간의 불균형의 해소는 국가전체에 자원의 완전고용을 가져오고 그것은 결국 GNP의 증대를 가져오며, 과밀과소지역의 존재는 자원이 균형적으로 배분되어 있는 경우보다 인플레이션을 유발하거나 상승시키는 경향이 있다는 점이 자주 지적된다. 둘째, 사회적 형평성에 근거를 둔 것으로서 잘사는 지역과 못사는 지역의 차이가 큰 것은 사회적으로 바람직스럽지 못하며 흔히 정치적 이슈가 됨으로 방치할 수 없다는 데 있다. 셋째, 과밀지역은 환경오염이 극심한 이른바 환경빈곤지역으로서 더 이상 방치한다는 것은 국민보건상 바람직스럽지 않다는 데 그 이유를 두고 있다.<sup>14)</sup>

14) 대한민국토·도시계획학회(1999)

## 2. 지역격차의 측정지수

지역격차를 측정하는 방법으로는 집중곡선, 지니계수, 허핀달지수 등이 이용되어 왔다. 이중 지역격차를 측정하는 방법 중 대표적인 방법으로써 최대치와 최소치간의 차이의 절대값(범위)을 구하는 단순한 방법에서부터 사분편차, 십분편차를 측정하는 방법, 평균편차나 표준편차를 측정하는 방법, 최대치와 최소치의 차이의 절대값을 평균값으로 하는 상대화하는 방법, 변이계수(Coefficient of Variation), 지니계수(Gini Coefficient), 타일계수(Theil index), 순위규모계수(Rank size coefficient) 등 다양한 방법이 있다

### 1) 변이계수(Coefficient of variation, CV)

변이계수(CV)는 지역간 격차의 확대 및 축소를 측정하는 대표적인 계수로 사용되고 있으며 인구 구성비를 가중치로 고려한 가중변이계수( $CV_w$ )와 인구가 중치를 무시한 일반변이계수( $CV_{uw}$ )가 있다. 일반적으로 소득이 평균치를 중심으로 분포하고 있을 때에는 소득평등도가 높고 저소득층에서 고소득층에 걸쳐서 폭넓게 분포되어 있을 때의 소득 평등도는 낮게 나타난다. 즉 소득분포가 분산되어 있을수록 불평등도는 크다.

소득분포에 많이 사용되는 분산(V)은 소득분배  $y = (y_1, \dots, y_n)$ 에 대해서 다음과 같이 정의된다.

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$$

$y_i$  = 제  $i$  번째 구성원의 소득

$\mu$  = 평균소득

분산은 평균소득의 수준에 의존하고 있으며 분산을 불평등의 지표로서 사용할 경우에는 몇 가지 문제점을 간과해서는 안 된다. 예를 들어, 소득을 나타내는 단위를 무엇으로 할 것인가에 의해 분산의 크기는 다르게 나타난다는 것이다. 즉, 한국의 소득을 원(WON)으로 표시한 경우의 분산은 달러로 표시한 경우보다 크게 나타난다. 동일한 상대적 분포를 가지고 있어도 평균소득의 수준이  $\alpha$ 만큼 다른 두개의 소득분배를 비교하면 분산 역시  $\alpha$ 만큼 상이하게 나타난다. 이러한 특징은 분산이 평균소득 수준이 다른 지역간의 불평등도 비교에는 적합하지 않음을 의미한다. 이러한 것을 해결하기 위하여 지역간 불평등을 측정할 때에는 분산의 평방근( $\sqrt{\cdot}$ )을 평균소득으로 나눈 변이계수를 사용한다.

$$CV_{ww} = \frac{1}{\mu} \sqrt{V}$$

$$= \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2}{n}}}{\mu}$$

$y_i$  =  $i$ 지역의 일인당 소득

$\mu$  = 일인당 평균소득

또한, 인구구성비의 가중치를 고려한 가중변이계수( $CV_w$ )는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$CV_w = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \cdot \frac{P_i}{P}}}{\mu}$$

$y_i$  =  $i$ 지역의 일인당 소득

$\mu$  = 일인당 평균소득

$P_i$  =  $i$  지역의 인구

$P$  = 전국인구

$CV_{uw}$ 은 지역구분의 방법에 따라  $CV_w$ 보다 민감하게 반응하고 지역수가 상이한 국가간 비교를 위한 실증분석에서는 적절하지 않으나 본 연구와 같이 한 국가내의 시계열적 변화를 분석대상으로 하는 경우에는 지역 수가 일정하므로 분석상의 문제는 발생하지 않는다.

## 2) 지니계수(Gini index)

지니계수는 로렌즈 곡선(Lorenz Curve)을 통하여 산출되어진다. 로렌즈 곡선은 한 사회의 구성원을 소득이 가장 낮은 순에서 높은 순으로 배열할 경우 하위 몇 %의 사람들이 갖는 소득의 합계가 전체소득에서 차지하는 비율을 나타내는 점들로 이루어진 곡선을 말한다. 따라서 지역격차에 대한 로렌즈 곡선을 구하기 위해서는, 지역격차를 측정하는 각 지표에 대해서 바람직하지 않은 수준에서 바람직한 수준으로 지방자치단체를 가로축에 배열하고, 세로축에는 전체 지자체에 해당하는 지표값을 더한 값 중에서 해당 지자체까지에 해당하는 지표값을 더한 값의 백분율을 표시한다. 이렇게 구해진 로렌즈 곡선이 우상향하는 대각선과 일치한다면, 지역간 발전수준이 완전균등하다는 것을 의미하고 지역간 격차가 크면 클수록 로렌즈 곡선은 대각선으로부터 멀어진다. 또한 상이한 로렌즈 곡선들이 있는 경우 45°선인 완전평등선에 가까운 것일수록 지역간 격차가 줄어들게 된다. 그런데 상이한 로렌즈 곡선들이 서로 교차할 경우에는 어느 곡선이 더 균등함을 나타내주는 것인지 상호 비교하기가 곤란하게 된다. 따라서, 기수적인 지니계수의 값을 구하는 것이 필요하다.

지니계수의 값은 대각선과 로렌즈 곡선사이의 초승달 모양을 한 부분의 면적을 대각선을 빗변으로 하는 직각삼각형의 면적으로 나눈 값과 일치한다.  $n$ 개의



지역에 대해서 각각의 변수들에 대한 지니계수  $G$ 는 다음과 같은 일반식에 의해 구할 수 있다.

$$G = \frac{\Delta}{2\mu}$$

$\mu$  = 평균

여기에서  $\mu$ 는 지역전체에 대한 각각의 변수의 평균값을 의미하고,  $\Delta$ 는 다음과 같이 구해진다.

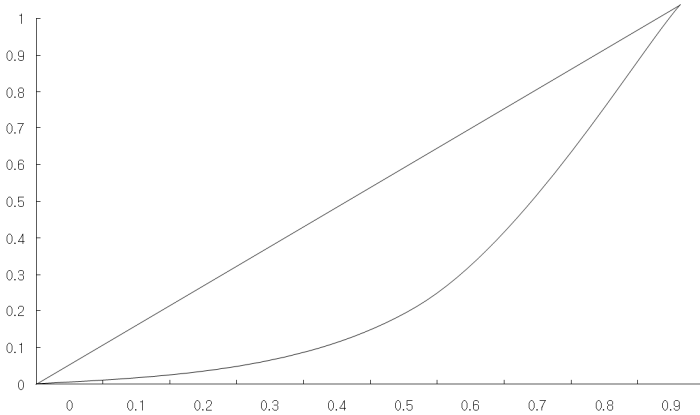
$$\Delta = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |Var_i - Var_j|$$

$Var_{i,j}$  =  $i, j$ 번째 변수값

$N$  = 변수 개수

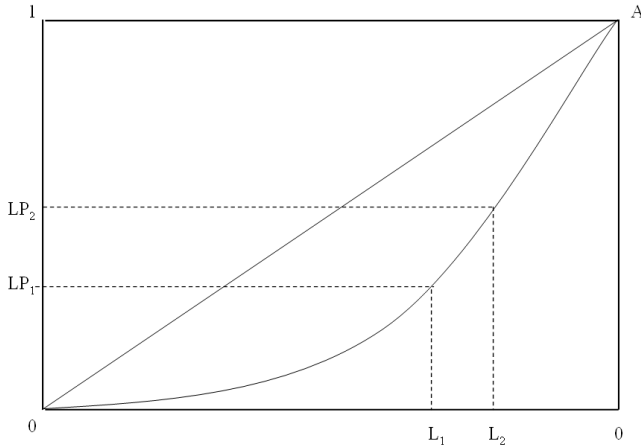
위식은 변수 각각의 지표값에 대해서 임의의 두 지역간 격차의 절대값을 모두 더한 후, 개별 편차들의 총 개수( $n^2$ )에서 편차의 값을 0이 되게 하는  $i=j$ 의 경우( $n$ 가지)를 제외한  $n(n-1)$ 로 나누어 계산된다. <그림 2-3>과 같이 지니계수는 0에서 1사이의 값을 가지며, 이 값이 크면 클수록 지역간 격차가 심하다고 판단한다. 또한, 지니계수는 기수적 성격을 갖지만 상대적인 평균격차로서의 불평등도를 측정하기 때문에 서수적 성질도 함께 지닌다.

〈그림 2-3〉 로렌츠곡선과 지니계수



로렌츠곡선이란 어느 사회에 있어서 소득이 낮은 순서로 구성원을 나열하여 하위 소득자의 누적 구성비와 인구 누적 구성비간의 관계를 나타내는 척도이다. <그림 2-4>와 같이 세로축은 구성원들의 소득을 낮은 소득자에서 높은 소득자 순으로 나열한 누적 백분율을 가로축은 각 구성원들의 인구 백분율을 나타내고 있다. 즉, 하위누적 소득자  $L_i(\%)$ 이 차지하고 있는 사회전체의 소득은  $LP_1(\%)$ 이다. 이때 완전평등선  $OA$ 와 로렌츠곡선 사이의 면적을 불평등 척도로서 계측하는 것이다.

〈그림 2-4〉 소득불평등과 로렌츠곡선



### 3) 타일계수(Theil index)

변동계수는 분산지향적 측정지수로써 규모단위와 산술적 평균에 지나치게 의존하고 있다. 즉, 두 개의 분포가 같은 상대적 편차를 보인다 하더라도 보다 작은 평균을 가지고 있는 분포가 보다 낮은 격차를 보이게 되는 것이다. 또한, 지니계수를 도출한 로렌츠커브는 중간범위에서의 편차폭보다는 상위와 하위 끝쪽에서의 변화폭이 별로 민감하게 변화하지 않을 뿐만 아니라 이 커브들이 서로 교차할 때 해석하기 어려운 약점을 지니고 있다. 반면 타일계수는 어떤 지역의 소득을 평균으로 나눈 값에 그 값의 자연로그 형태의 값을 곱한 것의 총합을 전체 지역의 숫자로 나눈 것이다.<sup>15)</sup>

$$Theil = \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu_t} \right) \log \left( \frac{y_i}{\mu_t} \right)$$

$n$  = 총 지역수

15) 대한민국토·도시계획학회(1999)

$y_i$  = 지역  $i$ 의 인구수 또는 고용량

$\mu_t$  = 평균인구수 또는 평균고용량

타일계수의 분석 결과 타일계수 값이 커지면 지역격차는 증가하고, 타일계수가 감소하면 격차는 줄어들게 된다. 타일계수는 지역격차를 측정하는 4가지 주요 계수(지니, 변동, 타일, 순위규모계수)중 지니계수와 변동계수가 가지는 표본 분포의 차이에 의해서 지역격차 측정에 유용한 지표로 간주된다.

#### 4) 순위규모계수(Rank size coefficient)

순위규모계수는 순위규모함수식으로부터 도출하며, 어떤 데이터를 규모에 따라 내림차순으로 정렬했을 때의 순위와 규모 사이의 관계를 나타낸다.

$$\ln y = \alpha + \beta \ln \gamma$$

$y$  : 인구 또는 지역내총생산의 규모

$\gamma$  : 순위

순위규모계수는 가장 규모가 클 때  $\gamma=1$ 이되며,  $\alpha$ 는  $y$ 축 절편이고  $\beta$ 는 순위규모 그래프의 기울기이다. 이 기울기 값이 곧 순위규모계수가 되며, 순위규모계수( $\beta$ )는 순위가 1% 변화할 때의 규모의 %변화를 평가한다.

이러한 순위규모함수는 도시의 인구규모와 그에 따른 순위를 파악함으로써 도시체제를 이해하는데 이용되어 왔다. 즉, 순위규모계수의 추정치는 어떤 도시의 인구집중의 정도를 평가하는데 이용되며, 지역의 집중 정도는 격차의 정도와 상응한다.

일정량의 자원이 어떤 지역의 모든 개인에게 분포되어 있을 때, 분포패턴은 집중의 정도를 결정한다. 즉, 높은 수준의 집중은 높은 수준의 격차를 의미하고, 낮은 수준의 집중은 낮은 수준의 격차를 나타낸다. 그러므로 순위규모계수는 지

역격차의 측정지수가 된다. 즉, 순위규모계수의 절대값이 클수록 격차는 증가하고, 절대값이 작아질수록 격차는 줄어든다.<sup>16)</sup>

### 제3절 기존 연구 방법론

지역격차는 김윤상(1986)이 지적한 바와 같이 전통적으로 경제개발을 통한 지역간 소득격차의 의미로 사용되어왔고, 보통 1인당 주민소득의 차이를 비롯한 경제지표로 측정되는 것이 일반적이었다(황명찬, 1973 ; 김안제, 1974 ; 한표환, 1994 ; 홍기용, 1994). 그러나 경제적 측면에 한정시킨 협의의 지역격차 개념에 대해 그동안 많은 비판이 가해졌다. 지역격차의 개념은 소득외에 지역복지, 생활의 질 또는 인간의 기본수요 등의 측면에서와 같이 광의적으로 정의하려는 경향이 나타났다(황명찬, 1994). 또한 총량적 성장모형이 전제하고 있었던 자동적 공간파급(automatic trickle-down)의 가설이 현실적합성을 상실하게 되자 지역개발을 위한 인본주의적 접근의 하나로서 삶의 질 지표의 활용이 이미 오래 전에 논의되기도 하였다.<sup>17)</sup>

지역격차의 개념을 소득격차라는 개념에서 확대하여 삶의 질의 격차로 해석한다면, 지역격차는 외형적·물질적 생활상태 뿐만 아니라 심리적 만족, 행복과 같은 의식적 측면과 건강상태까지 포함하는 매우 포괄적이고 고차원적인 개념으로 해석해야 한다. 이는 삶의 질이라는 개념 자체가 객관적 요소뿐만 아니라 주관적 요소까지도 포함하는 것으로 인식되고 있기 때문이다.

지역격차에 대한 연구는 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 지역격차를 협의적으로 해석하여 경제적 요인에 초점을 둔 연구와 이를 보다 광의적으로 해석하는

16) 대한민국토·도시계획학회(1999)

17) 특히 Liu(1975)는 지역발전의 정도를 측정함에 있어서 삶의 질 접근법을 사용한 대표적인 경우에 해당한다. 그는 삶의 질에 대한 체계를 경제, 정치, 환경, 보건·교육, 그리고 사회의 5개 부문으로 구성하고, 그 하위지표로 123개의 지표를 선정하였다.

연구들로 분류된다. 경제적 요인을 중시하는 연구들은 대체로 지역격차를 지역간 소득격차의 의미로 받아들여 1인당 주민소득의 차이를 비롯한 경제지표를 이용하여 지역성장과 소득격차를 설명하고 있다(황명찬, 1992; 허재완, 1989; 홍기용, 1994). 반면 김상호(1998)와 같이 지역격차를 보다 광의적으로 해석하는 연구들은 기존의 경제적 측면에만 한정시킨 지역격차의 개념들이 정치·행정적 요인들을 소홀히 취급하고 있다고 비판하면서 지역격차의 개념을 삶의 질 또는 인간의 기본수요 측면에 초점을 두어야 한다고 지적한다. 따라서 경제적 요인을 포함한 다양한 지표를 이용하여 지역격차를 분석하고 있다(김의준, 1995; 전진호 외, 1995; 박성복, 1997; 홍준현, 1999).

## 1. 개별지표에 의한 지역격차 분석

지역발전 및 격차에 관한 연구는 광역자치단체간 비교연구와 광역자치단체내의 지역간 비교로 분류된다. 지역간 발전수준을 비교하는데 있어 기존에는 1인당 주민소득과 같은 경제지표를 이용하는 것이 일반적이었다. 이는 경제개발 과정에서 1인당 주민소득과 같은 경제적 요소들의 성장이 바로 지역의 발전이라고 생각하였기 때문이다.<sup>18)</sup> 하지만, 발전이란 양적성장과 함께 질적 변화도 동시에 포괄하는 현상이기 때문에 정치, 사회, 행정적 요인들을 배제하고 경제적 측면에만 한정시킨 이와 같은 협의의 지역발전 개념은 그동안 많은 비판을 받게 되었다. 따라서, 지역발전을 경제적 측면의 총량적 성장뿐만 아니라 소득분배, 형평성, 안전, 건강한 생활, 환경보전 등을 포함하는 보다 광의적인 의미로 이해하려는 경향이 나타나고 있다.<sup>19)</sup>

Mankiw, Romer and Weil(1992), Dougherty and Jorgenson(1996)은 인적자원, 물리적자원, 그리고 생산성에서의 차이가 국가간의 격차를 만들어낸다고 밝혔다. Hall and Jones(1998)는 자본축적과 생산성의 차이, 그리고 노동자 일인당 생

18) 박희봉 외(2001)

19) 전진호 외(1995)

산량이 근본적으로 국가별 사회 간접자본의 차이와 연관이 있다고 가정하고, 국가별로 상이하게 생산되는 물리적·인적 자원의 차이와 국가마다 생산량이 다르게 생산되는 이유를 연구하였다.

김홍중(2001)은 지역불평등을 나타내는 지수들을 구성하는 요소로써 산업별 기여도를 지역소득 10분위수와 타일의 엔트로피 지수의 단점을 보완하여 불평등도지수가 가져야 할 성질들을 만족하도록 한 일반화된 엔트로피 지수 (generalized entropy measure, GEM)를 이용하여 분석하였다.

김태명(2004)은 한국과 이탈리아의 지역격차 특성 연구를 Williamson의 역U자형 커브와 Amos의 발전된 역U자형 커브를 검증하였다. 이 연구에서는 이론의 검증을 위하여 1961년~1990년의 이탈리아 지역 20개와 1968년~1990년의 한국의 11개 지역의 지역간 지역격차의 변이계수를 도출하고 이를 비교 분석하였다. 또한 한국의 지역격차 패턴은 Williamson의 역U자형 커브 이론에 따라 지역격차의 수렴이 이루어지고 있음을 밝혔다. 또한, 지역간 격차의 크기와 패턴은 그 나라의 발전정도 그리고 특유의 역사, 정치, 경제, 사회, 문화 등과 같은 요인과 밀접한 관련이 있다고 주장하였다.

Bettinal Aten et al.(2005)는 유럽 연합을 대상으로 하여, 가난한 지역에는 사회 기금이 조성, 지급되기 때문에 실질 지역 소득이 지역의 격차를 설명하는 가장 주요한 변수라고 주장하였다. 또한, 지역간 동일 상품의 가격을 지역 물가를 이용해(purchasing power parity theory, PPP) 균등화하여 지역간 격차를 분석하였다.

홍준표(2005)는 1990년대의 수도권과 비수도권간 지역격차를 영호남간 지역격차와 비교하여 분석하였다. 그의 논문에서는 4개 영역에서 각각 2개의 지표를 선정하여 총 8개의 지표를 통하여 지역격차를 분석하였다. 그러나 모든 지표의 종합적인 지수화는 지표의 특성을 무시할 가능성을 배제할 수 없다고 판단하여 각각 개별지표에 대하여 지역간 지역격차를 분석하였다. 그러나 이러한 지표들이 지역격차의 모든 측면을 누락없이 나타내 준다고 하기는 어렵다는 단점을 나타냈다.

허문구(2006)는 1인당 소득에 대한 지역간 격차와 그 결정요인을 실증적 분석

을 통하여 규명하였다. 그는 지니계수 및 변이계수를 이용하여 지역간 소득격차의 추이와 지역유형별 소득수준의 패턴을 분석하였으며, 소득격차 결정요인의 분해를 통해서 어떠한 요인들이 지역격차에 영향을 미치는지 검토하였다. 그의 연구에서는 1990년대 우리나라의 지역격차는 지역별 특화산업의 지식기반화 정도에 따라 수렴 성장률이 차별화되는 클럽 수렴화 현상이 ‘축소 → 안정 → 확대’의 결과를 나타낸다고 하였으며, 1인당 소득수준은 고소득, 저소득, 성장 및 쇠퇴 지역으로 고착화되는 경향을 보였다. 즉 도지역은 전국평균을 상회하는 지역과 그렇지 못한 지역으로 양극화현상이 뚜렷한 것으로 나타났으며, 광역시의 경우는 전국 평균에서 멀어지는 정체 및 쇠퇴현상을 나타냈다.

국중호(2007)는 조세부담의 지역간 격차를 분석함에 있어서 지역내총생산 단일변수를 이용하여 변이계수를 분석하였다. 이 연구에서 이전재원이 지방재정의 지역간 격차를 완화하는 것이 아니라 오히려 이를 확대하는 요인으로 작용하고 있음을 지적하였으며, 이를 규명하기 위해 광역 및 기초자치단체별 이전재원이 지방재정에 미치는 효과로 나누어 연구하였다. 그 결과 광역자치단체는 자체 자원으로서의 지방세 등의 자체재원이 제대로 기능하지 못하고, 지방교부세 등의 이전재원이 지방재정의 지역간격차를 좌우하는 요인으로 작용함을 밝혔다.

## 2. 종합방식에 의한 지역격차 분석

지역격차의 분석에 있어서 전통적인 격차분석법에서 벗어나 지표의 산술 및 종합방식에 의해 다수의 연구가 지역격차를 설명하였다. 지표종합방식인 종합지수화를 시도한 연구로는 김윤상, 김수동(1984), 김의준(1995), 정진호 외(1995), 박성복(1996)이 있다.

김윤상·김수동(1984)은 3개년도(1970, 1975, 1980)의 자료와 18개의 개별지표를 이용하여 경북지역의 연도별 지역격차를 분석하고 있다. 그들의 연구에 따르면 지역발전도 점수(표준화 점수)의 평균과 표준편차를 이용한 지역간, 남북간, 시·군간의 격차는 각 연도별로 점차 줄어들고 있다.



김영모(1988)는 지역불균형의 변천과 원인을 조망하기 위해 2개년도(1975, 1985)의 사회지표(4개부문, 8개 개별지표), 경제지표(1개부문, 2개 개별지표), 기타지표(투자사업 및 인구변화)를 사용하여 각 지표간 동등 가중치 부여로 종합 지표와 표준화지수를 산출한 후 광역자치단체 간 비교하였다. 그의 분석에 따르면 지역간 격차는 점차 간격이 줄어들고 있으며, 13개의 개별지표 중 주택보급율을 제외하고는 각 개별지표의 지역간 불균형이 감소되고 있다. 또한 각 지표간 상관계수를 통한 불균형 원인분석 결과, 이러한 지역격차는 개발과정에서 자원배분에 공간적 측면이 무시된 채 오직 자원배분에 효율성만을 지나치게 강조하였기 때문이라고 주장하고 있다.

김의준(1995)은 3개년도(1985, 1990, 1992)의 3개 개별지표(도로, 상수도, 하수도)를 이용하여 경기도의 지역간 격차를 분석하였다. 그에 따르면 지역개발격차는 연도별로 점차 줄어들고 있으며, 이용 지표별 지역간 격차는 도로, 상수도, 하수도의 순이라고 한다.

정진호 외(1995)는 1994년의 자료를 이용하여 5개 분야, 10개 항목지표(지역 경제력, 지방세계화, 지방행정서비스, 지방기업·산업, 지방금융환경, 지방 인프라스트럭처, 과학기술수준, 인적자본형성, 주민 삶의 질, 지역사회 화합력), 30개의 세부지표, 922개 개별지표를 핵심성공요소추출법에 의거 최종적으로 201개의 지표를 선정 한 후 지방경쟁력 기여도를 추계하여 가중산술 평균한 광역자치단체간 상대적 점수와 순위를 구하고 있다. 그 결과 지방경쟁력은 서울, 경기, 경남, 경북, 부산이 1~5위로 비교적 높고, 충북, 충남, 제주는 13~15위로 매우 낮게 나타났다.

박성복(1996)은 1994년 지역단위 사회지표들 중 14개의 발전지표를 선정하여 이들에 대한 종합지수를 구한 후 로렌츠곡선과 지니계수를 이용하여 지역발전도와 지역간 격차를 비교하였다. 그 결과 지역발전도 순위는 서울, 인천, 대구, 경기, 대전이 1~5위이고 전북, 충남, 전남이 각각 13~15위를 차지하고 있다. 박성복(1997)은 더 나아가 정진호외(1995)의 연구를 기본으로 1999년(일부 1995년)의 자료에 대해서도 동일한 방식을 적용하면서 8개영역(지역경제, 지방세계화, 지

방행정, 지방 사회간접자본, 과학기술수준, 인적자본형성, 생활환경, 사회통합) 83개 개별지표를 사용하여 보다 광범위하게 광역자치단체별, 영역별 지역발전도와 지역격차를 비교하고 있다. 그 결과 지역발전도는 서울, 대전, 강원, 제주, 경남이 1~5위이고 인천, 경기, 전남이 13~15위를 차지했다.

김영모(1998)는 지역불균형 실태분석과 지역개발의 운영제도를 분석하고 있다. 먼저 지역불균형 실태분석에 있어서는 수도권인 인구집중, 지역간의 소득격차, 중추기능의 수도권 집중, 환경관리에 및 초점을 두어 광역자치단체간 분포비율을 비교하여 수도권에 전 국민의 25%의 인구, 지역총생산의 46% 및 은행 60%, 300대 기업의 과반수이상의 중추기능이 집중되어 있고 오염도는 모든 지역이 전반적으로 높은 수준임을 지적하고 있다. 또한 지역개발의 운영제도 분석을 통해서도 그 동안 지역개발 관련 공간지역체계가 하향적·획일적이었으며, 계획의 법적 수립절차도 비민주적이었으며, 주민참여의 기회는 매우 미약하였다는 점을 밝히고 있다.

홍준현(1999)은 1990년~1997년 8개년도의 연속적인 시계열 자료의 5개영역 23개 개별지표를 이용하여 광역자치단체간 지역격차의 실태를 분석하고 있다. 그에 따르면 대부분 개별지표들의 경우 점차 지역별 격차가 줄어들고 있으나 도로포장율, 인구당 병상수 등에 있어서는 오히려 증가되고 있으므로 그에 따른 정책적 대안모색의 필요성을 강조하고 있다.

김덕수(2003)는 우리나라 개발수준의 지역간 격차가 어떠한 특성을 나타내며, 시간 경과에 따라서 그 격차가 어떻게 변화되었으며, 변화를 초래한 원인은 무엇인가를 분석하였다. 이를 위하여 종합지표체계를 개발하였으며, 58개 도시정부의 시계열자료에 적용하여 개발격차의 특성 및 변동 추세를 파악하였다. 분석결과 지역간 개발수준의 격차는 수렴하는 것으로 나타났으나, 지역개발수준에 가장 큰 영향을 미치는 경제개발 영역에서는 상당수준의 격차가 존속되고 있다고 주장하였다.

정연승(2006)은 대기업과 중소기업 간 노동생산성과 노동소득의 차이가 1980년대 후반 이후 확대되고 있다고 주장하였다. 정연승은 1980년~2002년간의 광

업, 제조업통계조사를 분석한 결과 규모간 노동생산성과 노동소득 격차가 확대되고 있었으나, 지난 20여 년 동안 대기업은 사업체와 종사자가 40% 가까이 줄은 반면 중소기업은 사업체가 증가하였다고 나타냈다. 정연승은 노동장비율, 노동생산성, 노동소득에 대한 개별지표를 사용하여 분석하였으며, 제조업에서의 대기업과 중소기업의 격차는 중소기업의 부진보다는 대기업의 약진에 의해서 격차가 생겨났음을 제시하였다.

서환주 외(2006)는 90년대 33개국을 대상으로 ICT 투자가 국가간 성장격차에 어떠한 영향을 끼쳤는지를 모형을 설정한 후에 실증분석을 하였다. 연립방정식을 이용하여 ICT 투자의 경제적 효과를 추정한 결과 90년대 국가간 성장격차확대에 있어서 ICT가 중요한 역할을 수행하였음을 확인할 수 있었으며, 비정보자본도 정보자본과 유사하게 국가간 성장격차확대에 있어서 핵심적인 역할을 수행하였음을 확인하였다. 또한, 비정보자본에 대한 투자와 성장간에 누적적인 인과관계가 있음을 확인하였다. 이를 통해 국가간 성장격차를 누적적으로 확대시키게 되었다. 반면, 생산성 수준이 뒤떨어진 국가들은 해외에서 확산되는 지식을 활용하여 생산성 격차를 줄여나가고 있음을 제시하였다.

허식(2007)은 2002년도 한국 노동패널 제5차 조사자료를 사용하여 65세 미만의 임금근로자를 이용하여 수도권과 비수도권을 대상으로 지역간 임금격차와 그 요인을 분해하였다. 두 지역간의 임금격차는 근로자의 질적 차이뿐만 아니라 차별적 요소에 의해서도 상당히 발생한다고 주장하였다.

이상의 선행연구들을 종합해 볼 때 몇 가지 특징이 발견된다. 첫째, 기존의 지역격차에 관한 연구들은 대부분 광역자치단체를 대상으로 하고 있다. 또한 도 단위 이하의 지역을 대상으로 분석한 김윤상·김수동(1984), 김의준(1995)의 연구는 광역자치단체간 연구에 비해 변수이용이 다양화되어 있지 못하다. 이러한 이유는 광역자치단체내의 연구가 광역자치단체간 연구에 비해 자료이용에 한계가 있기 때문으로 파악된다.

둘째, 대부분의 선행연구들은 지역격차를 분석하는 과정에서 주로 각 영역별 개별지표들을 동질화하여 종합지수화 하는 방법을 사용하였다. 이러한 방법은

각 영역별 비교는 물론이고 대상 지역간 종합적인 비교를 명확하게 나타낼 수 있다는 장점이 있는 반면에 다양한 측면을 나타내는 개별지표들이 과연 종합적으로 동질화 될 수 있는지, 그리고 각 지표별 가중치를 얼마나 합리적으로 부여할 수 있는지에 대한 의문이 남는다. 이러한 문제는 박성복(1996, 1997)의 연구와 정진호(1997)의 연구에서 나타나고 있다. 즉, 박성복의 1994년의 자료를 이용한 연구와 1995년의 자료를 이용한 연구결과가 다르고, 박성복(1997)의 연구와 그의 연구에서 기준이 되는 정진호 외(1995)의 연구결과는 지역발전 종합순위가 매우 다르게 부여되고 있어 혼란을 주고 있다. 이로 인해 일부에서는 종합지수화를 시도하지 않고 홍준현(1999)과 같이 각 영역별 자료를 지역간 단순 비교하는 방법을 취하고 있다.

셋째, 시계열 자료를 이용한 지역격차의 추이분석이 부족하다는 점이다. 즉, 다양한 영역별 연속적인 시계열 자료를 이용하여 지역격차의 전반적인 추이를 분석한 경우는 홍준현(1999)의 연구 외에 찾아보기 어렵다.

### 3. 공간개념을 적용한 지역격차 분석

지역간 경제적 격차의 원인은 일반적으로 자본과 노동력 및 기술의 차이, 자연 및 인간자원의 불균등한 분포와 자원의 지리적 집중화에 따른 집적경제성의 차이 및 규모경제성의 차이에서 비롯된다.<sup>20)</sup> 또한, 최근 연구결과는 위치와 집적 외부성이 경제적인 활동과 소득의 공간적인 집적의 가장 중요한 요소라는 것을 제시하였다.<sup>21)</sup> 따라서, 이러한 요인들은 시간과 장소에 따라 변화되기 때문에 시간과 공간을 함께 고려해야 한다.

임업(2003)은 지역소득수렴에 관한 전통적 접근방법을 공간계량경제학의 관점에서 미국의 170여개 BEA 경제지역을 공간적 분석단위로 하여 탐색적 공간자료 분석 기법을 통해 공간적으로 유의미한 자기상관관계를 확인하였다. 또한,

20) 대한민국토·도시계획학회(1999)

21) Kanbur R. and Venables A. J.(2005)

기존의 지역소득수렴 분석모형의 방법론상의 한계점을 지적하고, 공간적 효과를 고려한 spatial lag model, spatial error model, spatial cross-regressive model을 사용하여 미국 BEA 경제지역을 대상으로 지역 소득 수렴을 추정하였다.

이상일(2004)은 기존 회귀분석 결과에서 도출되는 잔차들이 공간적으로 자기상관을 고려하지 못하였다는 비판과 함께 미국의 소득분포가 지역적으로  $\beta$ -수렴하는지에 대하여 공간적인 요소를 고려한 SAR(spatial autoregressive model)을 사용하여 분석하였다. 분석결과 공간성을 고려한 모형은 그렇지 않은 기존의 회귀식에 비해 보다 유의한 값을 나타냈으며, 탐색적 공간자료분석과 지리적 가중 회귀분석의 결과는  $\beta$ -수렴의 경향에 상당한 정도의 공간적 이질성이 존재한다는 점을 보여주었다.

이희연(2004)은 우리나라의 응급의료기관의 불균등 분포를 인력, 장비, 시설면에서의 차이라고 보고 서울시를 대상으로 공간적인 격차를 분석하였다. 이희연은 서비스의 수요표면도와 공급 표면도를 구축하여 지역간의 격차가 존재하는지에 대해 연구하였으며, 수요력과 공급력의 관계에 따른 서비스 시설의 잠재력을 나타냈다. 수요력이 공급력보다 크게 나타난 지역은 응급의료센터의 추가 지정이 잠재적으로 요구되며, 수요력이 공급력보다 작게 나타난 지역은 응급의료 서비스의 과잉 공급으로 인해 병원운영의 어려움을 잠재적으로 안고 있다고 주장하였다.

전은하 외(2007)는 고속철도 개통에 따른 지역별 접근도 변화를 분석하고, 이를 이용하여 지역별 고용 및 인구변화를 예측하는 것은 물론, 이러한 예측에 기초해 경부 및 호남고속철도의 완전개통이 국토의 균형발전에 미치는 영향을 공간계량을 이용하여 분석하였다.<sup>22)</sup> 전은하의 연구에서는 공간계량을 이용함으로써 공간자료를 이용한 횡단면분석에서 야기되는 공간적 종속성과 자기상관성에 따르는 통계적 문제점을 최소화하였다.

22) 전은하 외(2007)

#### 4. 지역간 수렴 및 발산에 관한 연구

초기 지역간 격차에 발산이 일어나는 이유는 국가 또는 지역의 핵심부문에 지역의 소득을 창출하는 성장력 잠재력이 있거나 또는 성장하는 산업 및 요소들이 집중하기 때문이며, 후기에 지역간 격차가 수렴하는 성향을 보이는 이유는 지역의 소득을 창출하는 요인들이 분산하기 때문이다. 대체적으로 1980년대 이후, 특히 1990년대 이후를 분석의 대상으로 한 연구에서는 지역 성장 격차가 확대되는 경향을 가진 것으로 분석하고 있고, 그 이전을 분석 대상으로 한 연구에서는 지역격차가 감소하는 경향이 있는 것으로 나타났다.

정운찬(2007)은 자본축적 정도가 상이한 두 나라도 결국 균형상태에 이르면 동일한 1인당 자본량과 소득을 갖게 될 것이라는 결론을 내리고 있다. Solow 모형에서는 이러한 수렴성이 도출되는 것은 기본적으로 한계수확체감의 법칙 때문이라고 주장하였다. 수렴은 경제의 기본 구조에 대한 고려 없이 1인당 소득이 수렴한다는 주장을 절대적 수렴(absolute convergence)가설이라 하고, 경제의 기본 구조가 다른 나라들 사이에는 수렴현상이 발생하지 않을 수 있다는 조건부 수렴(conditional convergence)가설이라고 한다.<sup>23)</sup>

Parente and Prescott(1994), Barro and Sala-i-Martin(1995), 그리고 Eaton and Kortum(1995)은 모든 국가들이 장기적으로는 공통된 비율로 성장할 것 이라고 주장하며, 기술 이전은 국가들이 무한한 격차의 변화를 겪지 않게 한다고 주장하였다. 특히, Mankiw et al.(1992)의 성장 회귀분석과 Barro and Sala-i-Martin(1992)은 지역이나 국가간 장기적인 성장률은 같다는 신고전 성장 모형에 의해서 영향을 받았으며, 성장안정상태에 있는 것보다 국가들은 성장을 보다 빨리하여 성장률의 격차는 오래 지속되지 않는다고 논하였다.<sup>24)</sup>

Barro and Sala-i-Martin(1992)은 1990년까지의 자료를 통해서 1950년 이후 서독지역에서도 미국, 일본 그리고 여타 유럽지역에서와 같이 연 2%의 수렴이 일

23) 정운찬(2007)

24) Hall and Jones(1998)

어났다고 주장하였다. 하지만 유럽지역이나 적어도 독일지역에서는 이들의 2% 수렴도보다 훨씬 낮은 수렴 속도가 관찰된다는 연구들이 뒤따랐다. 반면, Barro and Sala-i-Martin(1992)의 상대적 수렴식은 가장 보편적으로 사용되고 있지만, 수렴 회귀식의 설명변수의 종류나 수에 따라 결과가 예민하게 달라진다는 단점이 있다.

Armstrong(1995)은 1950년 이후 구 서독지역에서 성장의 지역간 수렴을 볼 수는 있으나 그 수렴도는 1% 혹은 그 이하임을 보고하였으며, Dewhurst and Mutis-Gaitan(1995)도 1980년대 독일은 이태리 다음으로 유럽 지역에서 낮은 지역 수렴도를 보이고 있으며 특히 후반기에는 수렴도 0.6%로써 서유럽에서 가장 낮은 수렴도를 보인다고 주장하였다.<sup>25)</sup>

김홍종(1999, 2001)은 Barro and Sala-i-Martin(1992)의 수렴 회귀식의 문제점 인식과 함께, 경제성장에 따른 지역간 격차는 장기적으로 수렴에 이르지 않고 발산한다는 가정 하에 불평등 지수를 이용하여 구 서독지역에서의 지역간 성장의 격차가 확대되는지를 분석하였다.

정운찬 외(2007)는 1960년~1990년까지 1960년 미국의 1인당 소득 대비 세계 각국의 1인당 소득과 그 성장률을 산포도로 제시하여 소득과 성장률간의 상관 관계를 밝혔다. 그들은 1인당 소득수준과 그 성장률 사이에 어떠한 상관관계가 없음을 보여주었다. 즉, 세계 각국의 1인당 소득이 장기적으로 수렴하지 않음을 밝혔다. 한편, 1인당 소득이 미국의 50% 이상인 부유한 국가들의 1인당 소득과 그 성장률을 산포도로 나타내며, 1인당 소득수준과 그 성장률 사이에 존재하는 음의 상관관계는 부유한 국가들의 1인당 소득수준이 장기적으로 수렴함을 나타냈다. 왜냐하면 미국과 1인당 소득격차가 크게 나타나는 국가일수록 1인당 소득 성장률이 높기 때문이다. 따라서, 정운찬 외(2007)는 가난한 국가들의 소득수준은 장기적으로 수렴하지 않는 한편, 부유한 국가들의 소득수준은 수렴하고 있음을 제시하였다.<sup>26)</sup>

25) 김홍종(2001)

26) 정운찬 외(2007)

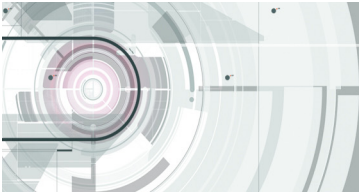
〈표 2-2〉 기존 문헌의 자료 및 연구방법

연구자	대상	자료	이용지표	측정방법	분석내용
김윤상 김수동 1984	경상북도	3개년도 (1970, 1975, 1980)	·개별지표 18개	·지표종합(가중치부여: 요인분석)	·시와군, 남부와 북 부간 발전도 비교
김영모 1988	광역자치 단체	2개연도 (1975, 1985)	·개별지표 13개	·지표종합 (가중치 미부여)	·시·도별 종합발전 도비교
Barro and Sala-i-M artin 1992	서독 및 유럽, 아시아	1950~1990	·1인당 소득	·수렴회귀식 분석	·각국의 수렴 정도 분석
Armstro ng 1995	구 서독	1950~1990	·1인당 소득	·수렴회귀식	·성장의 수렴 분석
Dewhur st and Mutis-G aitan 1995	독일, 이태리, 유럽		·1인당 소득	·수렴회귀식	·성장의 수렴 분석
김의준 1995	경기도	3개년도 (1985, 1990, 1992)	·개별지표 3개	·지표종합(가중치부여: 지표별 기여도추계)	·시·군별 종합발전 도비교
정진호 외 1995	광역자치 단체	1994년	·10개 영역 201개 개별지표	·지표종합(가중치부여: 지표별 기여도추계)	·시·도의 영역별 및 종합발전도 비교
박성복 1996	광역자치 단체	1994년	·14개 개별 지표	·지표종합(가중치부여: 요인분석)	·시·도별 종합발전 도비교
박성복 1997	광역자치 단체	1996년 (일부 1995년)	·8개 영역 83개 개별 지표	·지표종합(가중치부여: 요인분석)	·시·도의 영역별 및 종합발전도 비교
김영모 1998	광역자치 단체	지표별 이용 연도 상이	·4개 영역 11개 개별 지표	·지표종합(가중치부여: 요인분석)	·수도권 집중도 측정 ·시·도별 불균형 측정
홍준현 1999	광역자치 단체	시계열 자료 (1990-1997)	·5개 영역 23개 개별 지표	·비율분석 (지표별 분포도 측정)	·지역간 각 지표의 연도별 변화추이 비교



〈표 2-3〉 기존 문헌의 자료 및 연구방법(계속)

연구자	대상	자료	이용지표	측정방법	분석내용
김흥종 1999	서독	1975~1995	·1인당 총생산액	·지니계수 ·지역소득 10분위수	·지역간 성장 격차의 확대 분석
정원식 2001	광역자치 단체	2개년도 (1990, 1998)	·11개 개별지표	·지니계수/변이계수	·수도권 집중도 실태 ·도시성장 영향요인
박희봉 이희창 정우일 2001	경기도	시계열 자료 (1992~1999)	·5개 영역 33개 개별지표	·상관관계분석/회귀분석 ·3개 연도별 지표평균 지표별 변화추이 분석	·남·북의 지역격차 및 발전도 변화추이 비교
김영성 2001	광역/ 기초 혼합	6개년도 (1970~1995 : 5년간격)	·9개 영역 9개 개별지표	·지표종합(가중치부여: 설문조사)	·전국, 영호남, 전남, 여주군 격차추이 비교
임업 2003	미국	1969~1999	·지역 소득	·공간격차 모델	·공간격차모델을 이 용한 기존 회귀식과 비교
김덕준 2003		6개년도 (1986~2001 : 3년간격)	·6개 영역 33개 개별지표	·지표종합(가중치부여: 요인분석)	·4개 권역 격차비교 ·격차 변동원인 분석
이희연 2004	전국 서울시	2003년	·응급의료 기관 분포	·잠재적 수요력 분석	·의료서비스의 공간 적인 격차 분석
이상일 2004	미국	1969~1999	·지역간 소득	·공간계량	·공간계량을 이용한 지역간 격차 분석
홍준현 2005	광역자치 단체	시계열 자료 (1990~2001)	·4개 영역 8개 개별지표	·지니계수	·수도권-비수도권, 영남-호남간 격차비교
김경수 김형빈 2006	부산 광역시	2개년도 (1995, 2002)	·7개 영역 36개 개별지표	·지니계수/변이계수	·3개 권역 발전도 비교 ·지표별 격차추이 비교
서환주 외 2006	33개국	1990년대	·소득 및 거시변수	·연립방정식	·성장격차와 누적적 인과관계 분석
허문구 2006	충남,경남, 경북,서울, 경기	1985~2004	·1인당 소득	·지니계수/변이계수	·지역간격차와 결정 요인 분석
정윤찬 외 2007	미국	1960~1990	·1인당 소득	·산포도 및 수렴모델	·소득과 성장률과 상 관관계 비교
국중호 2007	전국	2001년	·지역내총 생산	·변이계수	·조세부담과 지역간 격차
허식 2007	수도권/ 비수도권	2002년 노동패널	·지역간 임금	·회귀분석	·지역간 임금 격차와 요인분석



## 제3장 분석자료

### 제1절 분석자료 개요

지역간 격차에 대한 연구는 제2장에서와 같이 주로 개별적 지표를 사용한 연구와, 개별 지표값의 종합적 통합을 시도하여 분석한 경우로 구분된다.

지역간 격차 분석에 대하여 개별지표를 사용한 경우는 대부분 국내총생산을 사용하여 나라간 격차비교를 하였으며, 지역간의 격차 분석시에는 지역내 총생산 또는 1인당 지역내총생산을 사용하였다. 변수의 1인당 변수변환이 중요한 이유는 경제성장이나 격차가 단순히 변수의 합의 증가만으로 비롯된 것이 아니라, 1인당 변수의 증가로 인한 경제성장 및 격차의 설명이 이루어져야하기 때문이다. 신고전성장모델에서는 성장의 주요인으로써 자본축적을 가장 큰 요인이라고 하였으며, 자본축적은 또 다른 외부효과를 가져온다고 주장하였다. 신고전성장모델의 재건은 국가간 1인당 소득 레벨 변화는 자본과 기술의 변화와 관계가 있다와 국가간 1인당 소득의 성장률 변화는 자본과 기술의 성장률 변화와 관계가 있다는 가정과 관련이 있다. 또한, Klenow와 Rodriguez는 노동자당 생산액과 노동자당 생산액 성장률별 국가간 분산은 생산력의 차이에 의해서 설명되어진다고 주장하였다.<sup>27)</sup>

또한, Kanbur et al.(2005)은 소득, 소비, 그리고 사회적 지표들에 의해 빈부격차가 설명된다고 하였으나, 이들 데이터의 샘플 크기가 크지 않아 국가간의 단계별 지역들의 적당한 분류가 어렵다고 지적하면서, 센서스 데이터에도 역시 불

27) Jones(1997)

균등과 빈부 격차 분석에 필요한 적절한 자료의 구득이 어려움을 지적하였다.

이러한 개별 데이터 사용의 문제점을 지적하면서, 개별지표의 총합을 통한 격차분석에서의 종합적 지표의 사용은 인구, 물적자본축적, 인적자본축적, 기술진보, 제조업, 서비스업, 기술진보, 인구유입, 유출, 및 성장력있는 산업의 진입 등을 사용하여 분석하였다. 또한, 정운찬(2007)에서는 자본투입, 평균교육수준의 지표 도입을 통해 총요소생산성을 생성함으로써 지역격차를 분석하기 위한 지표로 사용하기도 하였다.

Taylor and Bradley(1997)는 1983년~1994년 사이에 독일의 지역간 실업률 격차가 증가함을 보이면서, 지역간 격차를 설명하는 주요 요소로써 지역의 단위노동비용, 산업구성, 그리고 고용밀도가 영향을 주는 것을 밝혔다.

지역간 격차를 분석할 때 가장 많이 사용되는 요소로써의 경제성장은 인구증가를 통한 노동력의 꾸준한 증가에 의해 달성되기도 하고, 투자에 의한 물적자본 축적과 교육에 의한 인적자본 축적, 그리고 기술진보 등에 의해 이루어지기도 한다.<sup>28)</sup>

또한, 경제성장을 분석할 때 기술진보 및 기술적 향상이 많이 사용된다. 기술진보 및 기술적 향상과 자본축적이 고려되어야 하는 이유는 18세기 전까지 기술적 향상이 이루어지지 않고, 자본축적에서 실패해서 세계적으로 성장이 느려졌기 때문이다.<sup>29)</sup> 경제성장의 차이를 가져오는 요인들에 대하여 고려할 때, 거시경제에서는 총체적 생산함수  $Y = Af(K, L)$ 를 가정한다.  $A$ 는 기술수준을 나타내며, 자본( $K$ )과 노동( $L$ )의 생산성에 공통적으로 영향을 미치는 총요소생산성이라고도 불린다. 이 생산함수에 의하면 총생산의 지속적 증가를 의미하는 경제성장은 기술진보 또는 자본이나 노동의 양적 증가를 통해 이루어진다. 한 나라의 경제성장을 기술진보, 자본증가, 노동증가가 기여하는 세 부분의 합으로 보고, 경제성장에서 어떠한 요인이 특히 중요한 역할을 하는지 살펴보는 것을 성장회계라 한다.<sup>30)</sup>

28) 정운찬 외(2007)

29) 정운찬 외(2007)

30) 정운찬 외(2007)

지역격차를 분석할 때와는 다르지만 허문구(2006)는 소득격차 결정요인간 상관분석을 통하여 1인당 GRDP를 지역내 순생산, 취업자수, 인구로 분해하여 결정요인 분석을 시행하였다. 이때, 1997년부터 광역시가 된 울산광역시는 시계열 자료 확보의 어려움으로 인하여 울산광역시를 제외한 15개 시·도를 대상으로 분석을 시행하였다. Hall and Jones(1998)는 높은 교육수준과 더 많은 자본의 투자가 높은 1인당 GDP를 나타내는 국가의 결정요인이라고 주장하였다. 또한 부국의 경우가 빈국의 경우보다 많은 투입요소를 보다 생산적으로 사용한다고 주장하였다.<sup>31)</sup> 김홍중(2001)은 지역불평등에 영향을 주는 요인들을 산업이라고 가정하고, 지역불평등의 산업별 기여도를 측정하였다.

## 제2절 기초자료분석

본 분석은 기존 연구에서 주로 사용된 자료를 위주로 하여 16개 시·도를 대상으로 1985년~2006년까지의 지역내 총생산, 1인당 지역내총생산, 인구, 노동자수, 하수도 공급율, 부가가치, 1인당 부가가치, 시·도별 제조업 총요소생산성을 변수로 사용하여 지역간 격차를 분석하였다.<sup>32)</sup>

이중, 1차 자료를 이용하여 2차 자료인 총요소생산성을 추계할때에는 생산의 3요소 중 토지를 제외하고 유형고정자산연말잔액 및 노동자 수를 고려하였는데, 이는 토지를 통한 생산성의 증가는 주로 농경사회에서 이루어졌고, 농토를 가진 지역을 고려할 때만 주로 토지의 생산성이 고려되기 때문이다. 따라서, 대상지역으로 설정된 16개 시·도의 토지생산성의 성장은 배제되었다.<sup>33)</sup>

31) Jones (1997), Hall and Jones(1998)

32) 기존의 연구에서와 같이 지역의 기반시설에 대한 주요 대리변수로 사용되는 변수는 도로 길이, 상수도, 하수도이다. 그러나, 본 연구에서 하수도를 기반시설의 대리변수로 선택한 이유는 공급 위주의 격차분석을 시행할 때 주로 사용되는 도로길이 및 상수도와 달리, 본 연구에서는 공급보다는 적체되어 있는 기반시설을 대상으로 하여 분석을 시행하였기에 하수도를 기반시설의 대리변수로 사용하여 분석하였다.

33) 또한, 노동에 대한 stock 및 flow 자료를 이용하여 총요소생산성을 추계하게 될 때, 지역의

본 연구에서 사용된 변수들의 기초통계분석은 변수별/시기별로 나누어 분석되었다. 또한, 제2장에서 논한 전통적인 격차분석시에도 레벨변화를 고려하지 않고, 분석을 하여 레벨변화 전·후의 결과도 함께 고려하여 보았다.<sup>34)</sup>

과거 격차관련 연구에서 가장 많이 사용된 자료로써의 지역내총생산은 시간의 변화에 따라 최대값은 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 과거 최대 21년 전의 지역내총생산액에 비해서 증가하였음을 나타내며, 이는 물가상승 및 지역의 소득창출로 인한 일반적인 결과라고 할 수 있다. 반면, 최소값은 시간의 변화에 비하여 특정한 변화율 없이 고정된 것으로 나타났다.

또한, 평균과 표준편차의 경우는 유사한 패턴으로 변화되어 가는 현상을 나타냈다. 이는 표준편차를 구할 때의 산식에 평균이 이용됨으로써 두 기초분석치의 상관관계가 매우 높기 때문인 것으로 판단된다.

지역내총생산액에 대한 기초분석 결과 연구기간인 1985년~2006년 사이에 지역내총생산액은 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 1985년의 최대값과 최소값의 차이는 최소값 대비 26.59배에서 2006년 최소값 대비 24.51배로 다소 감소하는 것으로 나타나 지역간의 지역내총생산액의 비중은 점차 감소하는 것으로 나타났다. 반면 표준편차는 증가하는 추세를 나타내 편차가 점차 커지는 것으로 나타났다. 또한, 1985년 대비 2006년 지역내총생산액의 평균은 256% 증가한 것으로 분석되었다.

평균노동시간에 대한 자료구득이 어려워 평균노동시간을 제외한 노동자수를 노동대리변수로 사용하여 분석하였다.

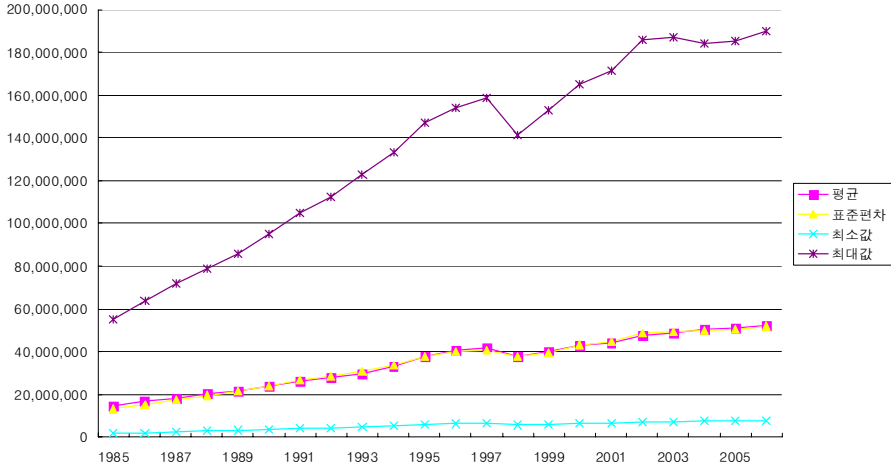
34) 금액으로 환산되는 변수들은 명목금액에서 실질금액으로 디플레이트하여 사용하였으며, 디플레이터는 소비자물가지수 2005년을 기준으로 하여 환산하였다.

〈표 3-1〉 지역간 지역내총생산액 기초분석

(단위 : 백만원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	14,721,464	13,185,117	1,998,944	55,165,994
1986	16,882,015	15,258,330	2,184,744	63,581,480
1987	18,331,670	17,620,110	2,573,546	71,813,237
1988	20,367,573	19,548,595	2,853,404	78,794,975
1989	21,537,114	21,522,961	3,371,011	85,904,848
1990	23,817,487	23,941,722	3,634,055	95,139,681
1991	26,334,042	26,600,934	4,198,064	104,789,742
1992	28,001,514	28,590,517	4,372,688	112,484,110
1993	29,828,124	31,014,680	4,595,369	122,763,451
1994	33,059,476	33,918,266	5,311,932	132,982,717
1995	37,610,133	37,863,193	6,041,236	147,070,654
1996	40,420,771	39,886,773	6,258,349	153,845,370
1997	42,110,886	40,872,468	6,414,956	159,018,970
1998	38,022,774	37,744,082	5,682,138	141,352,120
1999	40,330,719	39,557,053	5,987,051	152,950,892
2000	43,087,726	43,245,340	6,309,323	165,194,267
2001	44,362,542	44,887,083	6,391,752	171,346,468
2002	47,444,860	48,557,424	6,973,961	186,079,569
2003	48,734,720	49,220,429	7,233,711	187,094,841
2004	50,415,157	49,674,049	7,534,670	184,083,811
2005	51,113,236	50,324,743	7,663,867	185,091,210
2006	52,411,354	51,949,829	7,439,893	189,790,298

(그림 3-1) 연도별 지역간 지역내총생산액 기초분석 추이



인구의 성장을 고려한 1인당 지역내총생산액의 변화는 다음 <표 3-2>와 <그림 3-2>와 같이 나타난다. Barro and Sala-i-Martin(1992)의 소득 수렴 모형은 수렴도 분석에 활용되는 가장 좋은 모형으로 알려져 있다. Barro and Sala-i-Martin(1992)에서 지역의 소득 수렴에 사용된 변수는 1인당 소득으로써, 지역의 전체 소득을 사용하는 것보다 인구를 사용하여 분석하는 것이 보다 향상된 결과를 나타내는 것으로 나타났다.

따라서, 본 분석에서도 지역내 총생산액 총액을 사용하여 격차 분석을 해 보았으며, 이에 더불어 1인당으로 지역내 총생산액을 환산하여 지역간 격차를 분석하였다. 1인당 지역내총생산액의 최대값 증감은 지역내총생산액 총합과 같이 시간의 변화에 따라 증가하는 것으로 나타났다. 이 역시 지역내총생산액의 총합의 경우와 같이 물가상승과 지역의 발전으로 인한 소득창출로 인한 영향이라고 판단된다.

〈표 3-2〉 지역간 1인당 지역내총생산액 기초분석

(단위 : 백만원)

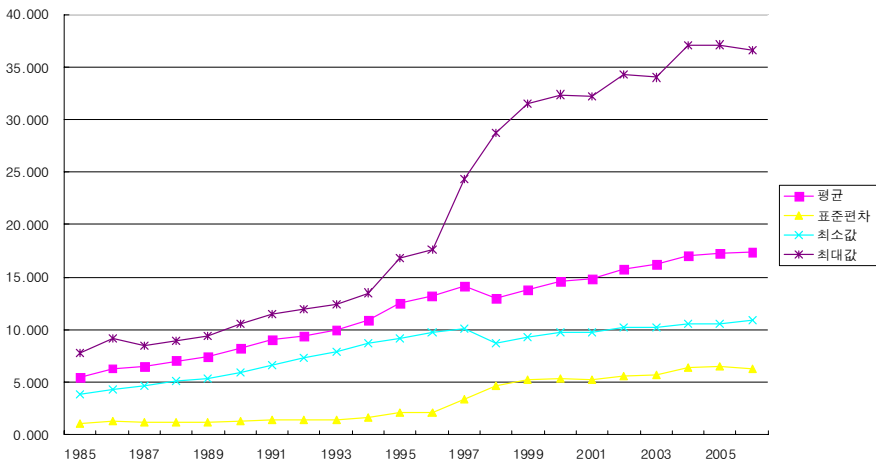
연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	5,519	1,102	3,877	7,734
1986	6,330	1,310	4,342	9,150
1987	6,472	1,164	4,638	8,442
1988	7,038	1,234	5,098	8,952
1989	7,387	1,232	5,346	9,364
1990	8,244	1,306	5,980	10,528
1991	9,021	1,404	6,602	11,535
1992	9,432	1,387	7,346	11,985
1993	9,977	1,383	7,886	12,455
1994	10,853	1,606	8,684	13,522
1995	12,483	2,160	9,138	16,769
1996	13,175	2,150	9,717	17,639
1997	14,107	3,410	10,060	24,355
1998	13,020	4,658	8,676	28,788
1999	13,823	5,205	9,343	31,530
2000	14,578	5,322	9,764	32,389
2001	14,832	5,267	9,777	32,209
2002	15,762	5,636	10,209	34,302
2003	16,229	5,657	10,266	34,004
2004	17,003	6,399	10,523	37,093
2005	17,262	6,501	10,582	37,118
2006	17,432	6,294	10,862	36,608



반면, 지역내총생산액 총합을 사용하여 분석할 때에는 다르게 최소값의 변동이 크게 보이는 것으로 나타났다. 이는 첫째로 인구변화를 고려하여 1인당으로 산출한 결과라고 볼 수 있으며, 둘째로 지역내총생산액의 총액을 고려했을 때 시차별 단위당 차이로 인해 나타난 현상으로 판단된다.

따라서, 1인당으로 변환하였을 때의 최소값 증가 패턴은 시간의 변화와 함께 증가하는 것으로 나타났으며, 또한 1인당으로 변환했을 때의 최소값이 서로 다름으로 인해서, 평균과 표준편차의 변화역시 지역내 총생산액 총합과는 다른 양상을 보이는 것으로 분석되었다.

(그림 3-2) 지역간 1인당 지역내총생산액 연도별 기초분석 추이



지역간 격차분석시 지역간 인구에 대한 고려는 격차분석을 위한 대표변수로 사용되거나, 격차 생성의 결정요인으로 사용된다. 본 분석에서는 지역간 인구의 격차를 분석해 봄으로써 지역의 인구 격차를 분석하였다.

인구의 기초분석 결과 지역내총생산액의 기초분석과 같이 최소값은 시간의 변화와 거의 상관없이 일정한 것으로 나타났다. 또한, 평균과 표준편차의 추이

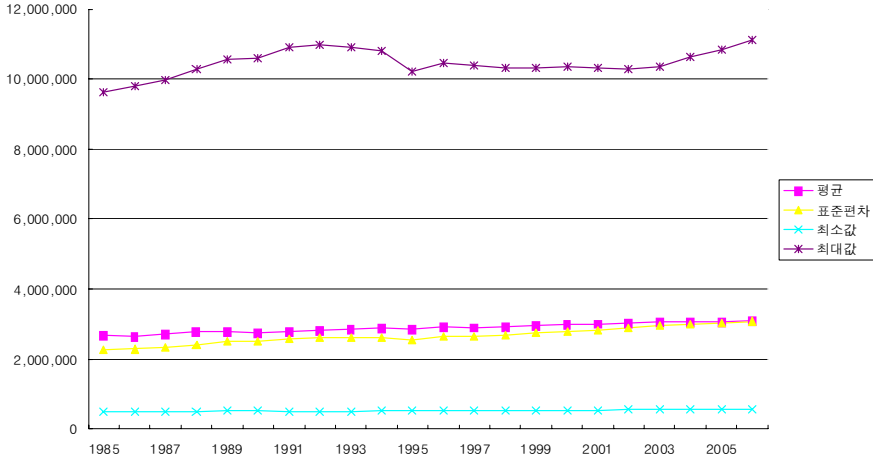
도 거의 비슷한 것으로 나타났다. 따라서, 평균과 표준편차와의 높은 상관관계를 의미하는 것으로 나타났다. 최대값은 시간의 변화와는 크게 영향이 없는 것으로 나타난데 반해, 연평균은 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 3-3〉 지역간 인구 기초분석

(단위 : 인)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	2,673,234	2,255,571	488,576	9,639,110
1986	2,663,194	2,285,378	495,968	9,798,542
1987	2,720,414	2,341,949	502,534	9,991,089
1988	2,771,055	2,411,522	508,992	10,286,503
1989	2,781,003	2,498,534	516,946	10,576,794
1990	2,756,472	2,523,737	514,608	10,612,577
1991	2,786,187	2,584,784	496,119	10,904,527
1992	2,821,934	2,621,152	506,222	10,969,862
1993	2,839,804	2,624,786	511,019	10,925,464
1994	2,877,220	2,626,959	514,449	10,798,700
1995	2,864,439	2,556,600	519,394	10,217,177
1996	2,939,085	2,643,237	523,736	10,469,852
1997	2,908,527	2,655,812	528,360	10,389,057
1998	2,934,189	2,682,328	534,715	10,321,496
1999	2,970,977	2,745,242	539,493	10,321,449
2000	2,989,710	2,795,414	543,323	10,373,234
2001	3,012,401	2,838,796	547,964	10,331,244
2002	3,032,551	2,889,572	552,310	10,280,523
2003	3,050,679	2,947,879	553,864	10,361,638
2004	3,061,706	2,995,072	557,235	10,628,842
2005	3,066,985	3,034,139	559,747	10,853,157
2006	3,101,395	3,084,243	561,695	11,106,987

〈그림 3-3〉 지역간 인구 기초분석 추이



지역내총생산액의 증가에 영향을 주는 주력 산업에 대한 대리변수로서 전체 산업을 대상으로 하여 지역간 노동자수를 조사하였다. 물론 기존 연구에서는 LQ (location quotient) 및 HHI (Herfindahl-Hirschman index)를 이용하여 지역의 주력산업을 선정하고 이에 대한 노동자수를 고려하였다. 하지만 노동자 수의 기초 분석에서는 총요소생산성을 추계할 때 제조업의 노동자 수만을 고려한데 비하여 전체 산업을 대상으로 하여 노동자수를 조사하였다.

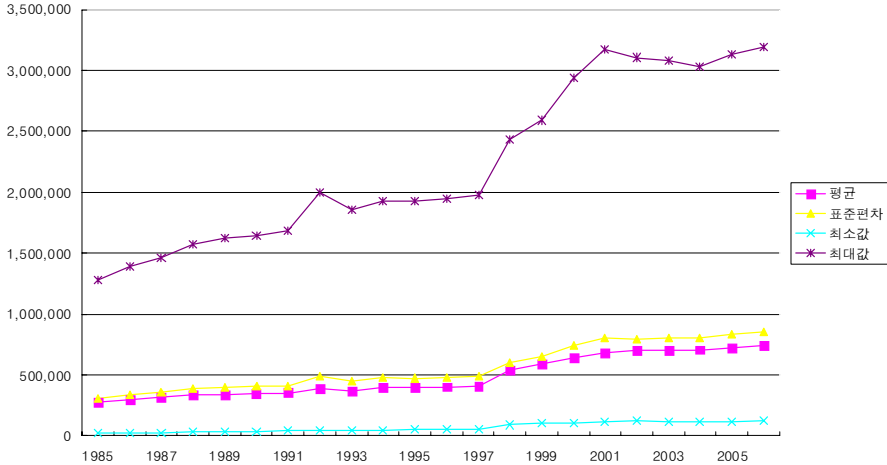
노동자수의 기초분석은 지역내총생산과 인구의 기초분석결과와 비슷한 결과를 나타냈다. 즉, 최대값은 시간의 변화와 유의하게 일정한 상승폭을 갖고 상승하는 것으로 나타났으며, 최소값은 시간의 변화와는 관계없이 상승폭이 거의 일정한 것으로 나타났다. 또한, 평균과 표준편차는 비슷한 패턴으로 성장하는 것으로 나타났다.

〈표 3-4〉 지역간 노동자 수 기초분석

(단위 : 인)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	274,020	311,021	24,090	1,281,457
1986	297,438	339,780	23,889	1,386,566
1987	314,717	359,997	25,440	1,457,350
1988	336,653	387,875	28,752	1,574,924
1989	340,991	400,087	31,597	1,622,045
1990	348,948	409,370	34,532	1,647,607
1991	352,568	410,729	39,247	1,686,024
1992	382,863	486,013	44,603	1,993,717
1993	370,004	451,869	46,254	1,856,098
1994	393,370	479,918	48,200	1,928,213
1995	398,488	472,973	53,406	1,926,878
1996	402,686	479,390	49,082	1,944,499
1997	409,282	487,151	51,075	1,978,896
1998	538,888	601,107	89,602	2,437,453
1999	591,474	650,870	102,792	2,590,734
2000	645,297	739,751	103,308	2,937,146
2001	682,500	801,184	117,760	3,170,449
2002	697,933	795,214	123,596	3,106,272
2003	701,306	805,886	114,327	3,079,327
2004	706,605	806,682	111,918	3,032,581
2005	725,668	837,794	111,697	3,129,940
2006	741,843	858,784	120,810	3,192,144

〈그림 3-4〉 지역간 노동자 기초분석 추이



지역간 하수도 공급은 지역의 생산성을 향상시키는 요인으로써 작용하는 기반시설의 대리변수로 사용되었다. 기존의 연구에서는 상·하수도 및 도로 연장·넓이를 사용하였으나, 본 연구에서는 공급량을 위주로 하는 개발초기의 상수도 공급보다는 개발 후기에 고려되어지는 하수도 공급량을 사용하여 분석하였다.

하수도는 2006년을 시점으로 하여 최대값은 100% 공급되어 지는 것으로 나타났다. 반면, 2006년 하수도 공급의 최소값은 64.40%로 나타나, 전 기간에 걸쳐 평균공급량이 88.98%로 최소값을 상회하는 것으로 나타났다. <그림 3-5>에는 지역간 하수도 공급량의 기초분석 결과가 분석되었다.

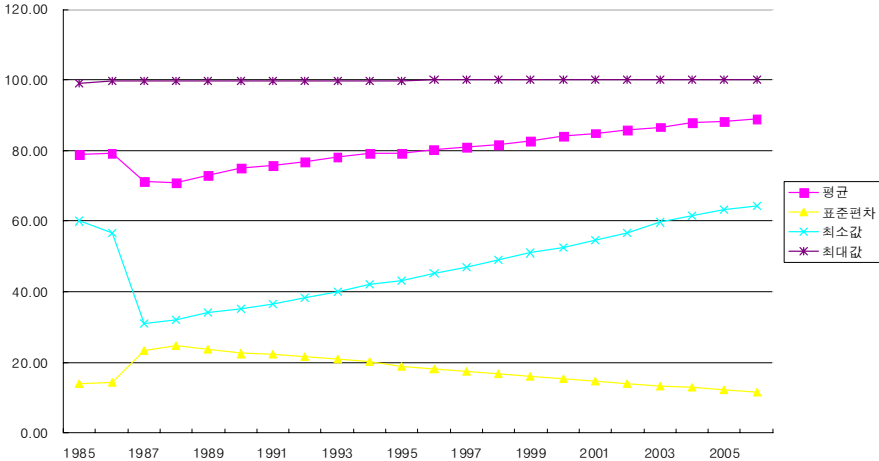
표준편차는 지역내총생산액부터 인구까지의 추이와는 달리 시간의 변화에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 이는 최소값과 최대값 사이의 격차가 줄어들어 평균에 영향을 주었기 때문이다. 또한, 이는 전 지역에 걸쳐서 하수도 공급량의 변이가 작아지는 것으로도 해석된다.

〈표 3-5〉 지역간 하수도 공급 기초분석

(단위 : %)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	78.75	13.90	60.00	99.00
1986	79.35	14.46	56.80	99.70
1987	71.30	23.25	31.00	99.80
1988	71.04	24.73	32.00	99.90
1989	72.91	23.75	34.00	99.90
1990	75.07	22.48	35.30	99.90
1991	75.91	22.23	36.60	99.90
1992	76.96	21.53	38.30	99.90
1993	78.12	20.81	40.00	99.90
1994	79.10	20.12	42.10	99.90
1995	79.18	18.99	43.20	99.90
1996	80.17	18.22	45.12	99.98
1997	80.97	17.54	46.98	99.97
1998	81.78	16.91	48.97	99.98
1999	82.88	16.07	51.00	100.00
2000	84.05	15.44	52.60	100.00
2001	84.95	14.78	54.61	100.00
2002	85.87	14.04	56.67	100.00
2003	86.73	13.33	59.64	100.00
2004	87.94	13.00	61.48	100.00
2005	88.24	12.18	63.29	100.00
2006	88.98	11.63	64.40	100.00

〈그림 3-5〉 지역간 하수도 공급 기초분석 추이



본 연구에서 지역간 부가가치액은 중요소생산성을 산출하기 위하여 사용되었다. 중요소생산성을 산출할 때 주로 사용되는 변수는 노동자수 및 산업의 부가가치액으로써 본 연구에서의 기존 노동자 수의 변수와는 다르게 지역 성장력에 관련이 큰 제조업, 건설업, 전기·가스 및 수도사업의 노동자수와 부가가치를 이용하였다.

또한, 분석 자료 중 1985년~1997년 기간동안 광주, 대전, 울산광역시의 부가가치액이 존재하지 않기 때문에 최소값이 0로 나왔다. 이는 울산광역시가 1997년에 광역시로 승격됨으로써 그 이전의 데이터가 부재하기 때문이다. 물론 기존의 연구에서는 이러한 3개 지역을 분석에서 제외하고 사용하였으나, 본 연구에서는 개별 자료에 대한 지역격차 및 지역격차 수렴 분석후에, 지역간 경제권 통합으로 인한 권역별 지역격차 기여도 분석으로 분석 절차가 이어짐으로 비록 데이터가 존재하지 않더라도 포함하여 분석을 시행하였다.

〈표 3-6〉 지역간 부가가치액 기초분석

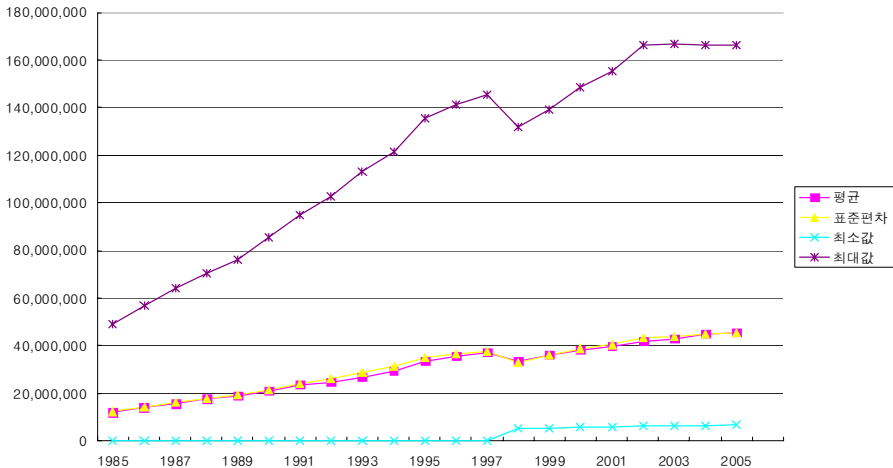
(단위 : 백만원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	12,313,608	12,426,907	-	49,266,987
1986	14,000,790	14,432,855	-	56,819,581
1987	15,777,799	16,204,597	-	64,302,652
1988	17,648,086	18,020,441	-	70,610,028
1989	19,082,473	19,318,918	-	76,387,084
1990	20,985,802	21,601,148	-	85,450,991
1991	23,430,102	24,276,585	-	95,105,364
1992	24,754,591	26,068,740	-	102,538,490
1993	26,727,088	28,702,454	-	113,059,546
1994	29,422,818	31,229,901	-	121,703,218
1995	33,385,800	35,067,194	-	135,432,759
1996	35,676,620	36,839,865	-	141,370,477
1997	36,893,547	37,729,014	-	145,601,068
1998	33,540,089	32,841,790	5,284,512	131,696,196
1999	36,221,615	35,960,065	5,513,614	139,367,918
2000	38,367,919	38,943,024	5,761,559	148,784,911
2001	39,533,289	40,512,863	5,797,813	155,102,150
2002	41,783,190	43,493,046	6,250,345	166,389,482
2003	42,990,669	43,813,533	6,526,337	166,862,229
2004	44,798,830	44,945,428	6,608,822	166,205,799
2005	45,477,157	45,321,389	6,998,793	166,318,037



지역간 부가가치액의 기초분석 결과, 시간이 흐름에 따라 최대값은 가파르게 증가세로 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 최소값은 1997년 울산광역시의 승격 이전까지는 울산광역시의 데이터 부재로 인하여 0이었으나, 1997년 이후에는 조금 증가한 것으로 나타났다. 그러나, 부가가치액의 최소값의 경우는 1997년 이후의 기술키가 1997년 이전에도 적용될 것으로 예상할 수 있다.

〈그림 3-6〉 지역간 부가가치액 기초분석 추이



기존 연구에서 나타난 바와 같이 격차분석에는 지역소득과 같이 금액으로 환산되는 지표는 1인당으로 변환하여 사용하는 것이 바른 결과를 가져오는 것으로 인식되어졌다.<sup>35)</sup> 따라서, 본 연구에서는 부가가치액의 전체와 인구의 변화에 따른 1인당 부가가치액으로 나누어서 그 추이를 살펴보았다.

부가가치액의 총합으로 나타냈을 때와 유사하게 1인당 부가가치액으로 변환시켰을 때는 최대값의 증가세는 가파르게 상승하는 것으로 나타나 부가가치총액의 경우와 유사한 것으로 나타났으나, 평균의 증가세가 보다 가파르게 변한

35) Barro and Sala-i-Martin(1992)

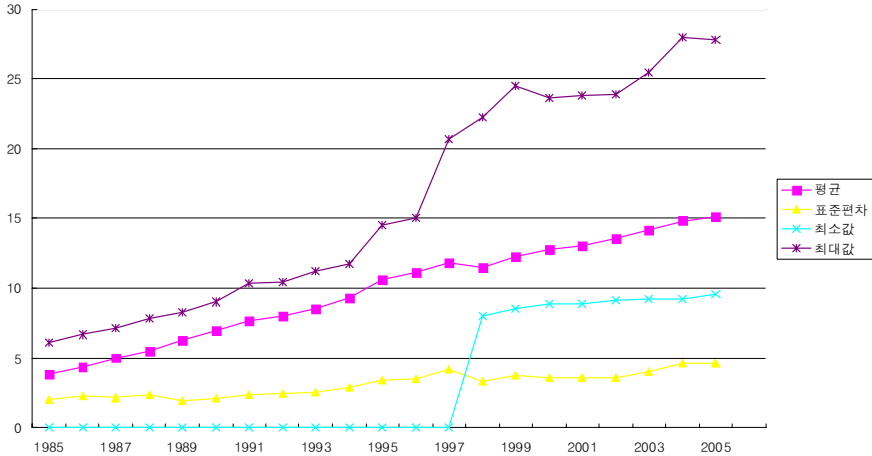
것으로 나타났다. 이로 인하여 표준편차 역시 부가가치액의 총합으로 기초분석을 시행했을 때보다는 보다 가파른 것으로 나타났다.

〈표 3-7〉 지역간 1인당 부가가치액 기초분석

(단위 : 백만원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	3,868	2,044	-	6,087
1986	4,357	2,289	-	6,669
1987	5,012	2,156	-	7,171
1988	5,502	2,370	-	7,812
1989	6,256	1,957	-	8,266
1990	6,945	2,134	-	9,012
1991	7,700	2,371	-	10,327
1992	8,005	2,422	-	10,433
1993	8,530	2,578	-	11,227
1994	9,333	2,855	-	11,740
1995	10,641	3,381	-	14,517
1996	11,166	3,463	-	15,047
1997	11,790	4,199	-	20,699
1998	11,510	3,319	8,031	22,251
1999	12,244	3,797	8,567	24,534
2000	12,769	3,596	8,912	23,663
2001	13,004	3,625	8,913	23,770
2002	13,595	3,617	9,171	23,904
2003	14,132	3,996	9,212	25,441
2004	14,830	4,631	9,223	27,984
2005	15,123	4,637	9,604	27,794

〈그림 3-7〉 지역간 1인당 부가가치액 기초분석 추이



지역간 총요소생산성은 두 가지 이유로 본 연구에서 고려되어 진다. 첫째, 지역의 성장력을 고려할 때 대표적으로 사용되어지는 기술진보로써 지역의 총요소생산성을 고려하였다. 기술진보는 하나의 기업이 하나의 생산물을 장기적으로 생산하였을 경우 얻게 되는 지식의 이전 및 습득으로써, 장기적으로 평균비용의 하락을 가져오는 규모의 경제의 대리변수로써 사용되기 때문이다. 둘째, 기존 문헌에서 자주 사용되었던 총요소생산성과 같은 기술진보 요인은 지역의 격차를 줄이기 위한 요인으로 사용되었기 때문이다.

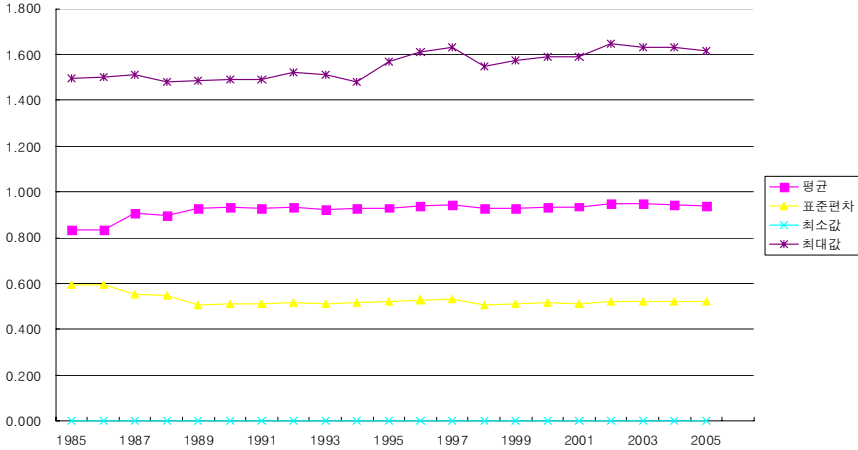
총요소생산성 추정의 기초분석 결과 최대값과 최소값이 일정한 비율을 가지고 있는 것으로 나타났다. 물론 지역별로 총요소생산성을 분석한 결과를 가지고 살펴본다면, 지역별 최대값은 매우 큰 차이가 있는 것으로 나타나겠지만, 본 분석에서는 지역간의 총요소생산성의 크기만을 가지고 최대값을 도출하였으므로 최대값은 시간의 흐름과 함께 일정하게 상승하는 일정한 패턴을 갖는 것으로 나타났다. 또한, 최소값 역시 지역간의 생산성을 따로따로 고려한 것이 아니기 때문에 지역간 총요소생산성의 최소값은 0에 가까운 것으로 나타났다.

〈표 3-8〉 지역간 총요소생산성 기초분석

(단위 : %)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
1985	0.835	0.593	-	1,497
1986	0.837	0.594	-	1,504
1987	0.906	0.554	-	1,511
1988	0.899	0.549	-	1,480
1989	0.928	0.509	-	1,486
1990	0.935	0.514	-	1,493
1991	0.927	0.513	-	1,489
1992	0.935	0.517	-	1,524
1993	0.922	0.513	-	1,512
1994	0.930	0.515	-	1,480
1995	0.931	0.523	-	1,569
1996	0.937	0.530	-	1,613
1997	0.943	0.534	-	1,632
1998	0.929	0.505	0,000	1,550
1999	0.930	0.512	0,000	1,577
2000	0.935	0.515	0,000	1,592
2001	0.936	0.514	0,000	1,588
2002	0.948	0.523	0,000	1,645
2003	0.947	0.524	0,000	1,633
2004	0.946	0.524	0,000	1,629
2005	0.940	0.520	0,000	1,615

〈그림 3-8〉 지역간 총요소생산성 기초분석 추이



### 제3절 총요소생산성의 추계를 통한 자료 생성

지역성장 및 격차를 증가 시키는 요인으로서는 지역 생산요인들과 생산량의 관계에서 도출되는 기술진보를 대표적인 요인으로써 구분할 수 있다. 기술진보를 대변할 수 있는 요인은 경제의 총요소생산성으로, 본 연구에서 총요소생산성은 지역별 1인당 유형고정자산연말잔액과 1인당 노동자수, 제조업 산업의 1인당 부가가치를 2005년도를 기준연도로 하여 분석하였다.

총요소생산성을 구하기 위한 Solow의 접근방법은 기하지수(geometric index)방법을 사용하여 총요소생산성지수를 산출하였으며, Cobb-Douglas 생산함수에 근간을 두고 있다. 따라서 규모의 수확불변과 중립적 기술진보를 가정하고 있다. 즉, Solow 총요소생산성지수는 다음의 생산함수에 의해서 주어진다.

$$Q = TFP \times L^\alpha K^\beta$$

단,  $\alpha + \beta = 1$  을 가정하며, 대수를 취하고 시간에 대하여 미분하면, 총요소 생산성의 변화율을 구할 수 있다.

$$\log Q = \log TFP + \alpha \log L + \beta \log K$$

$$\frac{\frac{dQ}{dt}}{Q} = \frac{\frac{dTFP}{dt}}{TFP} + \alpha \frac{\frac{dL}{dt}}{L} + \beta \frac{\frac{dK}{dt}}{K}$$

이때,  $\frac{dQ}{dt}$ ,  $\frac{dTFP}{dt}$ ,  $\frac{dL}{dt}$ ,  $\frac{dK}{dt}$  를  $\dot{Q}$ ,  $\dot{TFP}$ ,  $\dot{L}$ ,  $\dot{K}$ 로 표기하면,

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{TFP}}{TFP} + \alpha \frac{\dot{L}}{L} + \beta \frac{\dot{K}}{K}$$

를 얻는다. 따라서, 총요소생산성의 변화율은 다음과 같은 Solow 잔차로 나타내어진다.

$$\frac{\dot{TFP}}{TFP} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \left( \alpha \frac{\dot{L}}{L} + \beta \frac{\dot{K}}{K} \right)$$

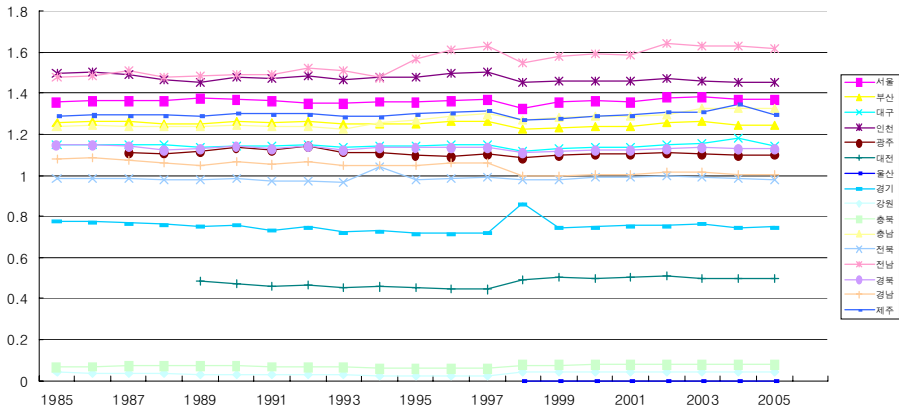
즉, 총요소생산성지수의 변화율은 산출량지수의 변화율에서 각 요소의 소득분배율로 가중한 노동과 자본투입량지수 변화율의 합을 공제한 것과 같다.

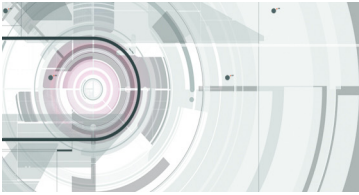
이 접근방법은 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하고 있기 때문에 투입요소의 대체탄력성 즉,  $\alpha + \beta = 1$ 이 되어  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 일정하게 주어진다. 따라서 Solow 방식은 Kendrick 접근방법의  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 시간에 따라서 변화된다는 점에서 차이가

있다.

1985년부터 2005년까지의 제조업의 지역별 중요소생산성은 아래 <그림 3-9>와 같이 나타난다. 평균 1.55%의 가장 높은 중요소생산성을 나타낸 지역은 전남으로써, 평균 0.034%으로써 가장 낮은 중요소생산성을 나타내는 강원 의 약 45배에 달하는 것으로 나타났다.

<그림 3-9> 지역간 중요소생산성 추이





## 제 4 장 지역격차 모형 분석

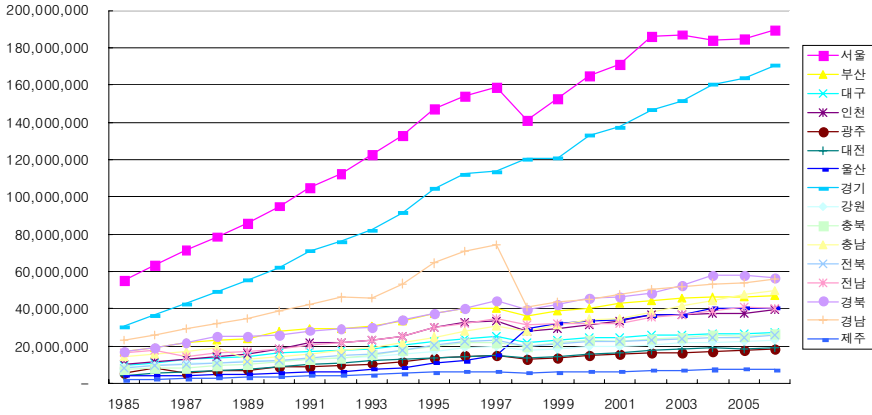
### 제1절 지역격차 분석

본 연구의 제2장 제2절의 2에서 논의한 격차분석 방법론들을 이용하여 지역간 및 변수별 격차 분석을 시행하였다. 분석에 앞서 1985년~2006년의 지역별 지역내총생산액의 추이는 아래 <그림 4-1>과 같다. 지역내총생산액이 가장 큰 지역으로는 서울로 연구기간 중 가장 높은 지역내총생산액을 갖는 것으로 나타났다. 그러나, 전체 연구기간 중 서울의 경우는 다른 지역에 비해 상대적으로 큰 생산액에 의존할 뿐 1985년에서 2006년까지의 증가 비율은 240%로 나타났다. 이러한 현상은 울산의 경우처럼 지역내총생산액이 차지하는 비중은 작지만, 1985년 대비 850%의 증가를 나타내는 지역에 비해서는 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 서울 다음으로 지역내 총생산액이 큰 지역은 경기도로써 서울과 같이 상대적으로 서울보다는 낮은 생산액을 나타내나, 1985년 대비 2006년에는 460% 증가한 것으로 나타났다.

이외에 지역들 역시 기간중에 전체적으로 증가한 것으로 나타났으나, IMF가 발발한 시점인 1997년~1998년 사이에는 급속하게 감소한 것으로 나타났다. 반면, 경남의 경우 지역내 총생산액이 전년도 대비 45%가 격감한 것으로 나타났다.



〈그림 4-1〉 지역내총생산액 추이

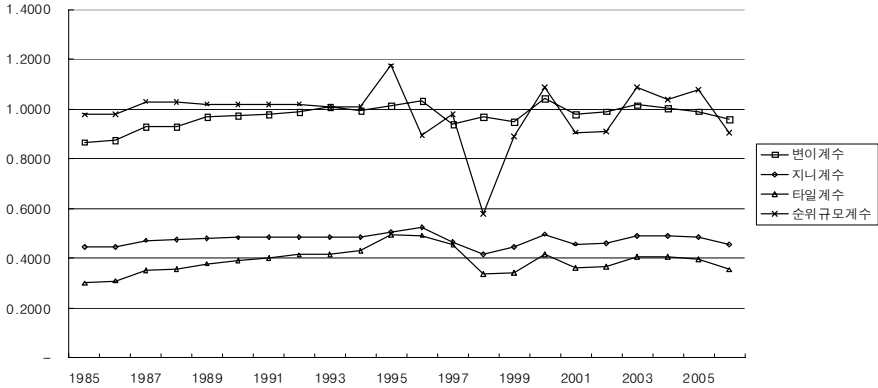


인구 증감효과를 고려하지 않고 지역내총생산액 총계를 이용하여 지역간 격차를 분석한 결과가 <표 4-1>과 <그림 4-2>와 같이 나타났다. 전체 연구기간에 걸쳐 변이계수를 이용한 지역내총생산액의 격차는 진폭의 변화는 있으나 변화가 크지 않는 것으로 나타났다. 반면, 순위규모계수, 타일계수, 지니계수를 이용한 결과보다 변이계수를 이용했을 때의 지역간 격차는 보다 심각한 것으로 나타났다. 또한, 연구기간 중 구조적으로 가장 불안했던 IMF기간인 1997년~1998년의 격차가 감소한 것으로 미루어볼 때, 지역간 격차의 분석을 위한 지역내총생산액의 이용은 유의성이 떨어지는 것으로 판단된다. 같은 기간 중 격차가 가장 크게 격감한 분석법은 순위규모계수를 이용한 격차분석법인 것으로 나타났으나, 전반적인 추이는 다른 계수와 유사한 패턴으로 증감하는 것으로 분석되었다.

〈표 4-1〉 지역간 지역내총생산액 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.8672	0.4456	0.3008	0.977
1986	0.8751	0.4465	0.3102	0.9772
1987	0.9307	0.4732	0.3506	1.0299
1988	0.9293	0.4744	0.3566	1.0295
1989	0.9676	0.4814	0.3789	1.0205
1990	0.9733	0.4827	0.3901	1.0195
1991	0.9781	0.4842	0.3998	1.0182
1992	0.9886	0.485	0.4141	1.0199
1993	1.0068	0.4848	0.4152	1.0084
1994	0.9934	0.4838	0.4295	1.0084
1995	1.0122	0.5076	0.4952	1.1739
1996	1.0317	0.525	0.4922	0.8952
1997	0.9398	0.4675	0.457	0.9772
1998	0.969	0.4148	0.3355	0.5776
1999	0.9497	0.4475	0.3431	0.8897
2000	1.0423	0.4972	0.4161	1.0879
2001	0.9797	0.4578	0.3607	0.9069
2002	0.991	0.4608	0.3657	0.9094
2003	1.0163	0.4886	0.4079	1.0878
2004	1.004	0.4917	0.4057	1.038
2005	0.9905	0.4839	0.3968	1.0781
2006	0.9597	0.4553	0.3547	0.9037

〈그림 4-2〉 지역간 지역내총생산액 격차 추이



지역내총생산액의 총계를 이용한 지역간 격차의 분석이 다소 유의성이 떨어지는 것으로 분석되었기 때문에 인구의 변화를 고려한 1인당 지역내총생산액의 추이를 <그림 4-3>과 같이 살펴보았다. 1인당으로 변환한 1인당 지역내총생산액의 추이를 살펴본 결과 울산이 연구기간 중 가장 큰 1인당 지역내총생산액을 갖는 것으로 나타나 울산광역시의 높은 재정자립도 및 소득원에 대한 일반적인 이론과 부합되는 것으로 나타났다.

반면, 경남의 경우를 제외한 모든 지역에서는 연구기간 동안 1인당 지역내총생산액이 모두 증가한 것으로 나타났으며, 경남은 지역내총생산액의 총계에서와 같이 1997년~1998년 사이에 1인당 생산액이 감소한 것으로 나타났다.

1인당 지역내총생산액을 이용해 지역간 격차를 분석한 결과는 <표 4-2>와 <그림 4-4>와 같이 분석되었다.

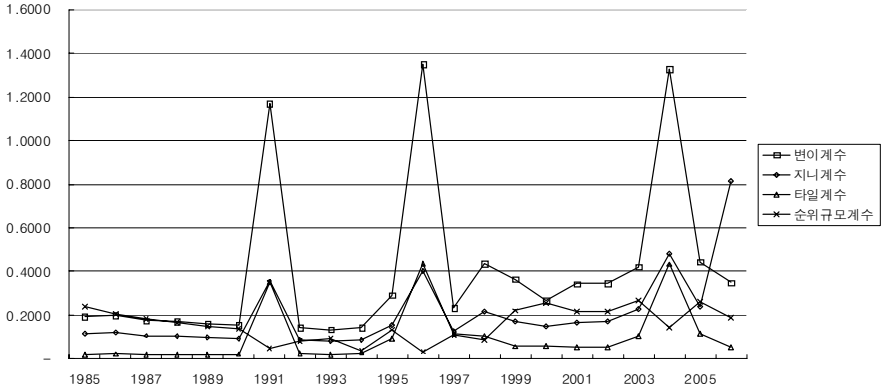
지역내총생산액을 사용하여 지역간 격차를 분석하였을 때와 구별되는 가장 큰 차이점은 유의미성의 증대라고 할 수 있다. 즉, 국가적으로 위기사상이었던 1997년~1998년과 물가 상승과 높은 실업으로 인하여 스태그플레이션의 전조가 보였던 2005년까지 시점의 지역간 격차가 급상승한 것으로 나타났다. 또한, 제2장 제2절 2에서 제시한 방법들로 분석된 격차는 상이한 분석방법의 특성으로 인



〈표 4-2〉 지역간 1인당 지역내 총생산액 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.1933	0.1166	0.0184	0.2390
1986	0.2004	0.1196	0.0217	0.2045
1987	0.1742	0.1059	0.0184	0.1805
1988	0.1698	0.1025	0.0194	0.1643
1989	0.1614	0.0967	0.0193	0.1507
1990	0.1533	0.0918	0.0213	0.1394
1991	1.1698	0.3551	0.3498	0.0474
1992	0.1424	0.0860	0.0236	0.0812
1993	0.1343	0.0802	0.0186	0.0910
1994	0.1433	0.0870	0.0268	0.0363
1995	0.2913	0.1551	0.0940	0.1347
1996	1.3506	0.4035	0.4364	0.0329
1997	0.2341	0.1259	0.1167	0.1081
1998	0.4356	0.2164	0.1036	0.0857
1999	0.3646	0.1694	0.0565	0.2201
2000	0.2652	0.1496	0.0582	0.2545
2001	0.3439	0.1666	0.0527	0.2177
2002	0.3462	0.1698	0.0524	0.2173
2003	0.4214	0.2263	0.1025	0.2653
2004	1.3273	0.4792	0.4342	0.1424
2005	0.4434	0.2393	0.1135	0.2624
2006	0.3496	0.813	0.0529	0.1882

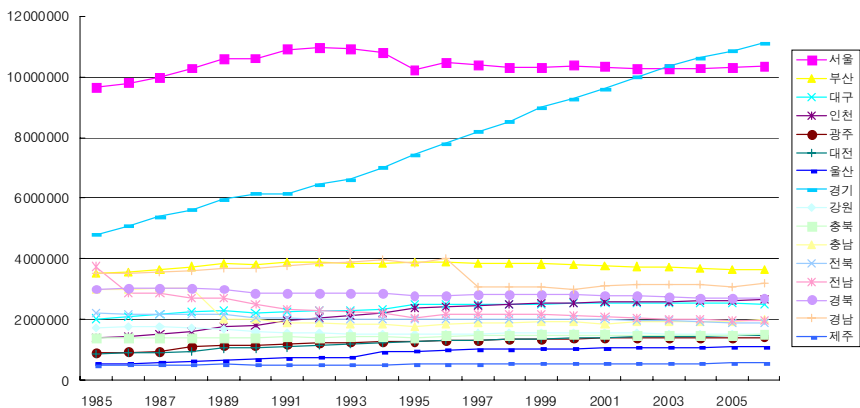
〈그림 4-4〉 지역간 1인당 지역내 총생산액 격차 추이



인구를 이용한 지역간 격차 분석은 인구 자체만으로 지역간 인구의 격차를 분석하는 것은 의미가 없어 보이나, 1인당으로 변환할 때 사용되는 가장 중요한 변수이므로 이를 사용하여 지역간 격차 분석을 시행하였다.

분석 결과에 앞서 지역간 인구 추이를 살펴보면 경기도를 제외한 모든 지역에서 인구는 큰 변동이 없는 것으로 나타났다.

〈그림 4-5〉 지역간 인구 증가 추이



특히 서울은 인구 천만을 중심으로 일정하게 분포하여 있는 것을 볼 수 있다. 반면, 경기도의 인구는 1985년 대비 2006년에 인구 증가가 132%인 것으로 나타났다.

〈표 4-3〉 지역간 인구 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.8170	0.4280	0.2769	0.9498
1986	0.8309	0.4284	0.2796	0.9271
1987	0.8335	0.4297	0.2812	0.9252
1988	0.8426	0.4309	0.2836	0.9130
1989	0.8699	0.4370	0.2943	0.9071
1990	0.8865	0.4412	0.3017	0.9043
1991	0.9679	0.4861	0.3634	0.9609
1992	0.8994	0.4431	0.3081	0.8869
1993	0.8949	0.4420	0.3065	0.8796
1994	0.8840	0.4372	0.3006	0.8581
1995	0.8642	0.4331	0.2924	0.8370
1996	0.8708	0.4352	0.2972	0.8464
1997	0.8841	0.4310	0.2977	0.8274
1998	0.8851	0.4308	0.2986	0.8264
1999	0.8947	0.4332	0.3040	0.8276
2000	0.9053	0.4346	0.3089	0.8245
2001	0.9124	0.4373	0.3135	0.8254
2002	0.9226	0.4389	0.3188	0.8250
2003	0.9356	0.4420	0.3257	0.8265
2004	0.9960	0.4824	0.3827	0.9217
2005	0.9579	0.4472	0.3366	0.8249
2006	0.9629	0.4495	0.3400	0.8274





반면, 광주시와 제주도의 경우 1985년 대비 2006년의 노동자수가 395%, 404% 증가한 것으로 나타나, 다른 지역에 비해서 절대값은 작지만, 상대적으로 노동자수가 크게 증가한 것으로 나타났다.

노동자수의 지역간 격차 분석은 변이계수를 이용한 방법을 제외하고 지니계수, 타일계수, 순위규모계수에서 1985년보다 지역간 격차가 완화된 것으로 나타났다. 이중 변이계수를 이용하여 분석한 결과 역시 1985년보다는 지역간 격차가 상승한 것으로 분석결과에 나타나고 있으나, 1985년에서 2006년까지 Williamson의 inverted U-curve 형태를 취하고 있어, 안정화되어가는 과도기 상태인 것으로 분석된다.

〈표 4-4〉 지역간 노동자수 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	1,099	0,5229	0,4347	1,1419
1986	1,1061	0,5290	0,4463	1,1611
1987	1,1076	0,5355	0,4542	1,1687
1988	1,1156	0,5360	0,4581	1,1620
1989	1,1361	0,5407	0,4734	1,1447
1990	1,1359	0,5372	0,4696	1,1288
1991	1,1280	0,5272	0,4574	1,0942
1992	1,2291	0,5497	0,5139	1,1145
1993	1,1825	0,5340	0,4818	1,0758
1994	1,1813	0,5414	0,4945	1,0890
1995	1,1492	0,5295	0,4731	1,0666
1996	1,1527	0,5304	0,4762	1,0666
1997	1,1525	0,5271	0,4750	1,0527
1998	1,0800	0,4852	0,4018	0,9659
1999	1,0655	0,4841	0,3994	0,9642
2000	1,1100	0,4953	0,4240	0,9780
2001	1,1366	0,5025	0,4372	0,9851
2002	1,1390	0,4413	0,4005	0,7671
2003	1,1126	0,4994	0,4322	0,9829
2004	1,1054	0,4989	0,4307	0,9828
2005	1,1179	0,5014	0,4400	0,9871
2006	1,1209	0,5021	0,4401	0,9840



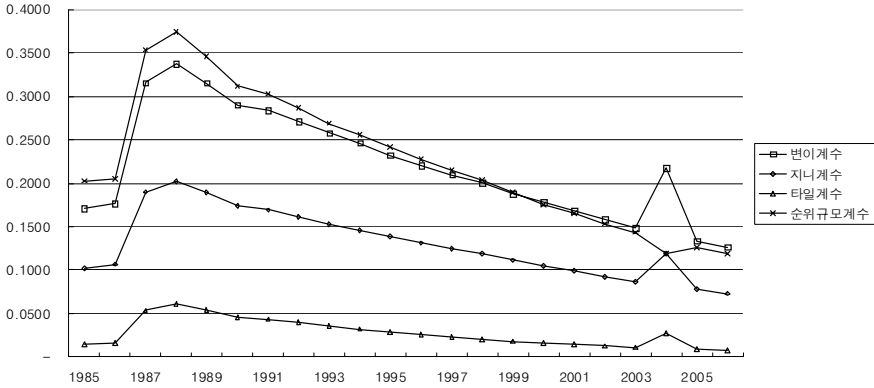
변이계수, 지니계수, 타일계수, 순위규모계수를 이용하여 지역간 하수도 공급의 지역간 격차 분석 결과 시간의 흐름과 함께 격차는 감소하는 것으로 나타났다. 특히, 1985년~1988년은 지역격차가 가장 크게 상승 기간으로 1988년의 지역격차는 연구기간 범위에서 하수도 공급의 지역간 격차가 가장 큰 것으로 나타났다.

또한, 전반적인 하수도 공급의 하향곡선화에 반해 실업률과 물가가 불안했던 2003년~2004년에는 하수도 공급의 격차가 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 4-5〉 지역간 하수도 공급 격차

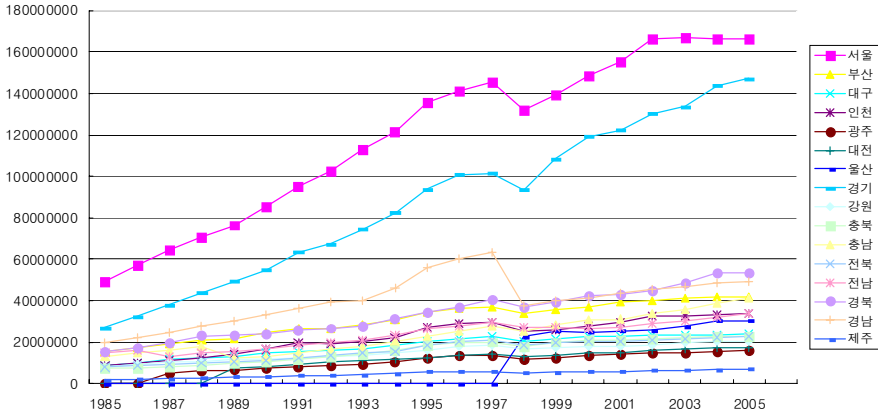
연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.1709	0.1021	0.0145	0.2028
1986	0.1765	0.1068	0.0157	0.2046
1987	0.3157	0.1902	0.0536	0.3535
1988	0.3371	0.2019	0.0613	0.3744
1989	0.3154	0.1893	0.0537	0.3464
1990	0.2900	0.1734	0.0454	0.3114
1991	0.2836	0.1691	0.0434	0.3030
1992	0.2708	0.1616	0.0394	0.2868
1993	0.2579	0.1528	0.0356	0.2692
1994	0.2463	0.1456	0.0323	0.2556
1995	0.2323	0.1385	0.0286	0.2414
1996	0.2200	0.1311	0.0256	0.2272
1997	0.2097	0.1248	0.0230	0.2145
1998	0.2002	0.1191	0.0208	0.2037
1999	0.1877	0.1114	0.0182	0.1895
2000	0.1778	0.1046	0.0162	0.1758
2001	0.1684	0.0988	0.0144	0.1651
2002	0.1583	0.0926	0.0127	0.1536
2003	0.1488	0.0870	0.0111	0.1435
2004	0.2173	0.1189	0.0272	0.1186
2005	0.1336	0.0775	0.0088	0.1265
2006	0.1266	0.0731	0.0079	0.1185

〈그림 4-10〉 지역간 하수도 공급 격차 추이



지역간 경제성장 및 생산성 증대효과를 살펴보기 위해 주로 사용되는 지역간 부가가치의 추이를 살펴본 결과 지역내총생산액의 합계와 같이 서울과 경기도가 부가가치 총액은 큰 것으로 나타났다. 반면, 총액으로 인한 상대적 평가에서 떠나 증가 비율로만 부가가치액의 추이를 살펴보면 경기도는 1985년 대비 2005년 증가 비율이 450%로써 서울의 240%에 비해 보다 증가한 것으로 나타났다. 반면, 대전, 광주, 울산의 부가가치 시계열이 확보되지 않아 세지역의 증가분은 고려되지 않았다.

〈그림 4-11〉 지역간 부가가치액 추이



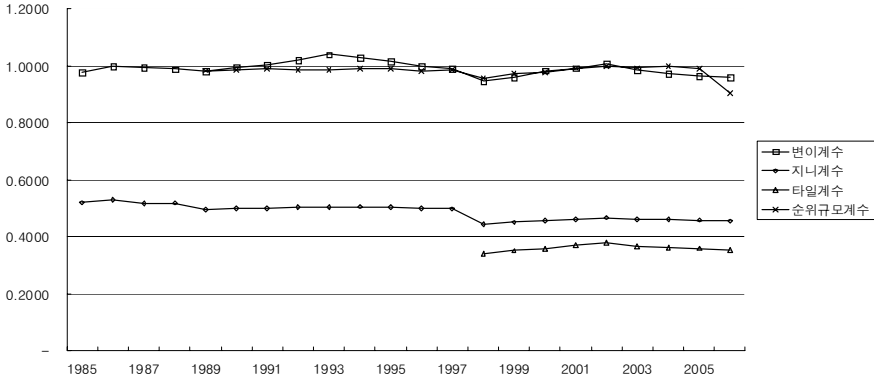
지역간 부가가치액에 대하여 변이계수와 지니계수를 이용하여 격차 분석을 시행한 결과 1985년 격차보다 2005년의 격차는 약간 감소한 것으로 나타나 1985년 보다는 2005년의 지역간 격차가 다소 완화된 것으로 분석되었다. 반면, 순위 규모계수를 이용하여 분석한 경우에는 자료의 한계로 인하여 1988년까지의 격차분석을 제외하고 1989년부터 2005년까지를 대상으로 격차분석을 시행하였다. 그 결과, 위의 결과와는 반대로 1989년보다 2005년의 격차가 보다 증가된 것으로 나타났다. 타일계수의 경우도 울산광역시의 자료부재로 인하여 1998년부터 2005년까지만 고려하였을 경우 지역간 격차는 다소 증가된 것으로 나타났다.

〈표 4-6〉 지역간 부가가치액 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0,9772	0,5197	-	-
1986	0,9981	0,5295	-	-
1987	0,9944	0,5183	-	-
1988	0,9887	0,5193	-	-
1989	0,9802	0,4960	-	0,9833
1990	0,9966	0,4996	-	0,9874
1991	1,0032	0,5018	-	0,9888
1992	1,0196	0,5034	-	0,9872
1993	1,0398	0,5060	-	0,9873
1994	1,0277	0,5069	-	0,9915
1995	1,0170	0,5053	-	0,9911
1996	0,9998	0,4999	-	0,9826
1997	0,9902	0,4990	-	0,9858
1998	0,9481	0,4449	0,3423	0,9582
1999	0,9613	0,4510	0,3522	0,9739
2000	0,9828	0,4570	0,3595	0,9790
2001	0,9922	0,4626	0,3714	0,9923
2002	1,0079	0,4676	0,3792	0,9978
2003	0,9868	0,4628	0,3688	0,9926
2004	0,9714	0,4616	0,3639	0,9994
2005	0,9649	0,4592	0,3604	0,9913

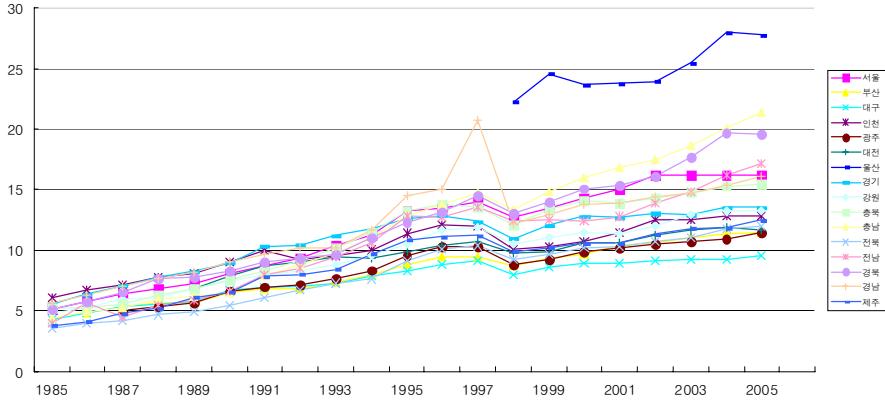


〈그림 4-12〉 지역간 부가가치액 격차



분석에 고려된 변수 중 화폐로의 수량화가 가능한 변수일 경우, 1인당으로 환산하여 인구변화를 고려하였으며, <그림 4-13>와 같이 차별화되어 증가하는 것으로 나타났다. 시·도별 재정상 가장 재정상태가 우수한 것으로 나타나는 울산광역시가 시·도중 가장 크게 부가가치를 산출하는 것으로 나타났다. 또한, 울산 다음으로는 부산광역시의 부가가치 증가세가 큰 것으로 나타났다. 반면, 1985년 대비 2005년 1인당 부가가치액이 가장 크게 증가한 지역으로는 충청남도도 나타났다으며, 1985년 대비 약 380% 증가한 것으로 나타났다.

〈그림 4-13〉 지역간 1인당 부가가치액 추이

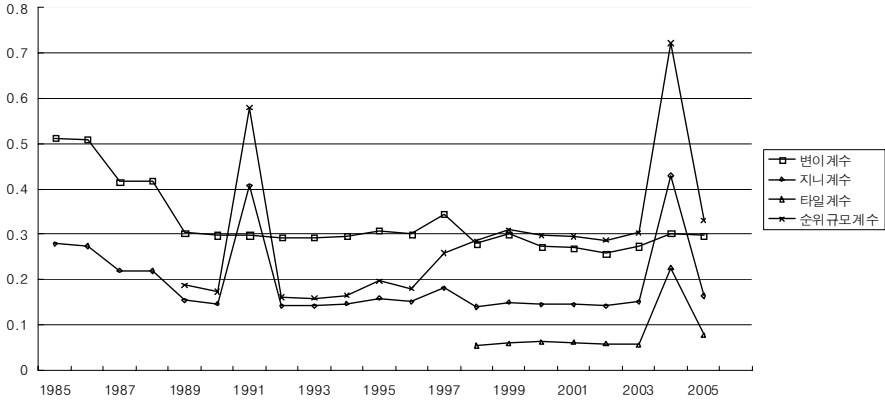


인구효과를 고려하여 1인당으로 부가가치액을 변환시켜 지역간 격차를 제2장 제2절 2의 4가지 지역격차방법에 의해 분석한 결과, 분석 결과는 일정한 패턴을 따르고 있는 것으로 나타났다. 지니계수를 이용한 분석법의 경우 가장 유의성이 높은 것으로 나타났는데, 1985년의 0.2786에서 2005년 0.1641로 감소하는 것으로 나타났다. 시기별로 살펴보면 1997년~1998년에는 미세하게 격차가 증가하는 것으로 나타났으며, 최근의 경제동향에 맞게 2003년~2004년에도 격차는 증가하는 것으로 나타났다. 변이계수 역시 최근의 물가상승과 실업률 상승을 반영하여 격차가 상승하는 것으로 나타났다. 반면, 자료의 부재로 인하여 초기연도의 분석이 불가능한 타일계수와 순위규모계수의 경우에도 2003년~2004년의 격차는 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 4-7〉 지역간 1인당 부가가치액 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0,5116	0,2786	-	-
1986	0,5086	0,2740	-	-
1987	0,4166	0,2205	-	-
1988	0,417	0,2193	-	-
1989	0,3028	0,1536	-	0,1876
1990	0,2975	0,1465	-	0,1731
1991	0,2981	0,4067	-	0,5793
1992	0,293	0,1420	-	0,1608
1993	0,2926	0,1413	-	0,1588
1994	0,2962	0,1463	-	0,1650
1995	0,3076	0,1589	-	0,1964
1996	0,3003	0,1513	-	0,1808
1997	0,3448	0,1813	-	0,2591
1998	0,2792	0,1403	0,0547	0,2848
1999	0,3003	0,1505	0,0597	0,3088
2000	0,2727	0,1451	0,0623	0,2973
2001	0,2699	0,1445	0,0614	0,2955
2002	0,2576	0,1422	0,0583	0,2868
2003	0,2738	0,1509	0,0561	0,3033
2004	0,3023	0,4290	0,2261	0,7209
2005	0,2969	0,1641	0,0780	0,3308

〈그림 4-14〉 지역간 1인당 부가가치액 격차



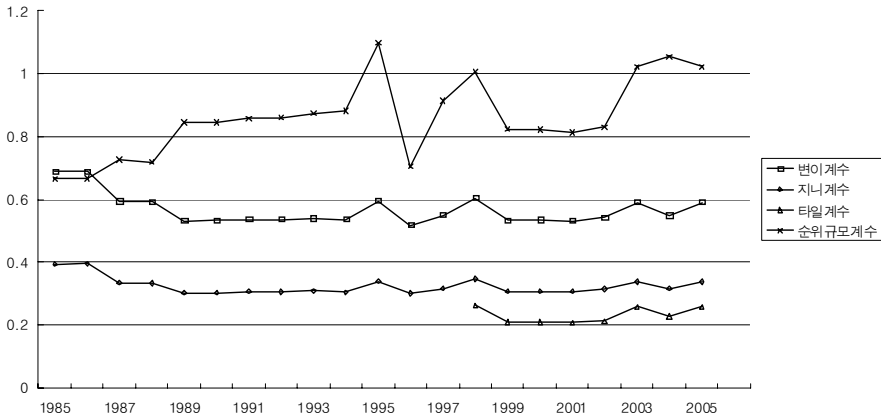
총요소생산성 추계로 추계된 총요소생산성에 대하여 지니계수를 이용하여 지역격차를 분석한 결과, 2005년의 총요소생산성 지역격차는 1985년 대비 약 14% 감소된 0.3381을 나타내었다. 반면 변이계수를 이용하여 총요소생산성의 격차를 분석한 결과도 지니계수와 마찬가지로 약 14% 정도 격차가 감소되는 것으로 나타났다. 반면 순위규모계수는 2005년의 지역간 격차가 1.021로 분석되어 순위규모계수를 이용하여 지역격차를 분석하였을 때에는 지역간 격차가 연구기간동안 53% 증가하는 것으로 나타났다. 반면 타일계수는 대구 및 울산 지역 등의 자료 부재로 인하여 1999년~2005년까지만 분석이 되었으며, 1999년 대비 2005년의 지역격차는 1.7% 감소한 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 시간이 흐름에 따라서 지역간 총요소생산성의 격차는 줄어들고 있어 지역간 생산성에는 큰 차이가 없다는 것을 나타내고 있다.

〈표 4-8〉 지역간 총요소생산성 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.6873	0.3943	-	0.6654
1986	0.6875	0.3950	-	0.6660
1987	0.5927	0.3341	-	0.7252
1988	0.5916	0.3332	-	0.7180
1989	0.5314	0.3032	-	0.8442
1990	0.5322	0.3032	-	0.8448
1991	0.5356	0.3062	-	0.8568
1992	0.5353	0.3055	-	0.8607
1993	0.5385	0.3086	-	0.8744
1994	0.5361	0.3042	-	0.8807
1995	0.5952	0.3389	-	1.0981
1996	0.5182	0.3017	-	0.7050
1997	0.5482	0.3168	-	0.9138
1998	0.6034	0.3470	0.2637	1.0065
1999	0.5329	0.3073	0.2096	0.8237
2000	0.5335	0.3077	0.2099	0.8229
2001	0.5314	0.3062	0.2082	0.8130
2002	0.5415	0.3143	0.2131	0.8303
2003	0.5899	0.3376	0.2589	1.0207
2004	0.5474	0.3160	0.2276	1.0532
2005	0.5904	0.3381	0.2591	1.0210

〈그림 4-15〉 지역간 총요소생산성 격차 추이



## 제2절 지역격차 수렴도 측정

신고전학과 성장이론에 의한 신고전적 생산함수와 자본의 수확체감을 가정하면 1인당 자본량 수준에 관계없이 경제는 결국 균제상태(steady-state)에 도달하게 된다. 균제상태에서의 1인당 생산량이 같다면, 초기 소득이 낮은 경제일수록 성장률이 높아 장기적으로 모든 경제의 소득이 동일한 정상수준으로 수렴한다. 즉, 자본의 수확체감의 법칙이 작용하므로 자본과 노동의 비율이 낮은 경제의 소득성장률이 소득수준이 높은 경제보다 상대적으로 높아 결국 모든 경제의 소득수준이 같아지게 된다. 이를 절대적 수렴(absolute convergence)이라 하며, 반면, 경제적 환경이 유사한 국가들 간에 나타나는 수렴성을 조건부 수렴(conditional convergence)라고 한다.<sup>36)</sup>

본 분석에서 사용된 수렴도 측정은 Barro(1991), Barro and Sala-i-Martin(1991)의  $\beta$ -수렴에 기초하고 있다.  $\beta$ -수렴은 지역 소득이 낮은 지역의 성장이 지역 소

36) 문춘걸, 박기현(2005)

득이 높은 지역의 성장을 증가하게 된다는 신고전 성장 이론에 기초하고 있다. 만약 초기의 지역 소득과 1인당 소득의 성장이 부(-)의 관계가 있을 때를  $\beta$ -수렴 현상이 존재한다고 한다.

일반적으로 수렴도 분석에 사용되는  $\beta$ -수렴 형태는 Barro and Sala-i-Martin(1991)의 수렴식  $\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \lambda \ln(y_{i,t}) + \epsilon_{i,t}$ 와 같다. 따라서,  $\beta$ 의 추정을 위하여 보다 정교한 형태의  $\beta$ -수렴식으로 변화하면 다음과 같이 변환된다.

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \ln(y_{i,t}) + \epsilon_{i,t}$$

$T$ : 시차

$y_{i,t}$ : 지역  $i$ , 시점  $t$ 의 소득

$y_{i,t+T}$ : 지역  $i$ , 시점  $t+T$ 의 소득

정교한 형태의 수렴식에서 소득의 수렴성에 대한 실증분석 후  $\left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) < 0$ 일 경우 지역들에 있어  $\beta$ -수렴이 이루어진다고 보았다.

본 연구에서는 연구 기간인 1985년~2006년에 대한 장기 기간과 10년 단위인 1985년~1995년, 1995년~2005년 단기, 중기로 기간을 분류하여 분석하였다. 또한, 변수별 수렴차는 지역에 대한 변수들의 구성을 반영하는 것으로 해석이 가능하다.<sup>37)</sup>

1985년부터 2006년까지 전체 시기별 지역내총생산액의 수렴도는 -0.0062로 시간이 흐름으로 인해 지역별로 수렴하는 것으로 나타났다. 또한, 10년 단위인 단기 1985년~1995년, 중기 1995년~2005년의 수렴도도 -0.0035, -0.0098로 분석되어

37) Kanbur R. and Venables A. J.(2005)

지역별/시기별로도 수렴하는 것으로 나타났다.

또한 장·중·단기의 수렴속도에 의해서 향후 추가적으로 10% 지역격차를 줄이는데 걸리는 시간을 분석하였다. 분석결과 단기의 수렴속도에 의해서는 486년, 중기의 수렴속도로는 171년, 장기의 수렴속도에 의해서는 269년이 소요되는 것으로 나타났다. 따라서, 전체 연구기간을 고려하여 분석한 결과 지역내총생산액의 10% 추가 수렴은 향후 약 200년 이상이 소요되는 것으로 분석되었다.<sup>38)</sup>

(표 4-9) 기간별 지역내총생산액 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0,1467	0,2007	0,1627***
$\lambda$	-0,0035	-0,0098	-0,0062
$\beta$	0,0002	0,0006	0,0004
years, 10% converge	486	171	269
R-Square	0,0220	0,0697	0,0876
S.E.	0,0062	0,0096	0,0054
SIC	-78,4431	-63,0594	-81,3037
AIC	-76,8976	-64,6046	-82,8488
J-B	0,5765	8,8261	6,3127***
Breuch-Pargan	1,2759	1,8971	0,4433

인구효과를 고려한 1인당 지역내총생산액의 수렴도는 1985년~2005년 장기에서는 -0.0191로 나타나 전 기간에 걸쳐 지역별로 1인당 지역내총생산액은 수렴하는 것으로 나타났다. 또한, 1985년~1995년에는 -0.0694, 1995년~2005년에는 -0.0052로 나타나 과거 10년간의 1인당 지역내총생산액도 수렴하는 것으로 나타났다. 따라서, 지역별 1인당 지역내총생산액은 수렴하는 과정중 인 것으로 나타나 지역별로 안정화되어가는 상태인 것으로 분석되었다. 단, 수렴의 속도는 1995년~2005년이 전체 기간의 수렴도보다 작은 것으로 나타났으나, 이는 1985

38) 수렴도에 의해서 계산된 결과는 현재 22년간의 지역내총생산액을 고려한 것이므로, 보다 장기의 시계열을 통해서 분석한다면 특정한 수치로 수렴하게 되는 기간은 보다 짧아진다고 판단된다.



년~1995년에 수렴폭이 크게 수렴하였으며, 1995년 이후에는 안정화된 상태에서 수렴이 되어가는 것으로 판단된다.

지역내총생산액을 1인당 인수로 변화하여 분석한 결과는 지역내총생산액의 총액과의 수렴과 비교해볼 때, 수렴되는 속도가 중기를 제외한 단기와 장기에서 200% 이상 증가하는 것으로 나타났다. 반면 중기에서의 수렴속도는 46% 작은 것으로 나타났다. 하지만, 이러한 결과는 역U자형 커브에서와 같이 최대점이 지역내총생산액 총액의 경우보다 상대적으로 낮음을 의미함으로 1인당으로 변환하여 분석한 결과가 전반적으로 보다 증가된 수렴속도를 나타내는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 수렴속도를 이용해 10% 수렴도를 향상시키는데 소요되는 기간으로 재확인된다.

〈표 4-10〉 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0.1993***	0.0416	0.0877***
$\lambda$	-0.0694***	-0.0052	-0.0191
$\beta$	0.0045	0.0003	0.0012
years, 10% converge	23	325	87
R-Square	0.4131	0.0011	0.0641
S.E.	0.0169	0.0276	0.0149
SIC	-81.7013	-66.0299	-85.6313
AIC	-83.2465	-67.5751	-87.1765
J-B	1.5344	22.5968***	1.5481
Breuch-Pargan	0.0134	0.0645	1.4185

지역별 인구의 수렴 역시 1985년~2005년 전 기간에 걸쳐서 수렴하는 것으로 나타났다. 10년을 단위로 구분하여 수렴도를 측정하였을 때에는 분석의 전반기인 1985년~1995년 수렴속도인 -0.0165가 후반기인 1995년~2005년의 수렴속도인 -0.0006보다 빠른 것으로 나타났다. 그러나 전체 기간에 걸쳐 -0.01의 수렴속도를 나타내 지역별로 인구 수렴은 일어나는 것으로 나타났다. 지역에 대한 인구의 수렴도 역시 과거시점으로 갈수록 수렴의 폭이 커지는 것으로 나타났으며, 이는

1985년~2005년 20년의 기간을 대상으로 하여 분석하였을 때 나타난 -0.01에 비하여 안정화된 수치를 나타내는 것으로 분석되었다.

또한, 수렴속도를 이용하여 10% 추가 수렴도 향상에 소요되는 기간 분석에는 단기의 경우에는 101년, 장기의 경우에는 168년이 소요되는 것으로 나타났으며, 중기의 경우에는 2,735년이 소요되는 것으로 나타나 역U자형 커브의 이론에 부합되는 수렴속도를 나타내는 것으로 나타났다.

〈표 4-11〉 기간별 인구 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0.2474	0.0132	0.1509
$\lambda$	-0.0165	-0.0006	-0.0100
$\beta$	0.001	0.00004	0.0006
years, 10% converge	101	2,735	168
R-Square	0.1597	0.0013	0.1563
S.E.	0.0317	0.0134	0.0194
SIC	-61.6021	-89.2666	-72.2776
AIC	-63.1473	-90.8118	-78.8228
J-B	0.8476	2.2029	0.5115
Breuch-Pargan	0.8817	8.1826***	1.7023

지역별 노동자 수의 수렴도 역시 전체 기간에 걸쳐서 일어나는 것으로 나타났다. 이는 노동자수를 이용한 격차분석의 결과에서 격차가 시기별로 일정하게 나타난 바와 같이, 지역간 격차가 일반적으로 증가하지 않았다는 것으로 해석이 가능하다.

단기인 1985년~1995년을 대상으로 수렴도 분석을 시행한 결과 -0.0113으로  $\beta$ -수렴이 일어나는 것으로 분석되었다. 또한 1995년~2005년에도 -0.0092로  $\beta$ -수렴이 일어나는 것으로 나타났다. 전체 연구기간인 1985년~2005년을 대상으로  $\beta$ -수렴의 정도를 분석한 결과 -0.0096로 지역별 노동자의 경우에도  $\beta$ -수렴하는 것으로 분석되었다.

위의 경우와 같이 1995년을 기점으로 전체 기간의 수렴도에 비해서 수렴정도가 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 1995년 이후에 안정화되어 대상지역의 노동자수가 수렴하는 것으로 판단할 수 있다.

〈표 4-12〉 기간별 노동자수 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0.1757*	0.1790***	0.1669***
$\lambda$	-0.0113	-0.0092	-0.0096***
$\beta$	0.0007	0.0006	0.0006
years, 10% converge	148	181	175
R-Square	0.1440	0.1756	0.2866
S.E.	0.0273	0.0184	0.0149
SIC	-66.4091	-79.0369	-85.7309
AIC	-67.9543	-80.5821	-87.2761
J-B	1.6285	0.2662	1.1119
Breuch-Pargan	0.3124	1.7721	2.1989

기반시설의 대리변수로 사용된 하수도 공급의 수렴은 1985년~2005년 간 -0.01686으로  $\beta$ -수렴이 일어나는 것으로 나타났으나, 1985년~1995년을 대상으로 단기 분석을 시행한 결과 0.02393로  $\beta$ -수렴이 일어나지 않는 것으로 나타났다. 반면, 1995년~2005년에는 -0.04513로  $\beta$ -수렴 하는 것으로 나타났다. 이는 단기시점인 1985년~1995년에는 하수도 공급이 전체가 이루어지지 않았기에 발산되는 현상으로 나타났으나, 하수도 공급이 원활히 이루어진 1995년~2005년에는 상대적으로 격차의 감소로 인한 수렴이 발생한 것으로 판단된다.

또한, 단기에는 수렴하지 않는 것으로 나타나 10% 수렴도를 향상시키는 분석은 시행되지 않았으며, 중기와 장기에 따른 10% 수렴도 향상에 소요되는 기간은 중기의 경우 36년, 장기의 경우 99년이 소요되는 것으로 분석되었다.

〈표 4-13〉 기간별 하수도 공급 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	-0.1052	0.2089***	0.0793***
$\lambda$	0.0239	-0.0451***	-0.0169***
$\beta$	-0.0015	0.0029	0.0011
years, 10% converge	-	36	99
R-Square	0.0692	0.9861	0.3029
S.E.	0.0160	0.0014	0.0046
SIC	-83.4516	-159.584	-122.91
AIC	-84.9968	-161.129	-124.456
J-B	3.8820	1.2597	4.8247***
Breuch-Pargan	5.2244***	0.4808	4.2653

자료의 한계로 인하여 광주, 대전, 울산을 제외한 13개 지역의 부가가치를 이용해 지역의 수렴도를 측정된 결과, 단기기간인 1985년~1995년, 1995년~2005년에는 각각 0.0014, 0.0014로 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 또한, 1985년~2005년 장기에도 0.0030으로 발산하는 것으로 나타났다. 따라서, 지역별로 부가가치액은 장·중·단기에 모두 발산하는 것으로 나타낸다. 이러한 현상은 지역별로 부가가치액이 증가하기는 하지만, 근본적으로 지역별 격차가 크기 때문인 것에 기인한 것으로 판단된다.

〈표 4-14〉 기간별 부가가치액 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0.0002	0.0002	0.0020
$\lambda$	0.0014***	0.0014	0.0030***
$\beta$	-0.0001	-0.0001	-0.0002
years, 10% converge	-	-	-
R-Square	0.3014	0.3014	0.5474
S.E.	0.0158	0.0158	0.0188
SIC	-83.7552	-83.7552	-78.1823
AIC	-85.3004	-85.3004	-78.7275
J-B	1.2427	1.2427	11.7139***
Breuch-Pargan	2.5839	2.5838	4.5751***

부가가치총액의 수렴분석처럼, 인구효과를 고려한 1인당 부가가치액의 수렴도 역시 전체 기간동안 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 이는 지역별 1인당 부가가치액의 격차가 시간의 흐름과 함께 격차의 차이가 기간별로는 다소 감소하나 전반적으로 증가하는 추세와 기간별로 나타나는 경제적 요인으로 인하여 불규칙한 증감형태를 나타내는 것에 기인한 것이라고 판단된다.

〈표 4-15〉 기간별 1인당 부가가치액 수렴도

	1985-1995	1995-2005	1985-2005
Intercept	0.0069	0.0002	0.0048
$\lambda$	0.0519***	0.0091***	0.0322***
$\beta$	-0.0039	-0.0007	-0.0024
years, 10% converge	-	-	-
R-Square	0.7395	0.3728	0.6796
S.E.	0.0204	0.0122	0.0146
SIC	-75.6149	-92.0242	-86.2378
AIC	-77.16	-93.5693	-87.783
J-B	0.5552	1.8061	0.6964
Breuch-Pargan	0.5488	3.2087*	1.0764

### 제3절 공간적 지역격차 모델 분석

경제 성장의 격차 분석에 있어서 본 연구에서 사용한 격차 분석법은 제2장 2절의 2의 격차분석법이다. 기존의 격차 분석법은 공간적인 특성을 고려하지 않고 지역간 그리고 시계열간의 격차를 분석한 것이다. 따라서, 지역간의 교역, 즉 인구 이동 및 자본의 이동에 대한 고려가 이루어져야 하는 것이 보다 현실적인 지역격차 분석법이라 할 수 있다. 폐쇄경제상태에서 개방경제상태로 이동하게 되는 하나의 수준변수로써 본 연구에서는 지역간의 거리상 인접도를 지역간 공간적인 특성의 대리변수로 사용하였다. 공간적인 특성을 고려한 공간지역격차 모형은 순위규모계수를 제외한 기존 지역격차 분석법에 적용하였으며, 이를 이

용하여 공간적인 특성을 고려한 지역격차 분석결과를 기존 지역격차 분석결과와 비교하여 제시하였다.

## 1. 공간지역격차모형의 개발

공간변이계수(spatial coefficient of variation,  $CV_{spatial}$ )는 지역간 격차의 확대 및 축소를 측정하는 지역격차 계수로써, 인구가중치를 무시한 일반변이계수( $CV_{uw}$ )에 공간개념을 적용하여 개발된 지역격차분석법이다. 공간지니계수( $Gini_{spatial}$ ), 공간타일계수( $Theil_{spatial}$ ) 역시 지니계수 및 타일계수에 지역간 공간행렬을 적용하여 개발하였다.

$$CV_{spatial} = \frac{1}{\mu} \sqrt{V}$$

$$= \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 W}{n}}}{\mu}$$

$y_i$  =  $i$ 지역의 일인당 소득

$W$  = 지역간 공간행렬

$\mu$  = 일인당 평균소득

$$Gini_{spatial} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |W(Var_i - Var_j)|}{2\mu N(N-1)}$$

$Var_{i,j}$  =  $i, j$ 번째 변수값

$W$  = 지역간 공간행렬

$N$ =변수 개수

$\mu$  =평균

$$Theil_{spatial} = \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu_t} \right) \log \left( \frac{y_i}{\mu_t} W e^W \right)$$

$n$  =총 지역수

$y_i$  =지역  $i$ 의 인구수 또는 고용량

$W$  =지역간 공간행렬

$\mu_t$  =평균인구수 또는 평균고용량

기존의 분석법과 같이 소득이 평균치를 중심으로 분포하고 있을 때에는 소득 평등도가 높고 저소득층에서 고소득층에 걸쳐서 폭넓게 분포되어 있을 때의 소득 평등도는 낮게 나타난다. 즉, 소득분포가 분산되어 있을수록 불평등도는 크다. 또한, 횡단표준화(raw-standardized)된 공간행렬을 작성하여 모형에 적용함으로써 행렬의 합에 따라 변수의 분산은 증가 및 감소할 수 있다.

공간가중행렬(spatial weight matrix)은 공간종속성을 구조화하는 방법으로서 본 연구에서 중요한 비중을 차지하고 있다. 이를 작성하는 방법은 여러 가지가 있는데 일반적으로 각 지점의 인접성(contiguity) 혹은 지역간의 거리를 이용하여 구축된다. 인접성을 이용하는 방법은 자료를 격자(grid) 형태로 나타낼 경우 면과 꼭지점에 접하는 방식에 따라 4가지로 나타낼 수 있다. 가운데를 중심으로 인접성을 살펴볼 때의 Linear방식은 좌우에 면으로 인접한 경우만 인접한다고 가정하는 것이고 Rock방식은 상하좌우에 면으로 인접한 경우를 의미한다. 그리고 Bishop방식은 면이 아닌 꼭지점으로 연결되는 경우를 인접한다고 하고 Queen방식은 면과 꼭지점 모두의 경우를 인접한다고 가정 한다. 인접방법을 이용하기 위해서는 분석자료 각각을 면(polygon) 형태로 전환하여야 하며, GIS ArcMap을 이용하여 16개 시도를 7개 권역으로 구분하였다.

인접도를 이용하여 공간가중행렬을 작성하였을 때에는 지리적 공간성을 나타내는 계수(Moran's I)의 값이 거리를 이용하여 공간성을 분석하였을 때보다 낮게 나와 지리적 연계성이 낮은 것으로 나타났다. 따라서, 지역별 중심거리간의 거리를 이용하여 공간가중행렬을 작성하였다. 또한, 이는 각 지점의 위치를 나타내는 좌표나 지점간의 거리를 알고 있을 경우에는 거리를 이용한 가중치 행렬을 사용할 수 있고 이렇게 하는 것이 인접성을 이용하는 방법보다 바람직하다는 기존의 연구와 동일한 결과를 나타냈다.<sup>39)</sup>

거리를 이용한 공간가중행렬은 횡단표준화(raw-standardized)된 공간행렬을 이용하여 작성하였으며, 공간가중행렬을 이용해 주변지역 한 지점에 평균적으로 얼마나 영향을 미치는지를 계량화 할 수 있다

$$W^s = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad s.t. \sum_j w^{s_{ij}} = 1$$

이 외에도 가장 근접한 이웃의 수(K-nearest neighbors)를 통해 가장 가까운 자료의 개수를 이용하거나 경제적 가중치(economic weight)로서 경제적인 차이를 이용하여 공간가중치행렬을 만들 수 있다. 기존 연구에서 김종원(2001)은  $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^\alpha}$  ( $\alpha = 1, 2$ )와 거리를 이용한 인접행렬을 사용하였고 서경천·이성호

(2001)은  $w_{ij} = \frac{d_{ij}^{-2}}{\sum_{j(i \neq j)} d_{ij}^{-2}}$  (단,  $w_{ij} = 0$  if  $d_{ij} < 0.5\text{km}$ )를 사용하여 분석하였다.

본 연구에서는 통합 전에는 66km, 통합 후에는 146km와  $\alpha=2$ 를 적용하여 공간가중치행렬을 작성하였다.

39) Anselin(1988)



## 2. 공간지역격차모형 분석 결과

공간지역격차모형을 적용하여 1985년부터 2006년까지 16개 지역에 대한 지역격차를 분석한 결과, 전반적으로 공간적 특성을 고려한 지역간 격차가 기존의 지역격차모형에 의해서 나타난 격차보다 감소하는 것으로 나타났다.

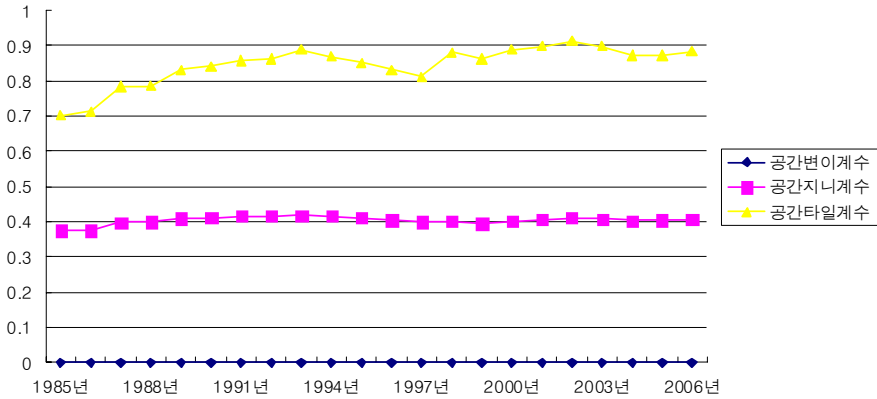
지역내총생산에 대하여 공간지역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수와 유사한 패턴으로 바뀌는 것을 관측할 수 있다. 단, 공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 지역격차가 감소하여 거의 0에 가까워지는 것을 관측할 수 있다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 11%~15% 감소한 지역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 2%~27% 정도 감소한 지역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 지역내총생산을 변수로 사용하여 공간지역격차 모형을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 기존 지니계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계수는 지역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 너무 크게 나타났다.

〈표 4-16〉 지역내총생산 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000000078	0.375517363	0.702753443
1986	0.000000068	0.375571898	0.712638615
1987	0.000000059	0.398051014	0.784788372
1988	0.000000053	0.400041644	0.785896690
1989	0.000000048	0.409471482	0.832186028
1990	0.000000043	0.412052240	0.841447461
1991	0.000000039	0.415579931	0.857308043
1992	0.000000036	0.415396084	0.862258167
1993	0.000000033	0.418145402	0.889261947
1994	0.000000030	0.415329500	0.869947387
1995	0.000000027	0.410623812	0.851475157
1996	0.000000026	0.404873839	0.832316204
1997	0.000000025	0.399755970	0.811801272
1998	0.000000027	0.400662979	0.879879843
1999	0.000000026	0.394929859	0.862830020
2000	0.000000024	0.401756735	0.889820951
2001	0.000000023	0.406561629	0.898949656
2002	0.000000021	0.410544068	0.914425114
2003	0.000000021	0.408561304	0.899374574
2004	0.000000021	0.403712282	0.873347710
2005	0.000000021	0.404748431	0.872141792
2006	0.000000020	0.406103636	0.884084533

〈그림 4-16〉 지역내총생산 공간격차 추이



인구를 이용하여 1인당 지역내총생산으로 환산된 자료에 공간지역격차모형을 적용한 결과는 다음 <표 4-17>와 <그림 4-17>에 나타나 있다.

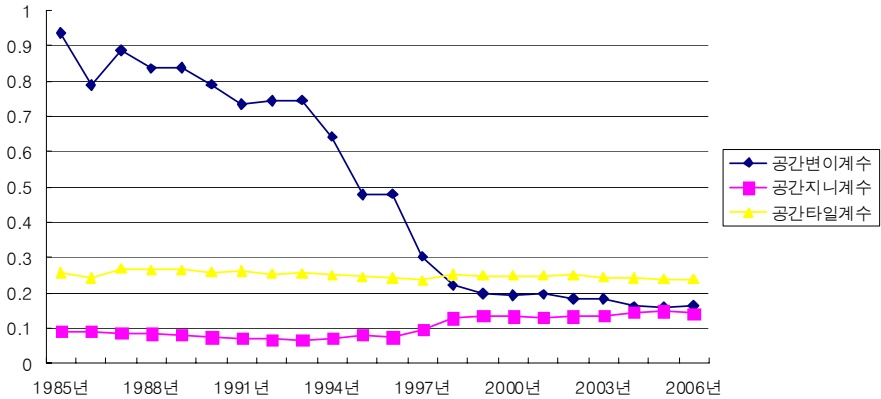
공간타일계수, 공간변이계수, 공간지니계수는 전체 기간 동안 일반적으로 유사한 패턴을 나타내었다. 이는 통계자료의 오류가 없음을 의미하며, 모형의 구조는 다르지만 격차 결과에 대해서는 유의한 것을 의미한다.<sup>40)</sup> 그러나, 중요한 점은 공간지니계수와 공간변이계수의 값이 기존 지니계수와 변이계수의 결과보다 지니계수의 경우 18%~82%, 변이계수의 경우 52% 적게 감소한 것으로 분석되었다. 또한, 공간가중행렬을 적용하여 분석한 공간지역격차모형은 기존 지역격차모형을 적용하여 분석한 1인당 지역내총생산 격차의 불규칙한 추세를 안정되게 평활화하였다. 이는 지역간 거리를 적용하여 지역간 격차를 분석하였을 때에는 지역간 격차가 감소하는 것을 나타낸다.

40) 또한, 이는 격차의 범위가 0에서 1까지이나, 추이의 변화상 0에서 0.3으로 매우 작게 설정되어 연도별 격차의 증감형태가 크게 나타나 두각된 것으로 판단이 된다.

〈표 4-17〉 1인당 지역내총생산 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간티일계수
1985	0.937208813	0.091905931	0.256235669
1986	0.788263384	0.092198493	0.241509219
1987	0.887204093	0.087117116	0.268979604
1988	0.836807562	0.084886421	0.265681666
1989	0.838477509	0.080710415	0.265850114
1990	0.791041474	0.074547871	0.259657331
1991	0.735392358	0.071727308	0.261112401
1992	0.744606629	0.06907097	0.25443479
1993	0.746595365	0.067108553	0.255011162
1994	0.643118179	0.071381813	0.250446546
1995	0.478176883	0.080526984	0.246072338
1996	0.480324689	0.074966876	0.242394892
1997	0.302874464	0.095100312	0.235396514
1998	0.221728082	0.128807475	0.253225539
1999	0.198412642	0.134865711	0.248618434
2000	0.194058154	0.13366078	0.249200923
2001	0.196070803	0.131211388	0.248987975
2002	0.18325508	0.133012094	0.250006277
2003	0.182557976	0.13533242	0.244619033
2004	0.161402054	0.145390593	0.241494821
2005	0.158865192	0.148191384	0.239297178
2006	0.164097192	0.141810494	0.238793337

〈그림 4-17〉 1인당 지역내총생산 공간격차 추이



공간지역격차모형을 지역간 인구에 적용한 결과, 지역내총생산과 1인당 지역내총생산의 결과와 유사하게 지역간 격차는 감소하는 것으로 나타났다.

공간변이계수모형의 적용결과, 기존 변이계수 분석에서 나타난 1985년 0.8170의 지역간 격차가 0.000000458로 매우 크게 감소함을 나타냈다. 또한 2006년에도 0.9629의 지역간 격차가 공간가중행렬의 적용으로 0.000000335로 크게 감소함을 확인할 수 있다. 공간가중행렬의 적용으로 인하여 지역간 격차는 매우 크게 감소하였고, 기존 지역격차모형에 의한 1985년 대비 2006년의 격차는 증가한 것에 비해서 공간지역격차모형에 의해서는 감소한 것으로 나타났다. 따라서, 공간가중행렬을 적용했을 때에는 격차가 감소하는 것으로 나타나, 기존 지역격차모형과는 상이한 결과가 도출되었으나, 전반적으로 크게 격차가 감소하여 감소된 격차의 대소를 비교하는 것은 크게 의미가 있는 것이라 할 수 없는 것으로 판단된다.

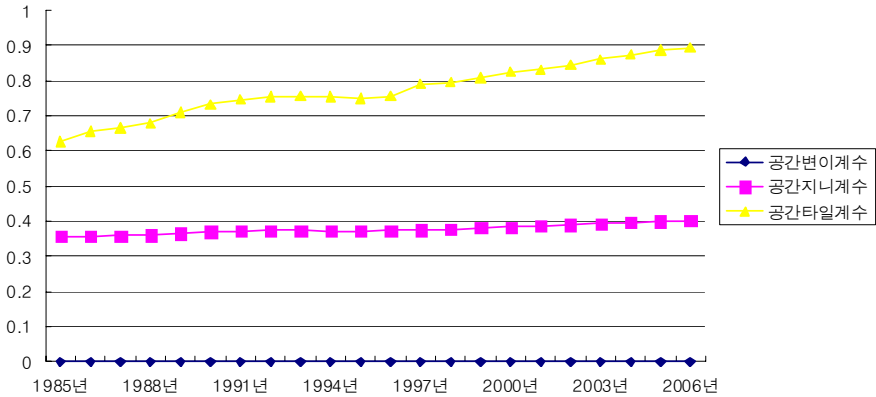
공간지니계수를 이용하여 분석한 결과, 기존 지역격차분석 결과에서 1985년의 지역격차보다 16%가 감소한 것으로 분석되었으며, 2006년의 지역격차보다 9%가 감소한 것으로 나타났다. 또한, 공간지니계수의 분석결과는 기존 지니계수

의 분석결과와 같은 추세(trend) 변화를 통해 감소하는 것으로 분석되었다. 아래 <표 4-18>와 <그림 4-18>는 공간지니계수모형에 의해 분석된 결과를 나타낸다.

〈표 4-18〉 인구 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0,000000458	0,357939771	0,626995518
1986	0,000000452	0,358200018	0,656758135
1987	0,000000441	0,359277258	0,665953090
1988	0,000000428	0,360241759	0,678967515
1989	0,000000413	0,365248414	0,709873739
1990	0,000000409	0,370384681	0,733513318
1991	0,000000400	0,372246069	0,747157632
1992	0,000000394	0,373819121	0,755259558
1993	0,000000393	0,373290585	0,755657510
1994	0,000000393	0,371719356	0,753919151
1995	0,000000404	0,371050680	0,749104902
1996	0,000000391	0,373287317	0,757042181
1997	0,000000389	0,375694551	0,790621522
1998	0,000000385	0,376565857	0,795338993
1999	0,000000376	0,380387252	0,809253398
2000	0,000000369	0,383564678	0,824454107
2001	0,000000364	0,386844916	0,832182387
2002	0,000000357	0,389680213	0,845453042
2003	0,000000350	0,393654493	0,860368525
2004	0,000000345	0,397321125	0,873883648
2005	0,000000340	0,400133291	0,888158219
2006	0,000000335	0,402014069	0,893811671

〈그림 4-18〉 인구 공간격차 추이



공간지역격차모형을 노동자에 적용해 분석해 본 결과, 공간타일계수를 제외한 공간지니계수와 공간변이계수는 기존 지니계수와 변이계수보다 감소한 것으로 분석되었다.

공간변이계수의 경우 기존 변이계수의 분석결과보다 매우 크게 감소한 것으로 분석되었다. 1985년을 기준으로 하여 비교해볼 때, 기존 변이계수는 1.099임에 반해, 공간가중행렬을 적용한 공간변이계수는 0.000003321로 나타났다. 또한 2006년의 공간변이계수도 0.000001203으로 기존 변이계수 1.1209보다 매우 크게 감소한 것으로 나타났다. 공간적 특성을 이용했을 경우에는 전반적인 격차의 감소 외에 기존 변이계수의 추이에서와 같이 증가되는 변이계수의 추세도 공간변이계수모형의 적용시 감소하는 추세로 변화되는 것으로 분석되었다.

공간지니계수모형을 적용해 본 경우에는 전반적으로 지역격차가 10%~13% 정도 감소하는 것으로 분석되었다. 반면, 지니계수를 이용했을 경우의 지역격차는 1985년 대비 2006년에 3% 감소한 0.5021로 나타난 반면, 공간지니계수를 적용했을 경우에는 1985년 대비 2006년에 0.5% 증가한 것으로 나타났다. 이는 상반된 추세를 나타내나, 정도의 차이가 크게 나타나지 않았으며, 전반적으로 감

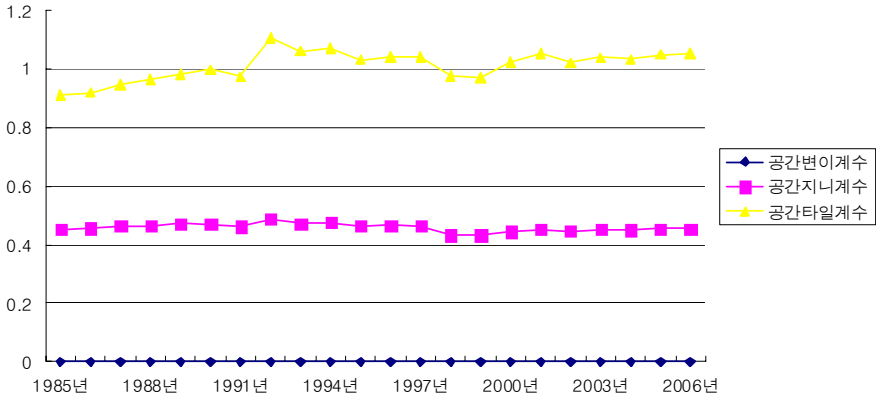
소된 공간지니계수결과는 상반된 결과보다 공간적인 연계성으로 인하여 전반적으로 감소한 공간지니계수가 보다 의미 있음을 나타낸다.

〈표 4-19〉 노동자 수 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000003321	0.451443323	0.911605199
1986	0.000003040	0.456154576	0.919568816
1987	0.000002869	0.463939483	0.946075142
1988	0.000002663	0.464496467	0.963621489
1989	0.000002581	0.472158988	0.981639703
1990	0.000002523	0.469019275	0.997462894
1991	0.000002515	0.460986181	0.974117718
1992	0.000002125	0.487345671	1.106157303
1993	0.000002286	0.471966730	1.060566709
1994	0.000002152	0.476415258	1.071200932
1995	0.000002184	0.465272464	1.031283707
1996	0.000002154	0.466119259	1.042015348
1997	0.000002120	0.463784109	1.040886930
1998	0.000001718	0.431787900	0.976118914
1999	0.000001587	0.432515383	0.970862987
2000	0.000001396	0.444406434	1.022790559
2001	0.000001289	0.453055641	1.052803347
2002	0.000001299	0.446212644	1.022322329
2003	0.000001282	0.451527084	1.038802703
2004	0.000001280	0.451005502	1.033508409
2005	0.000001233	0.453941605	1.049404379
2006	0.000001203	0.454795285	1.054000529



〈그림 4-19〉 노동자 공간격차 추이



공간지역격차모형을 하수도 공급에 적용하였을 경우에는 공간타일계수를 제외한 공간변이계수와 공간지니계수가 기존 변수들에 적용한 결과와 같이 감소한 것으로 분석되었다.

공간변이계수는 1985년의 기존 변이계수 0.1709에서 58% 감소한 0.0743으로 분석되었으며, 2006년의 기존 변이계수 0.1266에서 30% 감소한 0.0887로 분석되었다. 공간변이계수는 기존 결과에서의 변이계수 감소추세에서 증가추세로 바뀌어져 분석되었으나, 공간변이계수의 증감 범위가 매우 작아 증가세가 더욱 부각되는 것으로 판단된다.

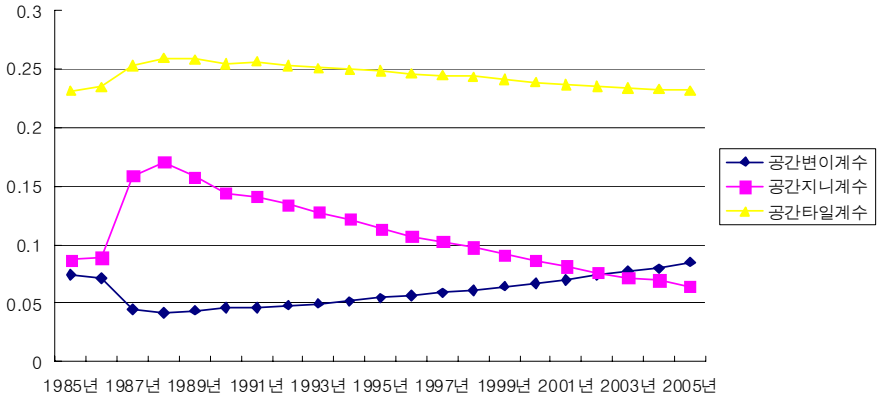
공간지니계수의 경우 기존 지니계수보다 14%~20% 감소한 것으로 분석되었으며, 기존 분석과 같은 추세를 보이는 것으로 나타났다.

끝으로, 공간타일계수는 기존 타일계수 분석결과보다 크게 증가된 지역격차도를 나타냈으나, 1985년~2006년의 기존 타일계수의 일정한 추세와 같은 추세를 보이는 것으로 분석되었다.

〈표 4-20〉 하수도 공급 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.074316585	0.087028131	0.231181134
1986	0.071403985	0.089060912	0.234608951
1987	0.044422513	0.158816615	0.252896761
1988	0.041757340	0.170521374	0.259362057
1989	0.043481504	0.158007057	0.258556942
1990	0.045934385	0.144134742	0.254450557
1991	0.046451532	0.140830658	0.256426979
1992	0.047980468	0.134366351	0.252968255
1993	0.049635416	0.127679613	0.251074836
1994	0.051333884	0.121911327	0.249478820
1995	0.054375990	0.113434891	0.248485259
1996	0.056693824	0.107124787	0.246113438
1997	0.058899935	0.102407513	0.244643982
1998	0.061066364	0.097733021	0.243327998
1999	0.064278036	0.091197484	0.241284466
2000	0.066914341	0.086146664	0.238750260
2001	0.069886310	0.081602551	0.236583285
2002	0.073548287	0.076358422	0.235110053
2003	0.077457907	0.071797426	0.233627628
2004	0.079452061	0.069490756	0.232703232
2005	0.084806021	0.064143268	0.231622130
2006	0.088787882	0.060346052	0.230633518

〈그림 4-20〉 하수도 공급 공간격차 추이



공간지역격차모형을 부가가치총액에 적용하여 분석한 결과 공간타일계수를 제외한 공간변이계수와 공간지니계수는 기존 변이계수 및 지니계수보다 감소하는 것으로 분석되었다.

공간변이계수를 부가가치총액에 적용하였을 경우, 기존 변이계수보다 매우 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 공간변이계수가 지역간의 연계성에 매우 민감하게 반응하는 것을 의미한다.

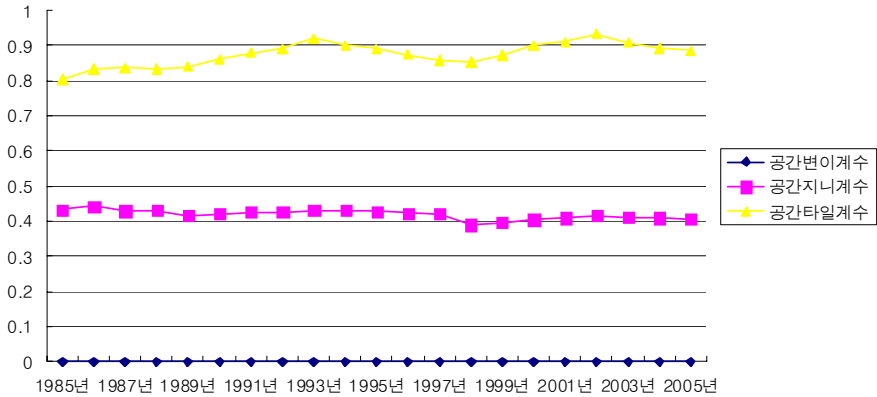
또한, 공간지니계수를 부가가치총액에 적용하였을 경우에는 기존 지니계수보다 1985년에는 16%, 2006년에는 11% 감소하는 것으로 분석되었다.

반면, 공간타일계수는 기존 타일계수보다 144% 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나, 기존 타일계수에서 나타난 증가하는 추세와 유사하게 공간타일계수도 증가하는 추세를 나타내는 것으로 분석되었다.

〈표 4-21〉 부가가치액 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000000083	0.432902277	0.803754932
1986	0.000000072	0.441721281	0.833414907
1987	0.000000064	0.429323228	0.836467723
1988	0.000000057	0.430139113	0.832386396
1989	0.000000053	0.415906479	0.839712998
1990	0.000000048	0.421358407	0.860390621
1991	0.000000043	0.425874939	0.879553147
1992	0.000000040	0.426393445	0.890913568
1993	0.000000036	0.431455520	0.919811288
1994	0.000000033	0.430333473	0.900453146
1995	0.000000029	0.428071869	0.890442636
1996	0.000000028	0.422880830	0.874492539
1997	0.000000027	0.420448694	0.857884645
1998	0.000000031	0.390037224	0.853679901
1999	0.000000029	0.397410493	0.872792814
2000	0.000000027	0.404443711	0.900061054
2001	0.000000025	0.409699908	0.910421461
2002	0.000000024	0.415719340	0.932803369
2003	0.000000024	0.410504185	0.908855212
2004	0.000000023	0.408937609	0.892175483
2005	0.000000023	0.407329313	0.885024215

〈그림 4-21〉 부가가치액 공간격차 추이



부가가치총액을 인구당으로 환산한 1인당 부가가치액에 공간지역격차모형을 적용한 결과 공간타일계수를 제외한 공간지역격차는 감소하는 것으로 분석되었다.

공간변이계수의 분석결과, 1985년의 변이계수 0.5116 대비 동년 공간변이계수는 1.2% 감소한 0.5053으로 분석되었으며, 2006년의 변이계수 0.2969 대비 동년 공간변이계수는 25% 감소한 0.2227로 분석되었다. 또한 기존 변이계수의 분석결과와 유사하게 감소하는 추세를 나타내어 분석 결과가 안정성있는 분석결과를 나타내었다.

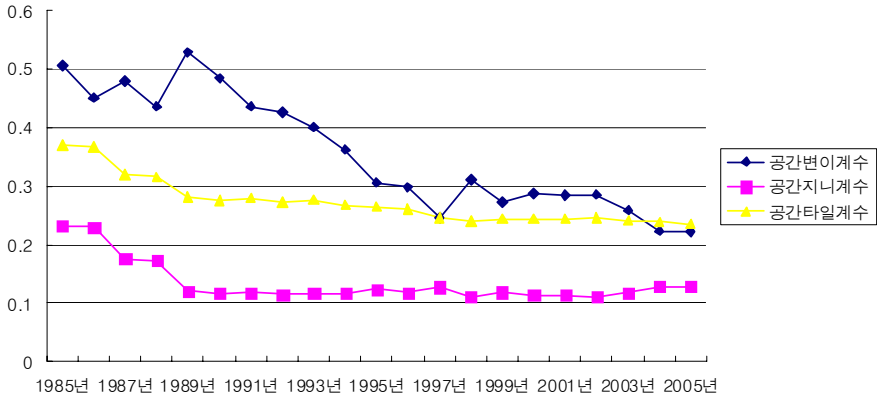
공간지니계수 역시 1985년의 지니계수 0.2786 대비 동년 공간지니계수는 16% 감소한 0.2322로 분석되었으며, 2006년의 지니계수 0.1641 대비 동년 공간지니계수는 21% 감소한 0.1288로 분석되었다. 또한 공간변이계수의 경우와 같이 감소 추세를 나타내는 것으로 나타나 분석 결과가 안정성있는 것으로 분석되었다.

공간타일계수는 공간변이계수 및 공간지니계수의 경우와 같이 지역격차의 정도가 감소하는 것으로 분석되지는 않았지만, 전반적으로 추세가 감소하는 것으로 분석되어 다른 공간지역격차모형과 유사한 함의를 나타내는 것으로 분석되었다.

〈표 4-22〉 지역통합 전 1인당 부가가치 공간격차

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간티일계수
1985	0.505307284	0.232243743	0.370218802
1986	0.451243927	0.230207262	0.366937528
1987	0.479029755	0.175298678	0.31994077
1988	0.435864076	0.17361033	0.315900724
1989	0.527841457	0.121299458	0.281377088
1990	0.484043819	0.116332745	0.275920528
1991	0.435625142	0.118153865	0.27967302
1992	0.426415326	0.114997091	0.272443786
1993	0.400615179	0.116212254	0.276464066
1994	0.36169088	0.116640647	0.267609508
1995	0.305505719	0.12383658	0.2645241
1996	0.298242485	0.117356951	0.260789896
1997	0.245954676	0.127778241	0.245939012
1998	0.31115192	0.110447846	0.240714272
1999	0.271970032	0.119045752	0.24400868
2000	0.287186723	0.114543947	0.243506255
2001	0.284937298	0.113669187	0.244482108
2002	0.285515295	0.111034372	0.24595133
2003	0.258449856	0.117403781	0.24100784
2004	0.223025122	0.128526176	0.239247556
2005	0.222710405	0.128888736	0.234967541

〈그림 4-22〉 지역통합 전 1인당 부가가치 공간격차



중요소생산성에 공간가중행렬을 적용한 공간지역격차모형을 적용하였을 경우에는 1985년부터 1997년까지 대구, 울산, 대전, 광주에 대한 자료 부재로 인하여 공간변이계수 및 공간타일계수는 분석이 불가능하였다. 따라서, 자료가 없는 기간을 제외한 1998년~2006년에 공간변이계수와 공간타일계수를 분석하였으며, 공간지니계수는 기존 연구와 동일한 연구기간을 적용하였다.

분석결과 공간변이계수는 기존 변이계수보다 4배 이상 크게 증가하는 것으로 분석되어 유의미함이 없는 것으로 분석되었다.

반면, 공간지니계수는 1985년 지니계수 0.3943 대비 공간지니계수는 14% 감소한 0.3370으로 나타나 공간적인 특성이 유의미하게 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한, 2005년 지니계수 0.3381 대비 공간지니계수는 27% 감소한 0.2466으로 나타나 역시 공간적인 특성이 유의미하게 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 기존 지니계수가 보인 감소 추세에 유사하게 공간지니계수도 감소 성향을 가지고 있는 것으로 분석되었다.

또한, 공간타일계수 역시 1998년 타일계수 0.2637 대비 공간타일계수는 7% 감소한 0.2386으로 나타났으며, 2005년에는 5% 감소한 0.2466으로 분석되었다.

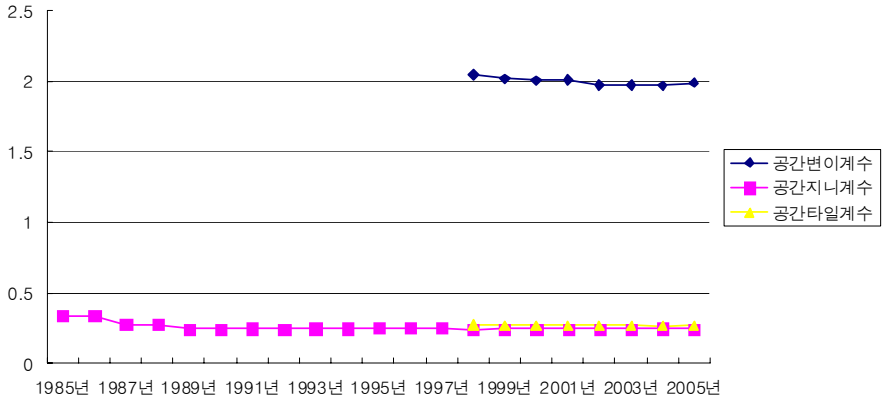
또한 동기간 동안 감소하는 추세를 나타내는 것으로 분석되었다.

〈표 4-23〉 총요소생산성 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	-	0,337021960	-
1986	-	0,337128322	-
1987	-	0,275868619	-
1988	-	0,275704998	-
1989	-	0,244438774	-
1990	-	0,244763262	-
1991	-	0,247267973	-
1992	-	0,246547328	-
1993	-	0,248563153	-
1994	-	0,247419105	-
1995	-	0,251489766	-
1996	-	0,253334497	-
1997	-	0,253558780	-
1998	2,045990001	0,238687733	0,275353560
1999	2,017813367	0,244789910	0,269954681
2000	2,003833725	0,245217200	0,270357236
2001	2,010401026	0,243911857	0,269502002
2002	1,973941267	0,245530767	0,269619741
2003	1,971788724	0,246396798	0,270265498
2004	1,969898063	0,247481667	0,267430400
2005	1,986535339	0,246645899	0,269615191



〈그림 4-23〉 총요소생산성 공간격차 추이



## 제4절 공간적 지역격차 수렴도 측정

공간중속성은 공간자기상관(spatial autocorrelation)으로 표현할 수 있으며, 수식으로 나타내면 다음과 같이 정의된다.

$$y_i = f(y_j) \quad i, j = 1, \dots, n \quad j \neq i$$

여기서,  $y$  : 공간자료

$i, j$  : 공간위치

위의 식에서 공간의 임의의 위치 값은 주변지역의 값들에 영향을 받는다. 자료의 수집단위가 공간적 단위와 연결되어 있고 또한 지역에 살고 있는 주체 행위들이 상호연관성이 있기 때문에 공간자기상관이 발생하게 된다. 특히, 일반적인 시계열 이론에서는 한쪽 방향으로만 영향을 주지만 공간에서는 상호작용으

로 서로 영향을 준다.

공간이질성은 아래 식과 같이 종속변수에 영향을 미치는 회귀계수들이 위치에 따라 다르다는 것을 의미한다. 이는 이산적(discrete)인 경우와 연속적(continuous)인 경우로 나눌 수 있는데 이산적인 경우는 지역별로 다른 영향을 미치는 구조변화를 말한다. 연속적인 경우는 회귀계수가 각 위치마다 다른 값을 가지는 경우로 공간확장모형(spatial expansion method)의 경향면회귀분석(trend surface regression)을 통해서 분석한다.

$$y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

일반공간수렴회귀모형(general spatial convergence regression model)의 일반적인 형태는  $W_2 = 0$  일 때는 공간수렴시차모형(spatial convergence lag model)이 되며  $W_1 = 0$  일 때는 공간수렴오차모형(spatial convergence error model)이 된다.

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \rho W_1 \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha - \lambda \ln(y_{i,t}) + \mu_{i,t}$$

$$\mu = \lambda' W_2 \mu + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim MNV(0, \sigma^2 I_n)$$

공간수렴시차모형(spatial convergence lag model)에서는 종속변수의 값들 사이에 공간종속성이 존재한다. 즉, 하나의 종속변수는 주변지역의 종속변수들에 영향(spill-over effect)을 받고 이는 공간가중치행렬을 통해 구체화 된다. 이 모형의 기본식은 아래와 같다. 우항의 변수,  $\rho WY$ 를 좌항으로 이항한 후 정리를 하면  $Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$ 를 얻을 수 있다.  $(I - \rho W)^{-1}$ 는 공간승수효과(spatial multiplier)를 나타내는 것으로서  $w_{ij} < 1$ 이고  $|\rho| < 1$ 일 때 레온

티에프 확장(Leontief expansion)으로 나타낼 수 있다. 이러한 공간승수는 공간상 호작용에 대한 간접효과 또는 전체 외부효과(global externality or spill-over)를 의미하며, 하나의 시스템에서 모든 지점이 서로 연관되어 있다.<sup>41)</sup> 그러므로 공간 시차모형에서의 회귀계수는  $\beta$ 가 아니라  $\beta \cdot (I - \rho W)^{-1}$  이고 이의 의미는 한 지점의 주택가격은 자기지역의 주변특성의 변화 뿐 아니라 공간가중치 행렬을 통해 다른 지역의 주변특성의 변화에도 영향을 받게 된다.

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \rho W \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha - \lambda \ln(y_{i,t}) + \epsilon_{i,t}$$

$$\epsilon \sim MNV(0, \sigma^2 I_n)$$

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \lambda (1 - \rho W)^{-1} \ln(y_{i,t}) + (1 - \rho W)^{-1} \epsilon_{i,t}$$

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots \approx \frac{1}{1 - \rho}$$

공간수렴오차모형(spatial convergence error model)에서는 모형에 고려하지 않은 변수들 사이에 공간종속성이 있다는 것을 가정한다. 즉, 모형에서 고려하지 않은 독립변수가 주변지역의 독립변수들의 영향을 받게 되고 이는 공간가중치 행렬을 통해 모형에 반영된다. 공간수렴시차모형(spatial convergence lag model)에서 공간승수효과가 전체 변수에 영향을 미치는 점과는 달리 오차항에만 영향을 미치는 것을 알 수가 있다. 공간승수효과도 공간시차모형에서와 마찬가지로  $w_{ij} < 1$ 이고  $|\rho| < 1$ 일 경우에 나타낼 수 있다.

41) Anselin(2001)

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \beta \ln(y_{i,t}) + \mu_{i,t}$$

$$\mu = \lambda' W \mu + \epsilon$$

$$\epsilon \sim MNV(0, \sigma^2 I_n)$$

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \beta \ln(y_{i,t}) + (I - \lambda' W)^{-1} \epsilon_{i,t}$$

$$(I - \lambda' W)^{-1} = I + \lambda' W + \lambda'^2 W^2 + \dots \approx \frac{1}{1 - \lambda'}$$

공간수렴회귀모형은 기존의 최소자승법(ordinary least square)를 사용하게 되면 편의성(bias)이 생기기 때문에 도구변수법(instrumental variables estimation), 최우추정법(maximum likelihood estimation), 2단계최소자승법(two stage least square estimation), 적률추정법(method of moment estimation) 등으로 추정한다. 본 연구에서는 최우추정법을 사용하여 공간수렴정도를 분석하였다. 최우추정법은 우도함수(likelihood function)를 작성하여 이를 최대로 하는 회귀계수를 추정하는 것이다. 하지만 일반적인 우도함수와 달리 공간 특성을 고려한 계량에서의 우도함수는 공간중속성을 고려하기 때문에 이를 고려하여 자코비안(Jacobian)을 작성하여 우도함수에 포함해야 한다.<sup>42)</sup>  $y_i = X_i \beta_i + \epsilon_i$ 의 오차항이 정규분포일 경우, 우도함수와 오차항은 다음과 같다.

$$L(\epsilon_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (\epsilon_i' \epsilon_i)}$$

42) 일반적으로 자코비안(Jacobian)은 변수변환을 할 때 확률밀도함수(Probability Density Function, PDF)의 총합이 1이 되도록 하기 위해 사용한다. 공간시차모형에서는  $J = |I - \rho W|$ 이고 공간오차모형에서는  $J = |I - \lambda' W|$ 로 나타낼 수 있다.

$$\epsilon_{i,t} = \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) - \rho W \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \lambda \ln(y_{i,t})$$

$$\varepsilon = Y - \rho W Y - X \beta$$

이를 우도함수에 적용하고 자코비안<sup>43)</sup>을 포함하여 공간시차모형의 로그 우도함수(log-likelihood function)를 작성하면 다음과 같은 식이 도출되며, 이를 이용하여 로그우도함수를 최대화하는 계수( $\hat{\rho}$ ,  $\hat{\lambda}$ )를 추정하게 된다.

$$\begin{aligned} \ln L = & -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \left( \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) - \rho W \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \lambda \ln(y_{i,t}) \right)' \\ & \left( \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) - \rho W \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \lambda \ln(y_{i,t}) \right) \end{aligned}$$

마찬가지로 공간수렴오차모형의 오차항을 이용하여 공간수렴오차모형의 로그우도함수를 작성하면 다음과 같이 나타난다.

$$\epsilon_{i,t} = (I - \lambda' W) \left( \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) \right)$$

$$\mu = (I - \lambda' W)(Y - X\beta)$$

43) Ord(1975)에 의하면  $\ln |I - \rho W| = \ln \prod_i (1 - \rho w_i) = \sum_i \ln(1 - \rho w_i)$ 로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln L = & -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda' W| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \left( \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) \right)' (I - \lambda' W)' (I - \lambda' W) \\ & \left( \frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) \right) \end{aligned}$$

식(3.14)을 최대화하는 계수(  $\hat{\beta}_{ML}$  )와 분산(  $\hat{\sigma}^2$  )을 구하면 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{ML} &= [(X - \lambda' WX)'(X - \lambda' WX)]^{-1} (X - \lambda' WX)' (Y - \lambda' WY) \\ \hat{\sigma}_{ML}^2 &= (e - \lambda' We)'(e - \lambda' We) / N \end{aligned}$$

다음은 공간자기상관에 대한 검정방법으로서 최소자승법과 공간회귀모형에서의 잔차(residual)를 이용하여 공간자기상관의 유·무를 검정할 수 있는 통계치를 나타내고 있다. Moran's I는 최소자승법에서 잔차가 공간자기상관이 존재하는 지에 대한 검정을 위한 통계치로서 이를 표준화하여 표준정규분포로서 검정하게 된다.

$$\begin{aligned} I &= (N/S_0)(e' W e / e' e) \\ \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} &\sim N(0, 1) \end{aligned}$$

$N$  : 자료수

$e$  : 최소자승법에서의 잔차(  $e = y - X \hat{\beta}_{OLS}$  )

$$S_0 : \sum_i \sum_j w_{ij}$$

또한 공간시차·오차모형에서 공간효과를 제거한 후에 여전히 공간자기상관이 남아있는지를 검정하기 위해 라그랑지 승수(Lagrange multiplier, LM) 방법을 사용하였는데 귀무가설을 각각 “ $H_0 : \rho = 0$ ”과 “ $H_0 : \lambda' = 0$ ”으로 설정하고 이를 검정하기 위한 통계치는 각각 자유도가 1인  $\chi^2$ 분포를 따르게 된다.

$$LM_{lag} = [e' W y / (e' e / N)]^2 / D \sim \chi^2(1)$$

$$D = [ (WX\beta)' (I - X'(X'X)^{-1}X') (WX\beta) / \sigma^2 ] + tr(W^2 + WW)$$

$$LM_{error} = [e' W e / (e' e / N)]^2 / [tr(W^2 + WW)] \sim \chi^2(1)$$

본 연구에서는 지역간의 중심지 거리를 이용하여 공간가중치행렬 ( $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^\alpha$  ( $\alpha = 2$ ))을 작성하였다.

Barro와 Sala-i-Martin의 기존 수렴도 분석을 이용한 <표 4-9>~<표 4-15>의 분석결과와 달리 지역간 공간적 연계성을 고려하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과는 다음 <표 4-24>~<표 4-30>에 나타나 있다. 또한, 기존의 지역격차 수렴모형과 같이 분석기간을 장·중·단기로 나누어서 지역간 공간적인 연계성을 고려했을 때의 기간별 수렴도를 분석하였다.

지역내총생산액의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 수렴속도가 -0.0035에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0067로 수렴속도가 91% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 348% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 기존 모형에서의 수렴속도보다 각각 7% 증가하고, 26% 감소하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 각각 37% 증가하고, 4% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기

존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차 모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 486년, 171년, 269년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 203년, 130년, 160년으로 단축시키는 것으로 분석 되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 86년, 189년, 231년으로 중기를 제외한 단기, 장기에서 소요기간 단축 효과가 나타났다.

지역내총생산액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 1.1471, 1.0804, 1.2514의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 2000, 0.7387, 1.3566의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 크게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.



〈표 4-24〉 기간별 지역내총생산액 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	0.1944***	0.3389***	0.2121	0.1589	0.1871***	0.1579***
$\lambda$	-0.0067	-0.0157***	-0.0105	-0.0072	-0.0085	-0.0059***
$\beta$	0.0005	0.0013	0.0008	0.0005	0.0006	0.0004
$\rho$	0.1283		0.0745		0.2009	
$\lambda'$		0.9995***		-0.3536		0.2629
spillover	1.1471	2000	1.0804	0.7387	1.2514	1.3566
yr, 10% converge	203	86	130	189	160	231
R-square	0.0953	0.4977	0.0731	0.0897	0.1081	0.0941
S.E.	0.0176	0.0132	0.0283	0.0281	0.0158	0.0159
SIC	-75,379	-87,5778	-60,3509	-63,4962	-78,8867	-81,3988
AIC	-77,6967	-89,1231	-62,6686	-65,0414	-81,2044	-82,944
LR	1.2536	10.6799	0.064	0.4367	0.3555	0.0952
Breuch-Pargan	1.1367	0.3576	1.8063	1.5027	0.0318	0.2361

1인당 지역내총생산액의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 수렴속도가 -0.0694에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0584로 수렴속도가 15% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 2% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 기존 모형에서의 수렴속도보다 공간수렴회귀오차모형에서 15% 증가하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 각각 45%, 5% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 중기의 공간수렴회귀시차모형을 제외하곤 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 23년, 325년, 87년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 22년, 129년으로 단기에서는 소요시간을 단축시키는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 19년, 15년, 74년으로 단기, 중기, 장기에서 소요기간 모두 단축시키는 것으로 나타났다.

1인당 지역내총생산액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.9152, 1.1002, 0.8874의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.9119, 0.5838, 0.5208의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 크게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 4-25〉 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	0.1839	0.1962***	0.0271	0.2411***	0.0762***	0.0867
$\lambda$	-0.0584	-0.0676***	0.00004	-0.0832***	-0.0105	-0.0181
$\beta$	0.0046	0.0053	-0.00003	0.0067	0.0008	0.0014
$\rho$	-0.0926		0.0911		-0.1268	
$\lambda'$		-0.0966		-0.7127***		-0.9201***
spillover	0.9152	0.9119	1.1002	0.5838	0.8874	0.5208
yr, 10% converge	22	19	-	15	129	74
R-square	0.4338	0.4140	0.0062	0.0096	0.1096	0.3464
S.E.	0.0155	0.0158	0.0257	0.0257	0.0136	0.0117
SIC	-79.5079	-81.7329	-63.3457	-66.4088	-83.6637	-91.7235
AIC	-81.8256	-83.2781	-65.6634	-67.954	-85.9815	-93.2687
LR	0.5791	0.0315	0.0883	0.3789	0.8049	6.0922***
Breuch-Pargan	0.2581	0.0000	0.0437	2.3333	0.9567	0.1685

지역별 인구의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 수렴속도가 -0.0165에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0155로 수렴속도가 6% 감소하고, 공간수렴회귀오

차모형을 적용했을 때에는 102% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴 속도는 기존 모형에서는 수렴하는데 반해 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형에서는 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 장기인 1985년~2005년에는 각각 15% 감소, 121% 증가하는 것으로 분석되었다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 중기의 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 제외하곤 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 101년, 2,735년, 168년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 87년, 160년으로 소요시간을 단축시키는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 40년, 61년으로 발산하는 중기를 제외한 단기, 장기에서 소요기간이 모두 단축시키는 것으로 나타났다.

인구에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴 속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.9438, 0.5332, 0.8892의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 21.0526, 0.5, 151.5152의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 크게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 4-26〉 기간별 인구 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	0.2331*	0.4795***	-0.0661	-0.0753	0.1304	0.3174***
$\lambda$	-0.0155	-0.0334***	0.0049	0.0054	-0.0085	-0.0221***
$\beta$	0.0012	0.0026	-0.0003	-0.0004	0.0006	0.0017
$\rho$	-0.0595		-0.8753***		-0.1245	
$\lambda'$		0.9525***		-1		0.9934***
spillover	0.9438	21.0526	0.5332	0.5000	0.8892	151.5152
yr, 10% converge	87	40	-	-	160	61
R-square	0.1602	0.4035	0.066	0.3128	0.1585	0.5346
S.E.	0.0296	0.025	0.0121	0.0103	0.0182	0.0135
SIC	-58.8433	-67.4646	-87.7459	-95.249	-74.5584	-86.9398
AIC	-61.161	-69.0098	-90.0636	-96.794	-76.8761	-88.485
LR	0.0137	5.8625***	1.2519	5.9825***	0.0534	9.6623***
Breuch-Pargan	0.8739	0.1212	5.3542***	1.6483	1.7027	0.1853

지역별 노동자수의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 수렴속도가 -0.0113에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0035로 수렴속도가 69% 감소하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 115% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 기존 모형에서는 -0.0092로 수렴하는데 비해 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형에서는 각각 13%, 10% 수렴속도가 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장기인 1985년~2005년에는 각각 0%, 78% 증가하는 것으로 분석되었다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 단기의 공간수렴회귀오차모형과 중기의 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 제외하곤 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 148년, 181년, 175년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 390년, 131년, 141년으로 단기를 제외하고 소요시간을 단축시키

는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 134년, 79년으로 발산하는 단기를 제외한 중기, 장기에서 소요기간이 모두 단축시키는 것으로 나타났다.

노동자 수에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.6875, 1.1149, 1.0의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.5411, 1.7214, 3.7735의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 크게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 4-27〉 기간별 노동자 수 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	0.0879	0.0145	0.1907***	0.1887***	0.1669***	0.2544***
$\lambda$	-0.0035	0.0017	-0.0104***	-0.0101***	-0.0096***	-0.0171***
$\beta$	0.0002	-0.0001	0.0008	0.0007	0.0007	0.0013
$\rho$	-0.4544***		0.1031		0.00001	
$\lambda'$		-0.8479***		0.4191***		0.7350***
spillover	0.6875	0.5411	1.1149	1.7214	1.00001	3.7735
yr, 10% converge	390	-	131	134	141	79
R-square	0.1918	0.1762	0.1972	0.1860	0.2866	0.3084
S.E.	0.0248	0.0251	0.0169	0.0171	0.0139	0.0137
SIC	-64.7039	-67.3219	-76.6951	-79.3339	-82.9583	-86.6248
AIC	-67.0217	-68.8671	-79.0129	-80.8792	-85.2761	-88.1701
LR	1.0673	0.9128	0.4308	0.2971	0.0000	0.8940
Breuch-Pagan	0.1286	1.3842	1.4039	1.6415	2.1989	0.0196

지역별 하수도 공급의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 수렴속도가  $-0.1052$ 에서 공간수렴회귀시차모형과 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는  $0.0215$ 로 발산하는 것으로 분석되었다. 반면, 중기 수렴속도는 기존 모형에서는  $-0.0451$ 로 수렴하는데 비해 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형에서는 각각  $0.2\%$ ,  $0.8\%$  수렴속도가 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장기인 1985년~2005년에는 각각  $21\%$ ,  $9\%$  감소하는 것으로 분석되었다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 단기의 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 제외하곤 기존 수렴모형과 중기에는 증가해서 그리고 장기에는 감소하지만 수렴도는 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과  $10\%$  수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 36년, 99년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 중기에서 29년으로 소요시간을 단축시키는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 29년, 88년으로 발산하는 단기를 제외한 중기, 장기에서 소요기간이 모두 단축시키는 것으로 나타났다.

하수도 공급에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각  $0.63539$ ,  $1.0094$ ,  $0.5488$ 의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는  $0.5583$ ,  $0.6759$ ,  $0.5491$ 의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 크게 나와 안정성 및 적용성이 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다

〈표 4-28〉 기간별 하수도 공급 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	-0.0950	-0.1281	0.2091***	0.2104***	0.0652***	0.0722***
$\lambda$	0.0215	0.0289	-0.0452***	-0.0455***	-0.0133***	-0.0153***
$\beta$	-0.0016	-0.0002	0.0035	0.0035	0.0010	0.0011
$\rho$	-0.5725***		0.0094		-0.8219***	
$\lambda'$		-0.7911***		-0.4795***		-0.8209***
spillover	0.63593	0.5583	1.0094	0.6759	0.5488	0.5491
yr, 10% converge	-	-	29	29	102	88
R-square	0.1152	0.1378	0.9861	0.9863	0.3821	0.3681
S.E.	0.0146	0.0144	0.0013	0.0013	0.0041	0.0042
SIC	-81.6879	-84.9089	-156.857	-160.0206	-122.359	-124.7324
AIC	-84.0057	-86.4541	-159.175	-161.566	-124.677	-126.278
LR	1.0089	1.4573	0.0456	0.4367	2.2214	1.8220
Breuch-Pargan	4.8121***	4.4149***	0.5814	0.2949	2.2721	3.8680***

지역별 부가가치총액의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 발산속도가 0.0014에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 0.0056으로 발산속도가 300% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 204% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 기존 모형에서는 0.0014로 발산하는데 비해 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형에서는 각각 0%, 7% 발산속도가 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장기인 1985년~2005년에는 각각 36%, 26% 발산속도가 감소하는 것으로 분석되었다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 모두 발산하는 것으로 분석되었다. 반면 연구기간 전체를 대상으로 한 장기분석에서는 발산속도가 미세하게 감소하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 장·중·단기 모

두 발산하였으므로 수렴도 향상에 따른 소요기간 분석은 의미가 없는 것으로 나타났다.

부가가치총액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 1.2792, 1.0658, 0.5873의 과급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 15.3139, 0.5003, 0.5538의 과급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 단기와 중기를 제외하고 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 감소하여 안정성 및 적용성이 향상되었고, 공간수렴회귀오차모형 역시 단기를 제외하고 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 4-29〉 기간별 부가가치액 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	-0.0082	0.0147	-0.0005	-0.0021	0.02441***	0.0073
$\lambda$	0.0056***	0.0043***	0.0014***	0.0015***	0.0019***	0.0022***
$\beta$	-0.0004	-0.0003	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001
$\rho$	0.2183***		0.0618		-0.7027***	
$\lambda'$		0.9347***		-0.9987***		-0.7894***
spillover	1.2792	15.3139	1.0658	0.5003	0.5873	0.5588
yr, 10% converge	-	-	-	-	-	-
R-square	0.8172	0.7897	0.3020	0.3338	0.7642	0.6793
S.E.	0.0169	0.0181	0.0148	0.0145	0.0127	0.0148
SIC	-76.7479	-77.5045	-81.0001	-84.5185	-86.1993	-84.095
AIC	-79.0657	-79.0498	-83.3179	-86.0637	-88.517	-85.6409
LR	4.0548***	2.0389	0.0175	0.7633	10.7895***	5.9133***
Breuch-Pagan	0.5237	0.3983	2.5647	2.2469	1.2145	0.7392



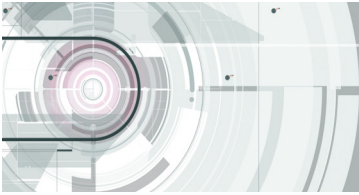
지역별 1인당 부가가치총액의 수렴도를 기간별로 나누어 공간수렴회귀시차 모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 단기의 발산속도가 0.0519에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 0.0476으로 발산속도가 8% 감소하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 16% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 기존 모형에서는 0.0091로 발산하는데 비해 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형에서는 각각 38% 발산속도가 감소하고, 26% 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장기인 1985년~2005년에는 각각 13%, 25% 발산속도가 감소하는 것으로 분석되었다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 모두 발산하는 것으로 분석되었다. 반면 연구기간 전체를 대상으로 한 장기분석에서는 발산속도가 미세하게 감소하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 장·중·단기 모두 발산하였으므로 수렴도 향상에 따른 소요기간 분석은 의미가 없는 것으로 나타났다.

1인당 부가가치액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.8086, 0.6146, 0.7593의 과급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.5916, 1,428.571, 0.5406의 과급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 중기의 공간수렴회귀시차모형을 제외하고 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 감소하여 안정성 및 적용성이 향상되었고, 공간수렴회귀오차모형은 모든 기간에서 안정성 및 적용성이 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 4-30〉 기간별 1인당 부가가치액 수렴도

Model	1985-1995		1995-2005		1985-2005	
	Lag	Error	Lag	Error	Lag	Error
Intercept	0.0190**	0.0161**	0.0114*	-0.0025	0.0155***	0.0132***
$\lambda$	0.0476***	0.0433***	0.0056**	0.0115***	0.0281***	0.0241***
$\beta$	-0.0036	-0.0033	-0.0004	-0.0008	-0.0021	-0.0018
$\rho$	-0.2367**		-0.6270***		-0.3169***	
$\lambda'$		-0.6903***		0.9993***		-0.8496***
spillover	0.8086	0.5916	0.6146	1428.571	0.7593	0.5406
yr, 10% converge	-	-	-	-	-	
R-square	0.8000	0.7516	0.4463	0.4480	0.7724	0.6946
S.E.	0.0167	0.0187	0.0107	0.0107	0.0115	0.0134
SIC	-77.0899	-76.6443	-91.5167	-94.0718	-88.9771	-87.2878
AIC	-79.4077	-78.1895	-93.8345	-95.6171	-91.2948	-88.833
LR	4.24761**	1.0294	2.2651	2.0477	5.5118***	1.0500
Breuch-Pagan	0.0005	0.3022	1.0009	3.4153*	0.0028	0.0724



## 제 5 장 지역경제권 통합의 지역성장격차분석

### 제1절 지역경제권 통합

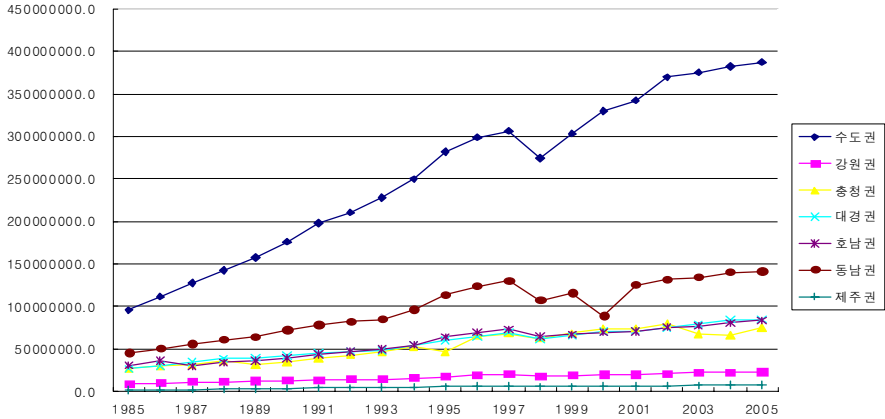
16개 지역에 대해서 지역격차 및 공간지역격차, Barro와 Sala-i-Martin의 수렴 분석 및 공간수렴회귀모형분석을 제4장까지 시행하였다. 본 논문은 16개 지역에 대한 지역격차에 대해 다양한 분석을 시도하여 지역간 격차와 격차의 수렴 정도에 대하여 분석한 후, 16개 지역을 권역별로 통합 후에 지역간 격차 및 격차의 수렴 정도의 변화에 대해서 분석하는 것을 목적으로 하고 있다.

따라서, 16개 지역을 수도권, 강원권, 충청권, 대경권, 호남권, 동남권, 제주권 7개 권역으로 분류하였다. 이중 강원권과 제주권은 하위지역이 없이 자체가 권역으로 설정된 특별권역으로써 통합에 따른 기초분석에서는 사용되지만 제6장 제2절의 권역별 기여도 분석에서는 제외하여 사용하였다.

권역별 통합에 따른 추이는 <그림 5-1>~<그림 5-8>에 나타난 것과 같다.

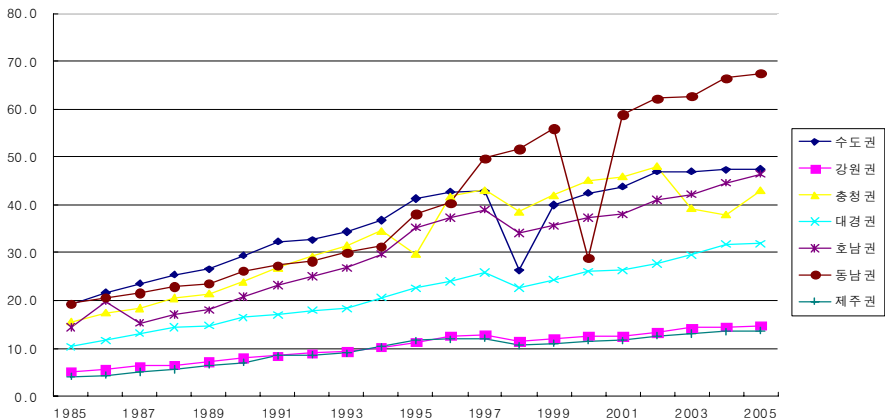
지역통합 후에 지역내총생산의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 318%, 강원권 160%, 충청권 260%, 대경권 216%, 호남권 178%, 동남권 217%, 제주권 272%로 수도권의 지역내총생산이 가장 크게 증가하였으며, 호남권이 가장 낮게 증가하는 것으로 나타났다.

〈그림 5-1〉 지역통합 후 지역내총생산 추이



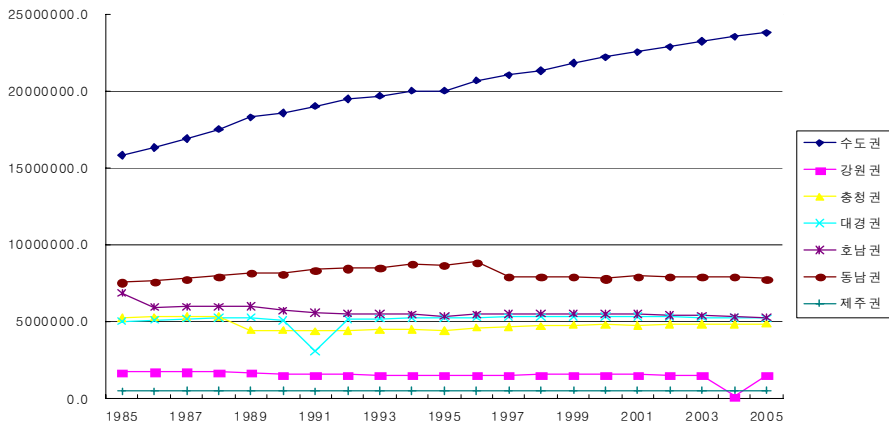
지역통합 후에 1인당 지역내총생산의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 151%, 강원권 195%, 충청권 257%, 대경권 205%, 호남권 230%, 동남권 246%, 제주권 224%로 충청권의 1인당 지역내총생산이 가장 크게 증가하였으며, 인구비중으로 인하여 수도권에 가장 낮게 증가하는 것으로 나타났다.

〈그림 5-2〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 추이



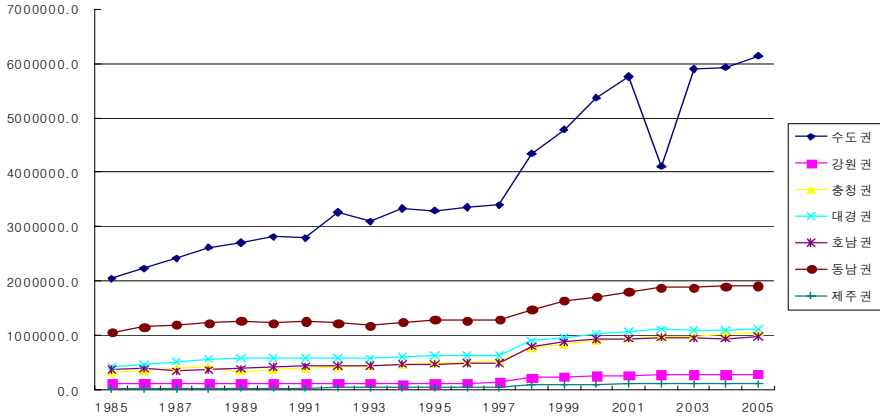
지역통합 후에 인구의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 53%, 강원권 -12%, 충청권 -5%, 대경권 4%, 호남권 -23%, 동남권 5%, 제주권 15%로 수도권의 인구가 가장 크게 증가하였으며, 호남권이 가장 크게 감소한 것으로 나타났다.

〈그림 5-3〉 지역통합 후 인구 추이



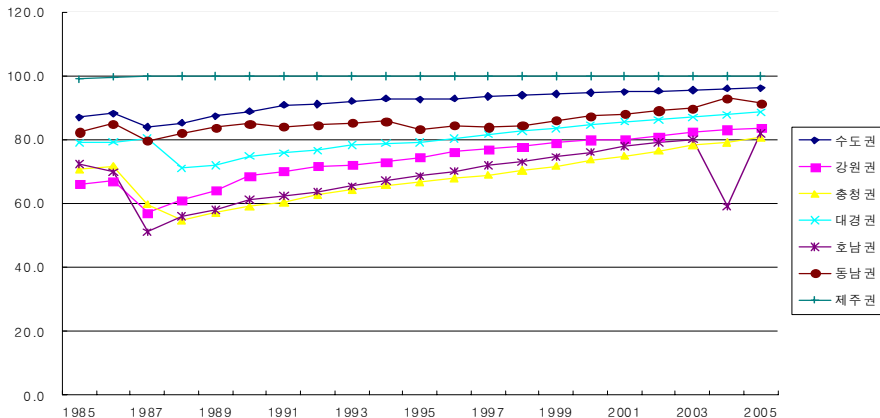
지역통합 후에 노동자 수의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 208%, 강원권 144%, 충청권 231%, 대경권 159%, 호남권 165%, 동남권 85%, 제주권 401%로 최근 특구로 지정되어 레저 및 관광단지가 개발되어 급속도로 관광산업의 비율이 증가한 제주권의 노동자 수가 가장 크게 증가한 것으로 분석되었으며, 수도권 및 충청권의 산업단지로 유입된 노동자로 인하여 노동자 수의 급격한 증가 상태를 나타내고 있다. 또한, 강원권, 대경권, 호남권, 동남권은 상대적으로 작게 증가된 것으로 나타나고 있으며, 이중 동남권의 노동자 수가 가장 작게 증가한 것으로 나타났다.

〈그림 5-4〉 지역통합 후 노동자 추이



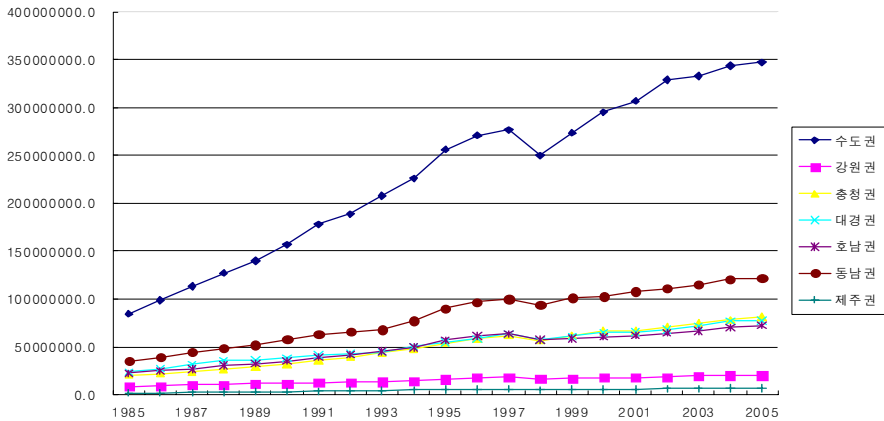
지역통합 후에 하수도 공급 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 11%, 강원권 28%, 충청권 15%, 대경권 13%, 호남권 15%, 동남권 12%, 제주권 1%로 상대적으로 낙후된 지역인 강원권과 호남권의 증가 비율이 가장 높은 것으로 나타났다. 반면, 제주권은 가장 적게 증가한 것으로 나타났다.

〈그림 5-5〉 지역통합 후 하수도 공급 추이



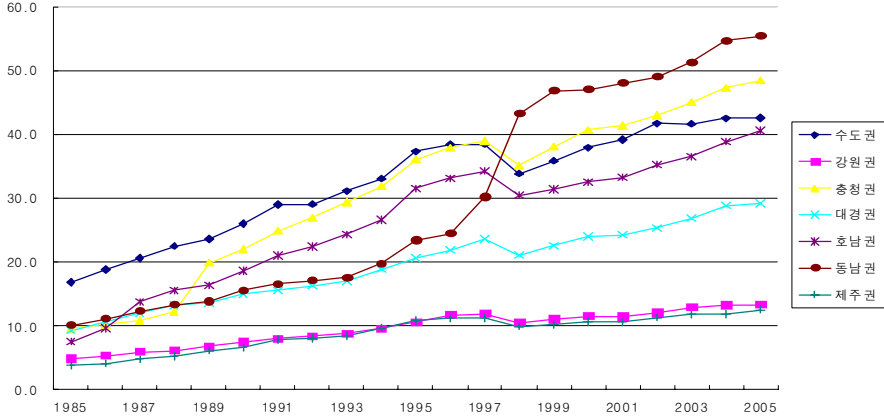
지역통합 후에 부가가치총액의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 311%, 강원권 142%, 충청권 298%, 대경권 224%, 호남권 223%, 동남권 244%, 제주권이 278% 증가한 것으로 나타났다. 이중 수도권이 가장 크게 증가하였고, 증가 비율로는 제주권이 수도권 다음으로 크게 증가한 권역으로 나타났다. 하지만, 총액 기준으로 1985년과 2006년 증가비율이 크게 나타날 뿐, 전체 기간의 증가추이는 다른 권역과 비슷한 것으로 나타났다. 또한, 가장 적게 증가한 권역으로는 강원권이며, 전반적인 추이 역시 다른 권역보다 상대적으로 낮게 나타났다.

〈그림 5-6〉 지역통합 후 부가가치 추이



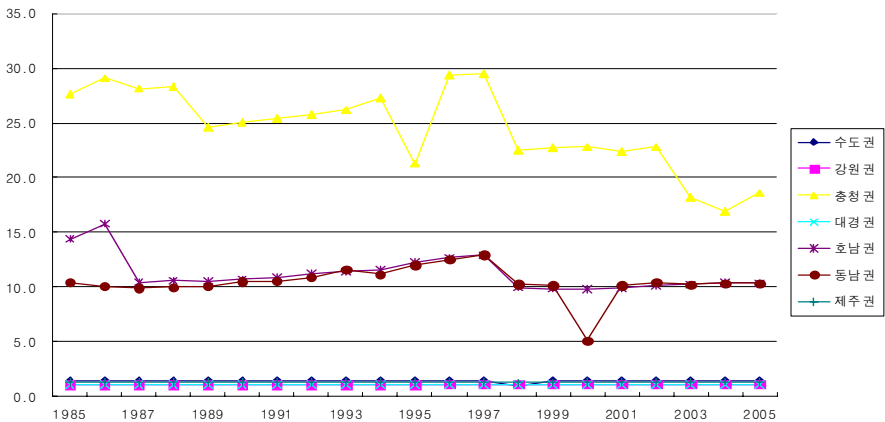
지역통합 후에 1인당 부가가치액의 추이는 1985년 대비 2006년 수도권 153%, 강원권 174%, 충청권 405%, 대경권 213%, 호남권 443%, 동남권 451%, 제주권이 230% 증가한 것으로 나타났다. 이중 동남권과 호남권이 가장 크게 증가하였으나 이는 급격한 인구감소로 인한 상대적인 증가인 것으로 분석되었다. 고, 증가 비율로는 제주권이 수도권 다음으로 크게 증가한 권역으로 나타났다. 또한 제주권도 높은 증가추이를 보였으나, 전반적으로 다른 권역에 비해서 낮은 것으로 나타났으며, 수도권은 급격한 인구이동으로 인해 증가세가 낮게 나타났다.

〈그림 5-7〉 지역통합 후 1인당 부가가치 추이



지역통합 후에 1985년 대비 2006년 총요소생산성의 추이 제주권과 강원권을 제외하고 모두 1%~2% 감소하는 것으로 나타났다. 그러나, 충청권과 호남권은 각각 33%, 28% 총요소생산성이 감소하는 것으로 나타나, 생산액 및 이에 영향을 미치는 노동력 공급이 감소하는 것으로 분석되었다.

〈그림 5-8〉 지역통합 후 총요소생산성 추이





## 제2절 지역경제권 통합에 따른 격차분석

Kanbur(2005)는 EU지역을 대상으로한 연구에서 세분화된 하위 지역의 통합을 통한 지역간 격차는 통합 전보다 통합 후에 증가한다고 주장하였다. 따라서, 본 연구에서는 한반도의 16개 시도를 7개 권역별로 통합한 후, 지역격차의 변화를 살펴보기 위해서 기존 문헌에서 사용된 변이계수, 지니계수, 타일계수, 순위규모계수를 이용하여 지역격차 분석을 시행하였다.

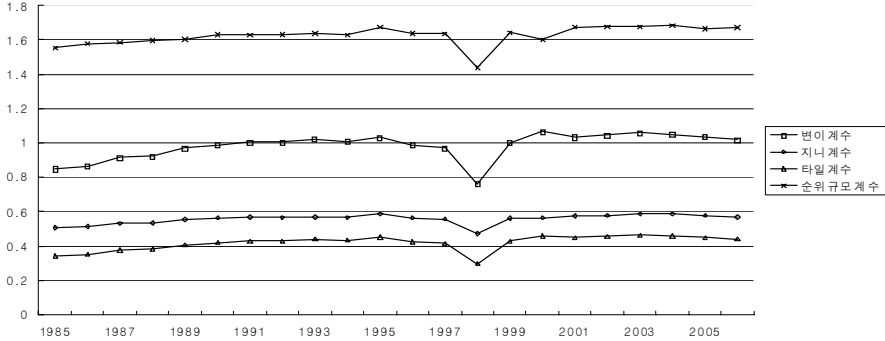
본 연구에서 세분화된 지역인 16개 시도를 권역별로 통합했을 때에는 개개의 지역격차계수는 대체로 증가하는 것으로 분석되었다. 또한, 16개 시도에서의 경우와는 다르게 1985년부터 2006년까지의 권역간 격차는 동기간 16개 시도간 격차보다 안정된 추세를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 권역별로 통합할 때에는 지역간 격차의 불규칙한 추세는 평활되어 감소하나, 통합을 한 후에도 권역간의 격차는 뚜렷하게 나타나는 것으로 분석되었다.

권역별로 통합 후 지역내총생산의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 10.6% 증가하는데 반해 권역간 격차는 20.2% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 2.1% 증가하는데 반해 권역간 격차는 12.2% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 17.9% 증가하는데 반해 권역간 격차는 28.7% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 7.5% 감소하는데 반해 권역간 격차는 7.6% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 5% 증가한데 반해서 통합 후에는 14.8% 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5-1〉 지역통합 후 지역내총생산 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.8493	0.5067	0.3419	1.5532
1986	0.8639	0.5124	0.3506	1.5773
1987	0.9162	0.5329	0.3767	1.5839
1988	0.9232	0.5348	0.3822	1.5973
1989	0.9707	0.5557	0.4070	1.6020
1990	0.9873	0.5637	0.4197	1.6308
1991	1.0035	0.5670	0.4286	1.6279
1992	1.0040	0.5652	0.4291	1.6291
1993	1.0221	0.5689	0.4394	1.6375
1994	1.0093	0.5653	0.4325	1.6276
1995	1.0327	0.5867	0.4509	1.6737
1996	0.9890	0.5626	0.4233	1.6378
1997	0.9712	0.5563	0.4138	1.6340
1998	0.7605	0.4718	0.2962	1.4399
1999	1.0026	0.5620	0.4297	1.6420
2000	1.0653	0.5630	0.4575	1.5992
2001	1.0333	0.5738	0.4496	1.6739
2002	1.0454	0.5778	0.4563	1.6765
2003	1.0582	0.5855	0.4629	1.6754
2004	1.0490	0.5862	0.4588	1.6820
2005	1.0355	0.5764	0.4497	1.6639
2006	1.0188	0.5689	0.4403	1.6718

〈그림 5-9〉 지역통합 후 지역내총생산 격차 추이



반면, 인구수로 보정을 한 1인당 지역내총생산의 권역간 격차도 16개 시도를 대상으로 하여 지역격차를 분석했을 때 나타난 불규칙하고 변동폭이 심한 격차 변화가 일정한 패턴과 변동폭으로 안정화되었다.

권역별로 통합 후 1인당 지역내총생산의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 78.9% 증가하는데 반해 권역간 격차는 2.1% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 636% 증가하는데 반해 권역간 격차는 3.2% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 171% 증가하는데 반해 권역간 격차는 9.1% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 24.6% 감소하는데 반해 권역간 격차는 12.8% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 215% 증가한데 반해서 통합 후에는 6.8% 증가하는 것으로 분석되었다.

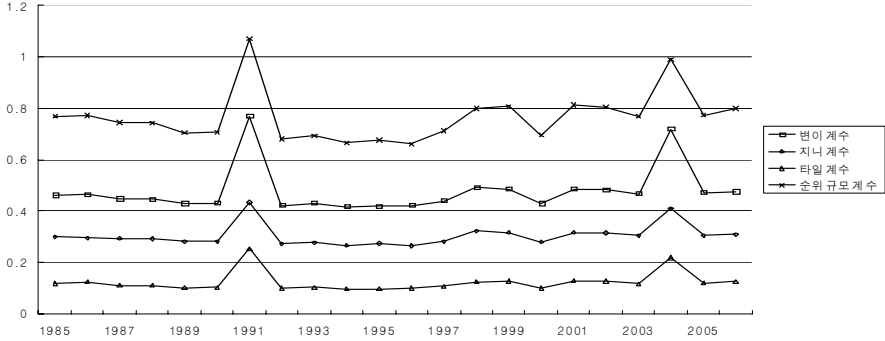
지역내총생산액 총액과는 다르게 전반적으로 권역별 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 적게 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나 이는 격차의 증가비율의 경우일 뿐이며, 전반적인 격차 크기의 절대값은 통합 전보다 상승한 것으로

분석되었다.

〈표 5-2〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.4607	0.3000	0.1192	0.7680
1986	0.4632	0.2956	0.1236	0.7724
1987	0.4468	0.2939	0.1106	0.7446
1988	0.4455	0.2913	0.1113	0.7431
1989	0.4291	0.2813	0.1017	0.7041
1990	0.4293	0.2804	0.1027	0.7061
1991	0.7684	0.4341	0.2540	1.0705
1992	0.4217	0.2716	0.0994	0.6799
1993	0.4296	0.2763	0.1031	0.6930
1994	0.4162	0.2667	0.0968	0.6656
1995	0.4190	0.2730	0.0966	0.6751
1996	0.4215	0.2642	0.0999	0.6606
1997	0.4386	0.2808	0.1080	0.7119
1998	0.4915	0.3222	0.1248	0.7997
1999	0.4850	0.3168	0.1274	0.8068
2000	0.4281	0.2802	0.1002	0.6951
2001	0.4849	0.3172	0.1289	0.8130
2002	0.4819	0.3141	0.1275	0.8042
2003	0.4671	0.3049	0.1170	0.7691
2004	0.7175	0.4085	0.2194	0.9888
2005	0.4718	0.3042	0.1200	0.7735
2006	0.4749	0.3096	0.1254	0.7985

〈그림 5-10〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 격차 추이



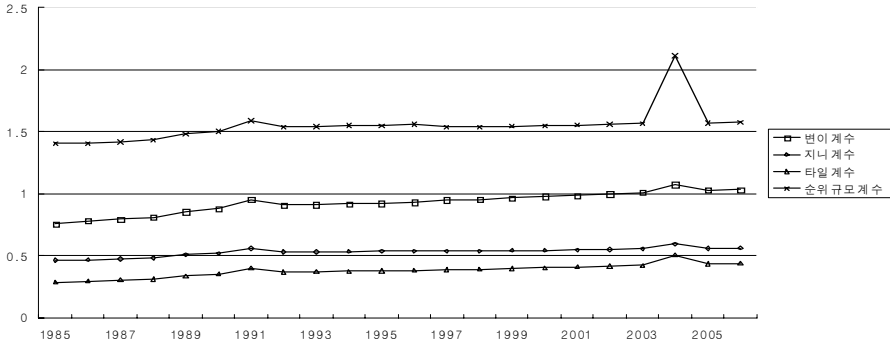
인구수에 관한 격차분석 결과, 노동자수의 권역간 격차는 16개 시도를 대상으로 한 지역격차와 상이한 형태로 나타났으나, 증감폭은 유사한 것으로 분석되었다. 또한 전반적으로 격차의 크기는 상승한 것으로 분석되었다.

권역별로 통합 후 인구수의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 17.2% 증가하는데 반해 권역간 격차는 36.5% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 4.7% 증가하는데 반해 권역간 격차는 21.3% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 25.9% 증가하는데 반해 권역간 격차는 52.6% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 12% 감소하는데 반해 권역간 격차는 12.2% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 8.8% 증가하는데 반해서 통합 후에는 30.7% 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5-3〉 지역통합 후 인구 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.7569	0.4639	0.2876	1.4043
1986	0.7821	0.4702	0.2976	1.4036
1987	0.7952	0.4756	0.3046	1.4166
1988	0.8123	0.4830	0.3141	1.4336
1989	0.8549	0.5088	0.3378	1.4811
1990	0.8803	0.5187	0.3527	1.5034
1991	0.9551	0.5614	0.4002	1.5880
1992	0.9080	0.5311	0.3701	1.5381
1993	0.9121	0.5322	0.3726	1.5404
1994	0.9179	0.5355	0.3770	1.5506
1995	0.9221	0.5366	0.3789	1.5480
1996	0.9298	0.5394	0.3839	1.5589
1997	0.9502	0.5383	0.3907	1.5395
1998	0.9546	0.5391	0.3927	1.5385
1999	0.9666	0.5427	0.3994	1.5445
2000	0.9785	0.5454	0.4057	1.5465
2001	0.9868	0.5499	0.4110	1.5557
2002	0.9969	0.5522	0.4169	1.5587
2003	1.0085	0.5561	0.4238	1.5658
2004	1.0727	0.5975	0.5073	2.1100
2005	1.0291	0.5614	0.4354	1.5702
2006	1.0338	0.5631	0.4389	1.5764

〈그림 5-11〉 지역통합 후 인구 격차 추이



노동자 수에 관한 격차분석 결과, 노동자 수의 권역간 격차는 16개 시도를 대상으로 한 지역격차와 유사한 형태와 증감폭을 나타내는 것으로 분석되었다. 단, 형태와 증감폭은 유사하지만 전반적으로 격차의 크기는 상승한 것으로 분석되었다.

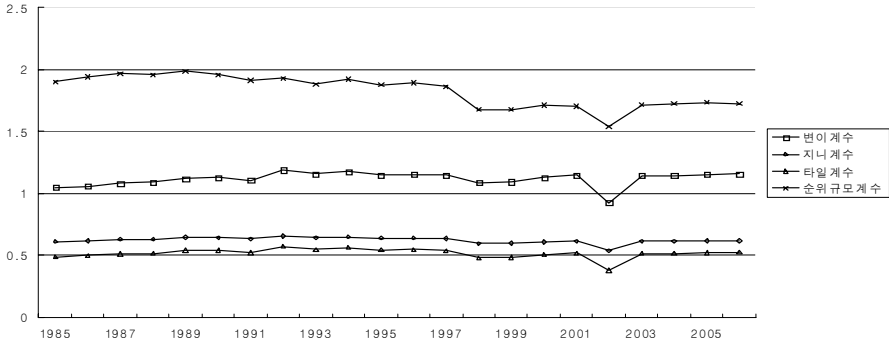
권역별로 통합 후 노동자수의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 2.7% 증가하는데 반해 권역간 격차는 10.5% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 3.8% 감소하는데 반해 권역간 격차는 1.4% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 2.3% 증가하는데 반해 권역간 격차는 8.3% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 14% 감소하는데 반해 권역간 격차는 8.9% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 3.2% 감소하는데 반해서 통합 후에는 2.7% 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5-4〉 지역통합 후 노동자 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	1,0482	0,6126	0,4885	1,8999
1986	1,0586	0,6186	0,4987	1,9410
1987	1,0812	0,6293	0,5138	1,9648
1988	1,0890	0,6305	0,5159	1,9561
1989	1,1195	0,6463	0,5412	1,9846
1990	1,1296	0,6442	0,5417	1,9578
1991	1,1051	0,6339	0,5237	1,9114
1992	1,1885	0,6553	0,5728	1,9280
1993	1,1575	0,6417	0,5486	1,8815
1994	1,1769	0,6495	0,5647	1,9221
1995	1,1473	0,6397	0,5435	1,8785
1996	1,1533	0,6403	0,5468	1,8950
1997	1,1464	0,6356	0,5386	1,8616
1998	1,0879	0,5950	0,4807	1,6782
1999	1,0935	0,5979	0,4849	1,6782
2000	1,1285	0,6086	0,5077	1,7127
2001	1,1478	0,6147	0,5187	1,7025
2002	0,9233	0,5398	0,3813	1,5398
2003	1,1445	0,6150	0,5179	1,7161
2004	1,1423	0,6152	0,5175	1,7261
2005	1,1521	0,6169	0,5236	1,7334
2006	1,1567	0,6179	0,5262	1,7240



〈그림 5-12〉 지역통합 후 노동자 격차 추이



반면, 하수도 공급에 대한 권역간 격차도 16개 시도를 대상으로 하여 지역 격차를 분석했을 때 나타난 격차 형태와 변동폭이 거의 유사한 것으로 분석되었다.

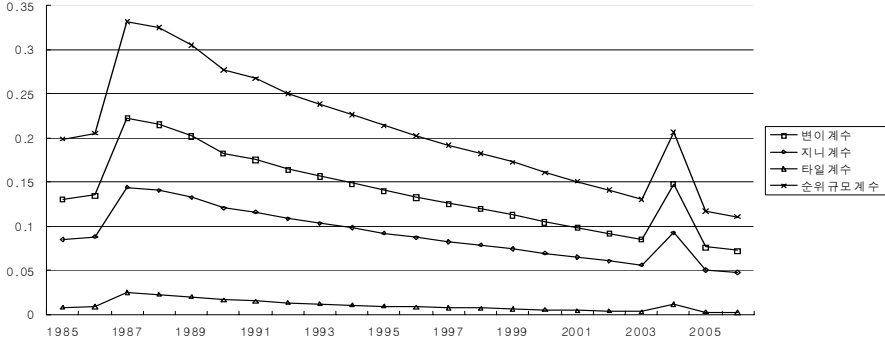
권역별로 통합 후 하수도 공급의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 29.4% 감소하는데 반해 권역간 격차는 44.3% 감소하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 30% 감소하는데 반해 권역간 격차는 43.5% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 30% 감소하는데 반해 권역간 격차는 69% 감소하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 45% 감소하는데 반해 권역간 격차는 44% 감소하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 33.6% 감소한데 반해서 통합 후에는 50.2% 감소하는 것으로 분석되었다.

전반적으로 권역별 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 크게 감소하는 것으로 분석되어 하수도 공급에 대한 격차의 감소가 권역별 통합 후에 보다 뚜렷하게 나타났다.

〈표 5-5〉 지역통합 후 하수도 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.1308	0.0849	0.0084	0.1989
1986	0.1353	0.0881	0.0090	0.2055
1987	0.2229	0.1441	0.0250	0.3317
1988	0.2157	0.1407	0.0229	0.3252
1989	0.2023	0.1324	0.0202	0.3053
1990	0.1825	0.1205	0.0166	0.2768
1991	0.1757	0.1162	0.0153	0.2672
1992	0.1647	0.1086	0.0135	0.2502
1993	0.1569	0.1036	0.0122	0.2383
1994	0.1489	0.0983	0.0110	0.2263
1995	0.1404	0.0922	0.0097	0.2138
1996	0.1329	0.0875	0.0087	0.2026
1997	0.1259	0.0826	0.0078	0.1916
1998	0.1199	0.0787	0.0071	0.1825
1999	0.1131	0.0745	0.0063	0.1726
2000	0.1050	0.0693	0.0055	0.1604
2001	0.0987	0.0650	0.0048	0.1507
2002	0.0924	0.0608	0.0042	0.1412
2003	0.0853	0.0561	0.0036	0.1305
2004	0.1484	0.0927	0.0117	0.2066
2005	0.0767	0.0504	0.0029	0.1171
2006	0.0728	0.0479	0.0026	0.1110

〈그림 5-13〉 지역통합 후 하수도 격차 추이



부가가치 총액에 대한 권역간 격차는 16개 시도를 대상으로 하여 지역격차를 분석했을 때 나타난 형태와 유사하게 일정한 패턴과 변동폭을 나타내는 것으로 분석되었다.

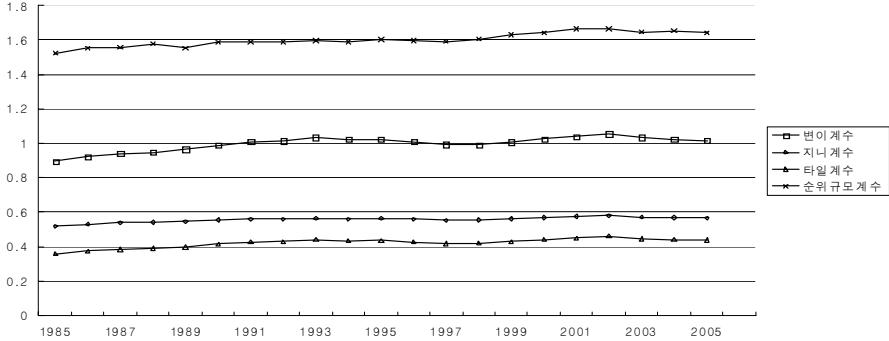
권역별로 통합 후 부가가치 총액의 변이계수는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 1% 감소하는데 반해 권역간 격차는 13.7% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 11.7% 감소하는데 반해 권역간 격차는 9.1% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 5.8% 증가하는데 반해 권역간 격차는 21.9% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2006년 기간 동안 16개 시도의 격차는 1% 증가하는데 반해 권역간 격차는 7.8% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2006년 기간 동안 1.4% 감소하는데 반해서 통합 후에는 13.1% 증가하는 것으로 분석되었다.

전반적으로 권역별 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 크게 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5-6〉 지역통합 후 부가가치 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.8938	0.5173	0.3579	1.5220
1986	0.9216	0.5292	0.3742	1.5534
1987	0.9410	0.5387	0.3845	1.5586
1988	0.9465	0.5416	0.3900	1.5776
1989	0.9647	0.5445	0.3972	1.5531
1990	0.9887	0.5552	0.4140	1.5877
1991	1.0089	0.5601	0.4256	1.5895
1992	1.0126	0.5587	0.4277	1.5888
1993	1.0332	0.5624	0.4398	1.5972
1994	1.0210	0.5601	0.4331	1.5883
1995	1.0212	0.5638	0.4351	1.6034
1996	1.0086	0.5587	0.4274	1.5973
1997	0.9929	0.5519	0.4186	1.5919
1998	0.9904	0.5536	0.4194	1.6056
1999	1.0065	0.5614	0.4302	1.6303
2000	1.0255	0.5669	0.4406	1.6414
2001	1.0381	0.5737	0.4504	1.6643
2002	1.0549	0.5784	0.4595	1.6659
2003	1.0339	0.5711	0.4459	1.6473
2004	1.0220	0.5676	0.4402	1.6535
2005	1.0166	0.5648	0.4364	1.6414

〈그림 5-14〉 지역통합 후 부가가치 격차



반면, 인구수로 보정을 한 1인당 부가가치액의 권역간 격차는 16개 시도를 대상으로 하여 지역격차를 분석했을 때 나타난 불규칙하고 변동폭이 심한 격차변화가 일정한 패턴과 변동폭으로 안정화되었다.

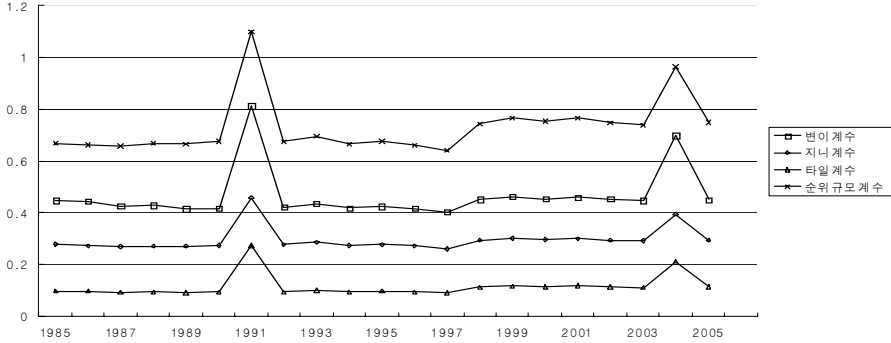
권역별로 통합 후 1인당 부가가치액의 변이계수는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 43.1% 감소하는데 반해 권역간 격차는 0.8% 증가하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 40.7% 감소하는데 반해 권역간 격차는 5.3% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 0.4% 증가하는데 반해 권역간 격차는 17.5% 증가하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 83.3% 증가하는데 반해 권역간 격차는 12% 증가하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2005년 기간 동안 9.8% 증가한데 반해서 통합 후에는 8.9% 증가하는 것으로 분석되었다.

부가가치 총액과는 다르게 전반적으로 권역별 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 적게 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나 이는 격차의 증가비율일 뿐이며, 전반적인 격차의 절대값 크기는 통합 전보다 상승한 것으로 분석되었다.

〈표 5-7〉 지역통합 후 1인당 부가가치 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	0.4466	0.2780	0.0968	0.6678
1986	0.4443	0.2718	0.0973	0.6621
1987	0.4254	0.2691	0.0919	0.6580
1988	0.4283	0.2712	0.0945	0.6684
1989	0.4147	0.2714	0.0910	0.6657
1990	0.4172	0.2736	0.0932	0.6750
1991	0.8123	0.4583	0.2737	1.0995
1992	0.4219	0.2768	0.0945	0.6747
1993	0.4355	0.2851	0.1001	0.6947
1994	0.4189	0.2736	0.0933	0.6647
1995	0.4240	0.2772	0.0964	0.6760
1996	0.4163	0.2716	0.0930	0.6597
1997	0.4027	0.2596	0.0902	0.6405
1998	0.4512	0.2935	0.1122	0.7425
1999	0.4610	0.3018	0.1168	0.7653
2000	0.4537	0.2967	0.1144	0.7537
2001	0.4594	0.3000	0.1178	0.7656
2002	0.4522	0.2934	0.1145	0.7469
2003	0.4462	0.2911	0.1111	0.7387
2004	0.6984	0.3937	0.2098	0.9636
2005	0.4505	0.2928	0.1138	0.7486

〈그림 5-15〉 지역통합 후 1인당 부가가치 격차



반면, 총요소생산성의 권역간 격차는 16개 시도를 대상으로 하여 지역격차를 분석했을 때 나타난 불규칙하고 변동폭이 심한 격차변화가 일정한 패턴과 변동폭으로 안정화되었다.

권역별로 통합 후 총요소생산성의 변이계수는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 13.2% 감소하는데 반해 권역간 격차는 11.2% 감소하는 것으로 분석되었다. 지니계수법을 적용하여 지역격차를 분석하였을 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 15.3% 감소하는데 반해 권역간 격차는 9.9% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 타일계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 3.8% 감소하는데 반해 권역간 격차는 17% 감소하는 것으로 분석되었다. 순위규모계수를 적용하여 분석한 경우에는 1985년~2005년 기간 동안 16개 시도의 격차는 54.5% 증가하는데 반해 권역간 격차는 12.2% 감소하는 것으로 분석되었다. 분석법마다 격차의 증감은 다양하나 평균적으로 통합 전에는 1985년~2005년 기간 동안 5.5% 증가한데 반해서 통합 후에는 12.6% 감소하는 것으로 분석되었다.

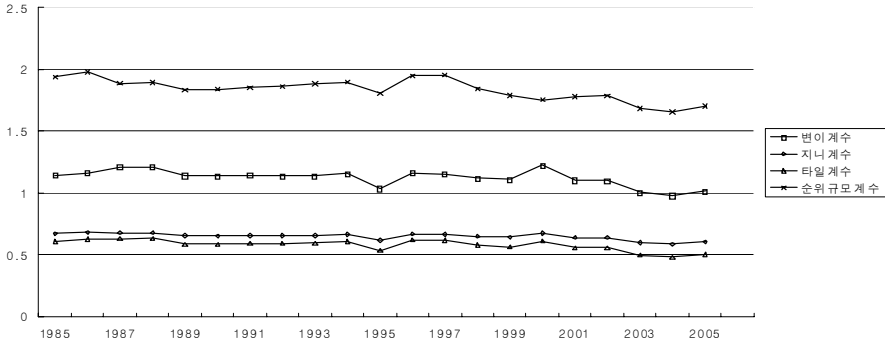
통합 전과 비교해 볼 때 통합 후의 권역별 격차는 1985년~2005년 동안 감소하는 것으로 분석되었으나, 타일계수와 순위규모계수를 제외하고 권역별 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 크게 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5-8〉 지역통합 후 총요소생산성 격차

연도	변이계수	지니계수	타일계수	순위규모계수
1985	1.1441	0.6706	0.6087	1.9387
1986	1.1622	0.6806	0.6257	1.9771
1987	1.2114	0.6775	0.6308	1.8862
1988	1.2115	0.6783	0.6324	1.8939
1989	1.1404	0.6545	0.5858	1.8341
1990	1.1377	0.6535	0.5862	1.8396
1991	1.1424	0.6561	0.5909	1.8514
1992	1.1393	0.6561	0.5920	1.8625
1993	1.1370	0.6570	0.5959	1.8844
1994	1.1590	0.6646	0.6085	1.8975
1995	1.0352	0.6188	0.5360	1.8024
1996	1.1607	0.6684	0.6203	1.9484
1997	1.1540	0.6666	0.6182	1.9526
1998	1.1196	0.6489	0.5809	1.8419
1999	1.1104	0.6419	0.5632	1.7893
2000	1.2241	0.6759	0.6118	1.7535
2001	1.1017	0.6384	0.5569	1.7782
2002	1.1003	0.6386	0.5573	1.7847
2003	1.0061	0.5999	0.4972	1.6845
2004	0.9772	0.5867	0.4800	1.6538
2005	1.0143	0.6040	0.5047	1.7019



〈그림 5-16〉 지역통합 후 중요소생산성 격차 추이



### 제3절 공간적 지역격차 분석

공간지역격차모형을 적용하여 1985년부터 2006년까지 7개 권역에 대한 지역 격차를 분석한 결과, 전반적으로 권역간 격차가 기존의 지역격차모형에 의한 권역별 격차보다 크게 감소하는 것으로 나타났다.

지역내총생산에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 유사한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다. 단, 공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 감소하여 거의 0에 가까워지는 것을 관측할 수 있었다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 19%~22% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 70% 정도 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

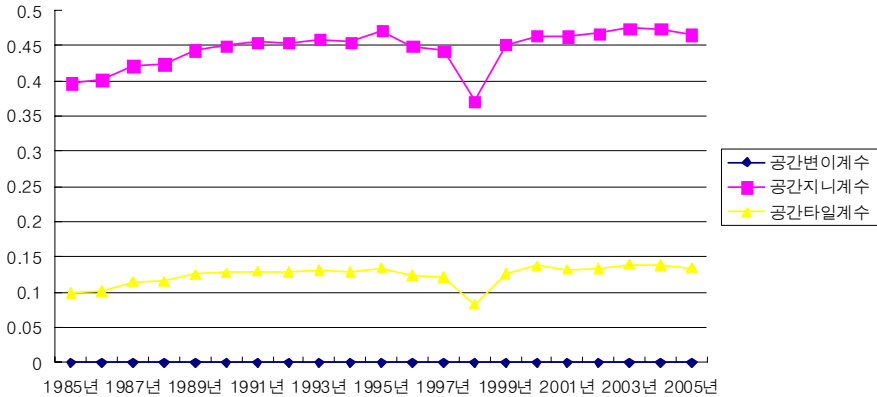
따라서, 지역내총생산을 변수로 사용하여 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 기존 지니계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계수는 권역의 공

간접인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

〈표 5-9〉 지역통합 후 지역내총생산 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000000035	0.396529147	0.099044826
1986	0.000000030	0.401731796	0.101322829
1987	0.000000026	0.421123393	0.114855377
1988	0.000000023	0.423831021	0.115329174
1989	0.000000021	0.443571713	0.125566186
1990	0.000000019	0.450491981	0.127587072
1991	0.000000017	0.455159848	0.129532554
1992	0.000000016	0.454257208	0.128621674
1993	0.000000014	0.459426013	0.130825221
1994	0.000000013	0.455352561	0.128707911
1995	0.000000012	0.471698577	0.134546249
1996	0.000000011	0.449300503	0.123552602
1997	0.000000011	0.443095131	0.120740092
1998	0.000000018	0.371893359	0.082982108
1999	0.000000011	0.452063514	0.126162404
2000	0.000000010	0.464140475	0.137481384
2001	0.000000010	0.463217851	0.131890819
2002	0.000000009	0.467199409	0.133654992
2003	0.000000009	0.474761041	0.139245314
2004	0.000000009	0.474158433	0.138641177
2005	0.000000008	0.465700224	0.134296518
2006	0.000000008	0.456812736	0.127676833

〈그림 5-17〉 지역통합 후 지역내총생산 공간격차 추이



1인당 지역내총생산에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 상이한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다.<sup>44)</sup> 그러나, 전반적으로 기존 권역격차모형에 따른 격차 결과보다는 감소된 격차결과를 나타내었다.

공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 63%~89% 감소한 것으로 나타났다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 20%~33% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 96% 정도 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계

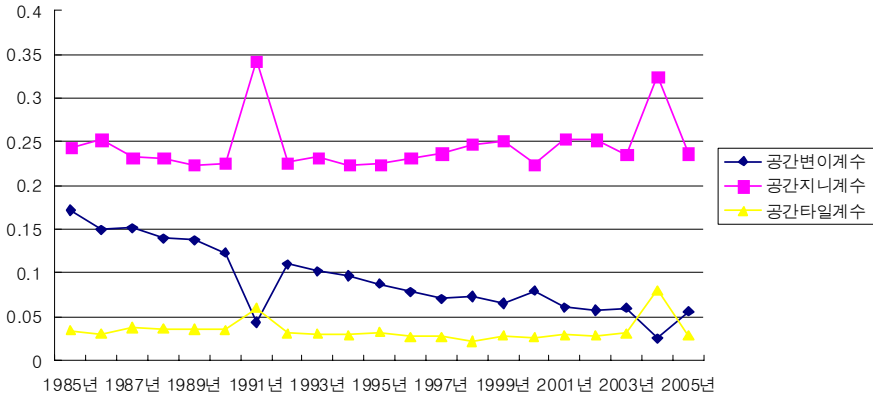
44) 특히, 공간지니계수와 공간변이계수는 상반되는 격차추이를 나타내었다. 그러나, 이는 격차 범위가 0.05 단위로 구분되어지는 것으로써, 기존의 0.1단위 편차 0.2보다는 작은 분포를 이루고 있다. 따라서, 추세방향은 반대이나, 이는 짧은 기간의 자료를 이용하여 분석하였기 때문인 것으로 판단된다.

수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

〈표 5-10〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.172040320	0.243060083	0.034884685
1986	0.149232317	0.252288312	0.030632442
1987	0.151304492	0.231991674	0.038197355
1988	0.139538345	0.231786015	0.036570613
1989	0.137999046	0.224049846	0.036106510
1990	0.123608529	0.225559201	0.035111324
1991	0.043676727	0.342330483	0.060051383
1992	0.109979371	0.226284931	0.031281670
1993	0.102081296	0.231955106	0.030599758
1994	0.096858634	0.224058927	0.029290279
1995	0.087952920	0.224140302	0.032457408
1996	0.078790736	0.231332392	0.027582756
1997	0.070703862	0.236750094	0.027455809
1998	0.072891664	0.247379476	0.022075087
1999	0.065262459	0.250670793	0.029005793
2000	0.080122251	0.224523708	0.026785408
2001	0.060832636	0.252929780	0.029175260
2002	0.057593419	0.252568419	0.029157456
2003	0.060384674	0.235316836	0.031563837
2004	0.025185842	0.324582224	0.080745920
2005	0.056052609	0.236908644	0.029121514
2006	0.052843502	0.249754923	0.025985377

〈그림 5-18〉 지역통합 후 1인당 지역내총생산 공간격차 추이



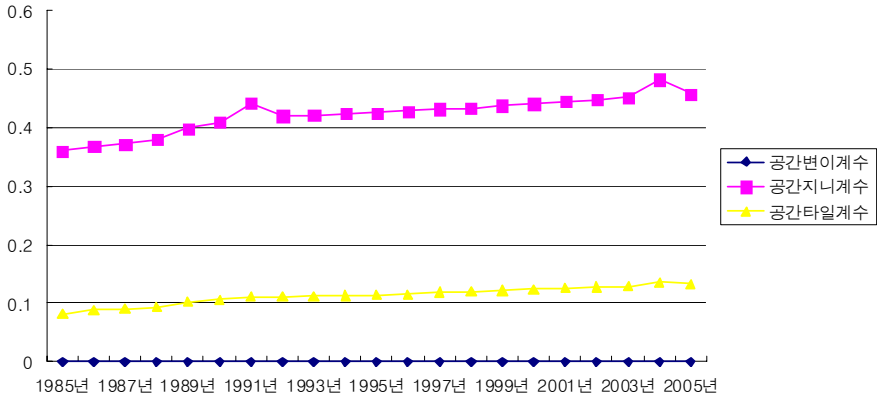
권역별 인구에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 유사한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다. 단, 공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 감소하여 거의 0에 가까워지는 것을 관측할 수 있었다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 19%~21% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 69%~71% 정도 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 권역별 인구를 변수로 사용하여 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 기존 지니계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

〈표 5-11〉 지역통합 후 인구 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000000216	0.360366745	0.081563421
1986	0.000000210	0.367482255	0.088036400
1987	0.000000202	0.372473580	0.090262139
1988	0.000000194	0.379497575	0.093222582
1989	0.000000184	0.398999003	0.102280684
1990	0.000000180	0.408586897	0.106068987
1991	0.000000172	0.442036821	0.111077113
1992	0.000000171	0.419936182	0.111392787
1993	0.000000169	0.421357020	0.112108675
1994	0.000000166	0.423891931	0.113064096
1995	0.000000166	0.425510458	0.114399862
1996	0.000000160	0.428069761	0.115115208
1997	0.000000158	0.432338149	0.119029438
1998	0.000000156	0.433496147	0.119684194
1999	0.000000152	0.437475910	0.121763887
2000	0.000000150	0.441047482	0.123913189
2001	0.000000147	0.444620447	0.125530259
2002	0.000000145	0.447613469	0.127131131
2003	0.000000142	0.451538281	0.129137925
2004	0.000000137	0.481703278	0.135714424
2005	0.000000139	0.457848156	0.132824580
2006	0.000000136	0.459427739	0.133404917

〈그림 5-19〉 지역통합 후 인구 공간격차 추이



권역별 노동자 수에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 유사한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다. 단, 공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 감소하여 거의 0에 가까워지는 것을 관측할 수 있었다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 16%~17% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 69%~71% 정도로 권역별 인구에 대한 공간타일계수와 같은 정도로 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

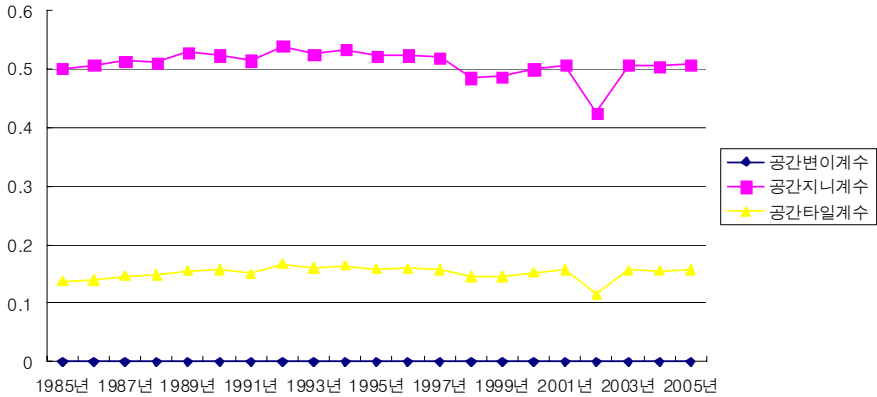
따라서, 권역별 노동자 수를 변수로 사용하여 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 기존 지니계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 공간변이계수는 편차가 매우 크게 나타났으며, 공간타일계수는 일반적으로 약 50% 정도 감소한 것으로 분석되었다.

〈표 5-12〉 지역통합 후 노동자 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000001523	0.500556523	0.137385082
1986	0.000001390	0.506622670	0.139495233
1987	0.000001286	0.513263882	0.146041381
1988	0.000001193	0.510889715	0.148126394
1989	0.000001146	0.528507380	0.155749615
1990	0.000001110	0.523127879	0.156779453
1991	0.000001123	0.514698006	0.150932351
1992	0.000000961	0.539515287	0.167562853
1993	0.000001022	0.525646596	0.160642262
1994	0.000000945	0.533155361	0.164064909
1995	0.000000957	0.522366419	0.158261084
1996	0.000000942	0.523097898	0.159114540
1997	0.000000932	0.519200234	0.15753029
1998	0.000000746	0.484827398	0.145391706
1999	0.000000676	0.487569866	0.146014316
2000	0.000000601	0.499444633	0.152824783
2001	0.000000558	0.507025672	0.156973552
2002	0.000000801	0.425203804	0.114946301
2003	0.000000545	0.506099387	0.156117195
2004	0.000000542	0.505111709	0.155342219
2005	0.000000523	0.507425306	0.156888590
2006	0.000000510	0.509019845	0.157174502



〈그림 5-20〉 지역 통합 후 노동자 공간격차 추이



하수도 공급에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 상이한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다.<sup>45)</sup> 그러나, 전반적으로 기존 권역격차모형에 따른 격차 결과보다는 감소된 격차결과를 나타내었다.

공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 1985년에는 26% 감소한 것으로 나타났으나, 2006년에는 118% 증가한 것으로 나타났다. 반면, 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 3.8%~14% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수는 2006년으로 갈수록 약 67% 정도 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 다른 변수의 결과와 유사하게 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면

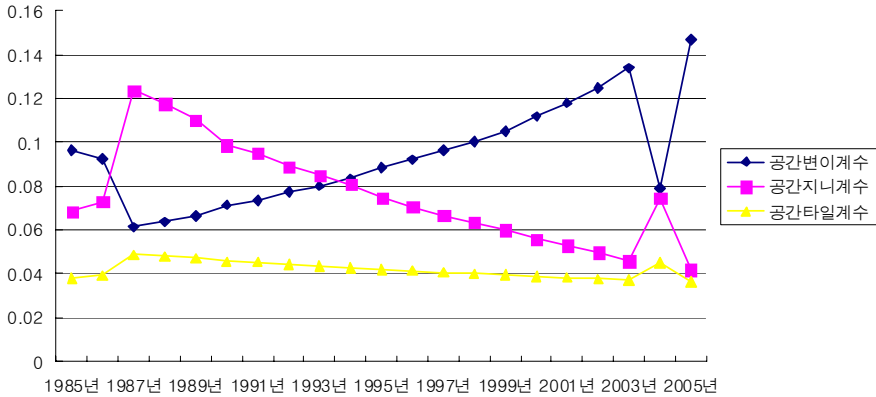
45) 이는 1인당 지역내총생산에서와 같은 이유로써, 권역격차 범위가 0.02 단위로 구분되어지는 것으로써, 기존의 0.05단위 편차 0.15보다는 작은 분포를 이루고 있다. 따라서, 추세방향은 반대이나, 이는 짧은 기간의 자료를 이용하여 분석하였기 때문인 것으로 판단된다.

공간변이계수와 공간타일계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났다.

〈표 5-13〉 지역통합 후 하수도 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.096198791	0.068495584	0.038009500
1986	0.092258017	0.072858214	0.039244804
1987	0.061385599	0.123640544	0.048703986
1988	0.063646926	0.117441428	0.048059171
1989	0.066270983	0.110173793	0.047114953
1990	0.071337080	0.098570630	0.045655622
1991	0.073302354	0.094916981	0.045288254
1992	0.077232590	0.088855798	0.044372420
1993	0.080056955	0.085012875	0.043531775
1994	0.083420956	0.080660115	0.042718807
1995	0.088257496	0.074603066	0.041921357
1996	0.092138991	0.070586562	0.041388412
1997	0.096373210	0.066596627	0.040651998
1998	0.100228192	0.063537740	0.040147129
1999	0.105022917	0.060069486	0.039590358
2000	0.111762215	0.055996080	0.038900304
2001	0.117920056	0.052870793	0.038141622
2002	0.124782999	0.049707396	0.037630880
2003	0.133871528	0.045891588	0.037229740
2004	0.078855037	0.074412701	0.045095758
2005	0.146546860	0.041809083	0.036571280
2006	0.153231920	0.039846435	0.036203642

〈그림 5-21〉 지역통합 후 하수도 공간격차 추이



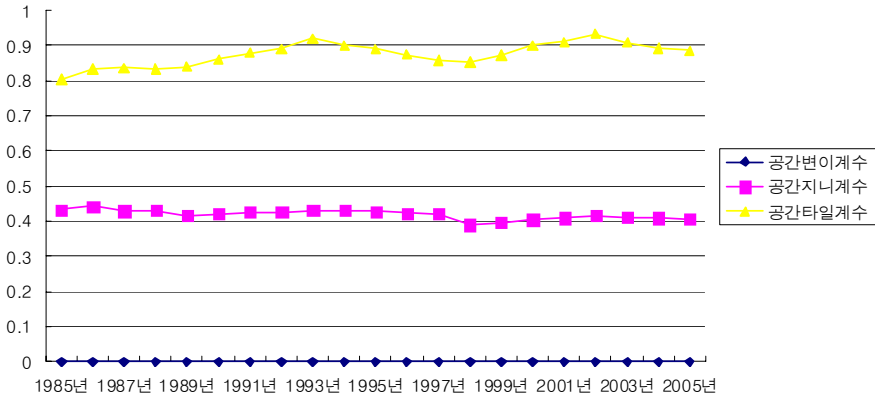
권역별 부가가치 총액에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 매우 유사한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다. 단, 공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 감소하여 거의 0에 가까워지는 것을 관측할 수 있었다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 18%~19% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 68%~69% 정도로 권역별 인구 및 노동자 수에 대한 공간타일계수와 매우 유사한 정도로 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 부가가치 총액을 변수로 사용하여 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수와 공간타일계수가 기존 지니계수 및 타일계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 매우 크게 나타나는 것으로 분석되었다.

〈표 5-14〉 지역통합 후 부가가치 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.000000040	0.411262743	0.111852085
1986	0.000000034	0.421909660	0.117564454
1987	0.000000029	0.429478774	0.122421435
1988	0.000000026	0.432147694	0.122602141
1989	0.000000024	0.437193575	0.125009800
1990	0.000000021	0.446673145	0.128308797
1991	0.000000019	0.453078584	0.130839311
1992	0.000000017	0.453303300	0.130484631
1993	0.000000016	0.458913751	0.132980678
1994	0.000000015	0.455545742	0.131206388
1995	0.000000013	0.457150563	0.130361456
1996	0.000000012	0.452192153	0.127856969
1997	0.000000012	0.446620148	0.125672234
1998	0.000000013	0.446788184	0.124805965
1999	0.000000012	0.452636939	0.127734461
2000	0.000000011	0.458448993	0.131363003
2001	0.000000011	0.464009410	0.133583196
2002	0.000000010	0.468989487	0.136304789
2003	0.000000010	0.461562535	0.132798201
2004	0.000000010	0.457940594	0.130728767
2005	0.000000009	0.455431789	0.129044250

〈그림 5-22〉 지역통합 후 부가가치 공간격차 추이



1인당 부가가치에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 상이한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다.<sup>46)</sup> 그러나, 전반적으로 기존 권역격차모형에 따른 격차결과보다는 34%~60% 감소된 격차결과를 나타내었다.

공간변이계수의 경우에는 공간가중치행렬로 인하여 매우 크게 권역격차가 1985년에는 42% 감소한 것으로 나타났으나, 2005년에는 85% 감소한 것으로 나타났다. 반면, 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 18%~21% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수는 약 39%~76% 정도 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

따라서, 다른 변수의 결과와 유사하게 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간변이계수와 공간지니계수가 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간타일계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는

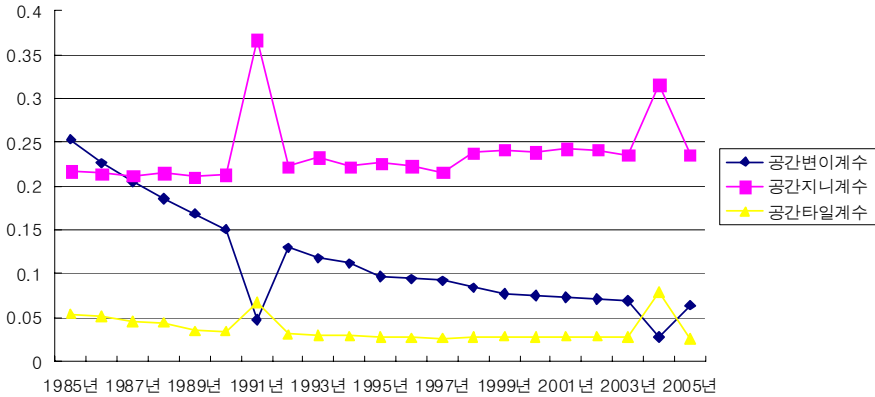
46) 그러나, 이는 격차의 범위가 0에서 0.4까지로 매우 작게 설정이 되어서 연도별 격차의 증감형태가 크게 나타나 두각된 것으로 판단이 되며, 범위를 크게 설정하였을 때에는 격차의 증감폭은 그리 크게 나타나지 않았다.

지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

〈표 5-15〉 지역통합 후 1인당 부가가치 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.253273686	0.217203887	0.054124264
1986	0.225992577	0.214725532	0.052024321
1987	0.205192423	0.211380381	0.046021782
1988	0.185638062	0.214906505	0.044538316
1989	0.168611053	0.210534976	0.035300154
1990	0.150977768	0.213054955	0.034614893
1991	0.047510620	0.366709332	0.067252924
1992	0.129537671	0.222111619	0.030978801
1993	0.117783146	0.232526426	0.030389213
1994	0.111908516	0.222447951	0.029166668
1995	0.096969556	0.226406477	0.027846137
1996	0.094111346	0.222925867	0.027620321
1997	0.092141166	0.215851751	0.026683704
1998	0.084254716	0.238129442	0.028002140
1999	0.077506345	0.241074544	0.028560450
2000	0.075524863	0.238894587	0.028356790
2001	0.073230688	0.242678117	0.028682823
2002	0.071170615	0.240807023	0.028742772
2003	0.069386832	0.235210146	0.027805503
2004	0.028142781	0.315536920	0.079315378
2005	0.064216054	0.235751204	0.025815338

〈그림 5-23〉 지역통합 후 1인당 부가가치 공간격차 추이



권역별 총요소생산성에 대하여 공간권역격차분석을 시행한 결과, 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수는 기존의 변이계수, 지니계수, 타일계수를 이용한 권역간 격차와 매우 유사한 패턴으로 증감폭이 형성되는 것을 관측할 수 있었다. 또한, 공간적인 특성을 고려할 때에는 전반적으로 63%~66% 권역간 격차가 감소하는 것으로 나타났다.

단, 공간변이계수의 경우에는 84%~90% 감소한 권역격차를 보이는 것으로 나타났다. 또한 공간지니계수의 분석결과도 기존 지니계수의 결과보다 약 10%~14% 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 끝으로 공간타일계수 역시 약 93%~94% 정도로 감소한 권역격차를 나타내는 것으로 분석되었다.

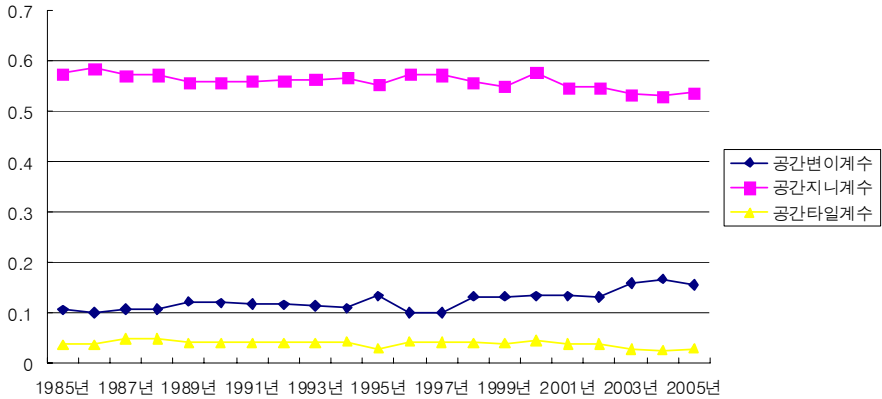
따라서, 총요소생산성을 변수로 사용하여 공간가중행렬을 적용하는 경우에는 공간지니계수가 기존 지니계수와 비교하여 볼 때 가장 적합한 추세와 감소치를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면 공간변이계수와 공간타일계수는 권역의 공간적인 특성을 이용했을 경우에는 지역격차가 감소할 것이라는 가정에는 부합되는 것으로 나타났으나, 편차가 크게 나타나는 것으로 분석되었다.

〈표 5-16〉 지역통합 후 총요소생산성 공간격차 분석결과

연도	공간변이계수	공간지니계수	공간타일계수
1985	0.106716783	0.575144487	0.037228484
1986	0.100576466	0.585431550	0.037551377
1987	0.108233072	0.571664706	0.049492406
1988	0.107398334	0.572558483	0.049385553
1989	0.122588283	0.557629700	0.041435259
1990	0.120236139	0.558303211	0.041429958
1991	0.118328576	0.560216050	0.041733055
1992	0.116455070	0.561228236	0.041264986
1993	0.113986804	0.563541033	0.041368230
1994	0.110076539	0.567328261	0.043165922
1995	0.133949281	0.553503934	0.029904764
1996	0.101298493	0.573067431	0.043170921
1997	0.100595255	0.572764479	0.042518805
1998	0.132603729	0.558246162	0.040611371
1999	0.132362867	0.549429582	0.039639275
2000	0.134021047	0.578078215	0.045210309
2001	0.134278660	0.547139347	0.038750655
2002	0.131561387	0.547474781	0.038491686
2003	0.159686931	0.534134647	0.028850376
2004	0.168060968	0.530675659	0.026081068
2005	0.155895910	0.537124705	0.029472458



〈그림 5-24〉 지역통합 후 중요소생산성 공간격차 추이



## 제4절 지역통합 후 지역격차 수렴도 분석

16개 지역을 7개 권역으로 통합 후 지역내총생산액의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가  $-0.0017$ 에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는  $-0.0021$ 로 수렴속도가 23% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 94% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 발산속도는 일반수렴회귀모형에서의 발산속도보다 각각 15% 감소하고, 7% 증가하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 발산정도가 각각 700%, 900% 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 수렴 및 발산하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 433년을 공

간수렴회귀시차모형의 경우 350년으로 단축시키는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우 223년으로 중기, 장기를 제외한 단기에서 소요기간 단축 효과가 나타났다.

지역내총생산액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 수렴속도 향상 및 소요기간 단축 외에 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.677, 1.0567, 0.644의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.6503, 0.9878, 0.6488의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 작게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았지만, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-17〉 지역통합 후 기간별 지역내총생산액 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0.1131	0.159**	0.1392*	0.0060	0.0078	0.0046	0.0550	0.0746*	0.0402
$\lambda$	-0.0017	-0.0021	-0.0033	0.0013	0.0011	0.0014	0.0001	0.0008	0.0010
$\beta$	0.0002	0.0003	0.0005	-0.0002	-0.0002	-0.0002	0	-0.0001	-0.0001
$\rho$		-0.4771**			0.0537			-0.5527*	
$\lambda^-$			-0.5378*			-0.0124			-0.5414**
spillover		0.677	0.6503		1.0567	0.9878		0.644	0.6488
yr, 10% converge	433.4686	350.8328	223.123	-	-	-	-	-	-
R-square	0.0110	0.4037	0.4553	0.0375	0.0425	0.0377	0.0003	0.4637	0.4655
S.E.	0.0223	0.0146	0.0140	0.0079	0.0079	0.0079	0.0080	0.0059	0.0059
SIC	-31.8043	-32.2092	-37.2493	-43.8713	-41.9481	-46.7097	-43.6668	-44.408	-49.2938
AIC	-31.6961	-32.0469	-37.1411	-43.7631	-41.7859	-46.6016	-43.5586	-44.245	-49.1856
J-B	0.9379			1.1351			0.9409		
LR		2.3507	5.4450***		0.0227	2.8384*		2.6871*	5.6269**
Breuch-Pargan	0.0024	0.2811	0.1239	0.0093	0.0067	0.0113	0.0680	0.6287	0.8364

1인당 지역내총생산액의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가 -0.0147에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0131로 수렴속도가 10% 감소하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 22% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 발산속도는 일반수렴회귀모형에서의 발산속도보다 각각 1%씩 증가하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 수렴도 정도가 각각 56%, 100% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서, 1인당 지역내총생산액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 수렴 및 발산하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간인 기존 49년, 320년을 공간수렴회귀시차모형의 경우 55년, 737년으로 증가시켜 의미가 없는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우에도 소요기간 단축 효과는 나타나지 않는 것으로 분석되었다.

1인당 지역내총생산액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 1.5427, 1.0854, 1.9826의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 1.737, 1.1278, 2.0525의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 비슷하거나 작게 나와 안정성 및 적용성이 그리 크게 나타나진 않았음에도 불구하고 단기의 경우에는 보다 적합한 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-18〉 지역통합 후 기간별 1인당 지역내총생산액 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,1151***	0,0828***	0,1071***	0,0002	-0,0025	-0,0002	0,0606***	0,0301**	0,0554***
$\lambda$	-0,0147*	-0,0131***	-0,0114***	0,0094	0,0095	0,0095	-0,0023	-0,0010	-0,0002
$\beta$	0,0021	0,0019	0,0016	-0,0013	-0,0014	-0,0014	0,0003	0,0001	0
$\rho$		0,3518			0,0787			0,4956**	
$\lambda^-$			0,4243***			0,1133			0,5128**
spillover		1,5427	1,737		1,0854	1,1278		1,9826	2,0525
yr, 10% converge	49,802	55,9299	64,3256	-	-	-	320,2935	737,1548	3,687,25
R-square	0,4747	0,6502	0,6444	0,1260	0,1352	0,1441	0,0572	0,3877	0,3867
S.E.	0,0090	0,0074	0,0074	0,012	0,0125	0,0124	0,0054	0,0044	0,0044
SIC	-42,0529	-42,3411	-46,7045	-37,505	-35,6042	-40,4294	-49,1505	-48,9277	-53,5950
AIC	-41,9447	-42,1788	-46,5964	-37,3969	-35,4419	-40,3213	-49,0423	-48,7654	-53,4868
J-B	0,9617			0,3182			0,6963		
LR		2,2340	4,6516**		0,0450	2,9244**		1,7231	4,4445**
Breuch-Pargan	0,3545	0,1746	0,0143	2,4175	2,5497	2,6492	1,4669	1,3834	1,3334

인구의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 발산속도가 0.0027에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 0.0051로 발산속도가 88% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 218% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 발산속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 수렴하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 발산도 정도가 각각 140%, 306% 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 인구의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 중기를 제외하고 기존 수렴모형과 동일하게 수렴 및 발산하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 중기의 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간

을 공간수렴회귀시차모형의 경우 2,458년, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 670년으로 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

인구에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.6352, 1.5944, 0.6292의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.5728, 1.8272, 0.5485의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 중기를 제외하고는 기존 모형보다 안정성 및 적용성이 높은 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-19〉 지역통합 후 기간별 인구 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	-0,0427	-0,0814	-0,1334***	-0,0056	0,0076	0,0210	-0,0226	-0,0544	-0,0921***
$\lambda$	0,0027	0,0051	0,0086***	0,0005	-0,0003	-0,0011	0,0015	0,0036	0,0061***
$\beta$	-0,0004	-0,0007	-0,0012	-0,0001	0	0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0009
$\rho$		-0,5742***			0,3728			-0,5894***	
$\lambda^-$			-0,7459***			0,4527			-0,8233***
spillover		0,6352	0,5728		1,5944	1,8272		0,6292	0,5485
yr, 10% converge	-	-	-	-	2,458,04	670,1072	-	-	-
R-square	0,0323	0,5175	0,7849	0,0053	0,2013	0,2603	0,0278	0,5040	0,8640
S.E.	0,0159	0,0112	0,007	0,0100	0,0075	0,0073	0,0097	0,0069	0,0036
SIC	-34,1937	-35,2864	-43,8981	-43,0248	-41,9213	-46,8763	-41,0797	-41,8918	-52,6457
AIC	-34,0855	-35,1241	-43,79	-42,9166	-41,759	-46,7682	-40,9715	-41,7295	-52,5375
J-B	1,0267			0,5990			0,5708		
LR		3,038*	9,7045***		0,8424	3,8515**		2,7579*	11,5659***
Breuch-Pargan	0,4780	0,7887	0,2238	1,7680	1,8007	2,6196	0,8196	1,1616	0,0584

노동자 수의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가  $-0.0061$ 에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는  $-0.0054$ 로 수렴속도가 11% 감소하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 14% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 수렴속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 수렴도가 증가하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 수렴도 정도가 각각 3%, 11% 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 노동자 수의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 엄밀하게 단기를 제외하고 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 중기의 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간을 공간수렴회귀시차모형의 경우 136년, 103년, 114년으로 단기를 제외하고 중기와 장기에서 소요기간을 단축시키는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 단기를 제외하고 103년, 106년으로 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

노동자 수에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.8256, 1.1337, 1.1088의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.8145, 1.1357, 1.3816의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 모두 기존모형보다 안정성 및 적용성이 낮은 것으로 분석되었다. 반면, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되어 수렴회귀모형에 의한 수렴도 분석은 공간적인 특성에 영향을 받는 것으로 나타났다.

〈표 5-20〉 지역통합 후 기간별 노동자 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,1143	0,1137	0,1033	0,1585**	0,1523***	0,1597***	0,1309**	0,1281***	0,1388***
$\lambda$	-0,0061	-0,0054	-0,0052	-0,0070	-0,0071**	-0,0071**	-0,0062	-0,0064**	-0,0069***
$\beta$	0,0009	0,0008	0,0007	0,001	0,001	0,001	0,0009	0,0009	0,001
$\rho$		-0,2113			0,1179			0,0981	
$\lambda^-$			-0,2278			0,1195			0,2762
spillover		0,8256	0,8145		1,1337	1,1357		1,1088	1,3816
yr, 10% converge	120,5364	136,2094	141,4624	104,9913	103,5074	103,5074	118,5863	114,8689	106,5183
R-square	0,1354	0,2099	0,2090	0,4046	0,4192	0,4187	0,3995	0,4125	0,4659
S.E.	0,0209	0,0200	0,0200	0,0129	0,0108	0,0108	0,0103	0,0102	0,0097
SIC	-30,3633	-28,8357	-33,5760	-39,417	-37,58	-42,3556	-40,2043	-38,367	-43,4931
AIC	-30,2551	-28,6734	-33,4679	-39,3089	-37,4178	-42,2475	-40,0961	-38,2047	-43,385
J-B	0,5947			0,9902			0,9283		
LR		0,4183	3,2127*		0,1089	2,9386*		0,1085	3,2888*
Breuch-Pargan	1,1260	1,1982	1,2390	0,3760	0,1465	0,1646	0,3632	0,3168	0,3420

하수도 공급의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가 -0.0016에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0079로 수렴속도가 390% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 2,180% 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 수렴속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 모두 수렴하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년-2005년에는 수렴도 정도가 각각 7%, 39% 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 하수도 공급의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 중기의 경우를 제외하고 10% 수렴도를 증가시키는데

소요되는 시간을 공간수렴회귀시차모형의 경우 92년, 30년 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 19년, 23년으로 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

하수도 공급에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.7504, 0.9255, 1.3749의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.5745, 0.834, 0.575의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 안정성 및 적용성이 낮은 것으로 분석되었다. 반면, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-21〉 지역통합 후 기간별 하수도 공급 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,0084	0,0360	0,1606***	0,2088***	0,1968***	0,2071***	0,1020***	0,1077***	0,14009***
$\lambda$	-0,0016	-0,0079	-0,0366***	-0,0452***	-0,0423***	-0,0448***	-0,0220***	-0,0236***	-0,0307***
$\beta$	0,0002	0,0011	0,0053	0,0066	0,0062	0,0065	0,0032	0,0034	0,0045
$\rho$		-0,3327			-0,0805			0,2727*	
$\lambda^-$			-0,7407***			-0,1990			-0,7392***
spillover		0,7504	0,5745		0,9255	0,834		1,3749	0,575
yr, 10% converge	460,5834	92,9882	19,7799	15,9453	17,0641	16,091	33,1537	30,8808	23,6529
R-square	0,0012	0,1554	0,6192	0,9841	0,9857	0,9849	0,8265	0,8718	0,9273
S.E.	0,0067	0,0052	0,0035	0,0009	0,0007	0,0007	0,0015	0,0011	0,0008
SIC	-48,4892	-47,1728	-54,4902	-76,1668	-74,9315	-79,1978	-69,3915	-69,2068	-74,7539
AIC	-48,3811	-47,0105	-54,3821	-76,0586	-74,7692	-79,0896	-69,2833	-69,0445	-74,6458
J-B	0,6857			1,7176			0,7965		
LR		0,6294	6,0010***		0,7106	3,0309*		1,7611	5,3624**
Breuch-Pargan	2,6439	2,9099*	1,7969	0,5982	0,4679	0,5625	1,8408	1,6542	1,1166



부가가치 총액의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 발산속도가 0.0006에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 0.0003로 발산속도가 50% 감소하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 116% 감소하여 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 발산속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 모두 발산하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 발산도 정도가 각각 27%, 44% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서, 부가가치 총액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 기존 수렴모형과 동일하게 발산하지만, 발산도는 감소하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 단기에만 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간을 공간수렴회귀오차모형의 경우에 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

부가가치 총액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 얻게 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 1.3854, 1.0748, 1.2955의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 1.3931, 0.5856, 1.2475의 파급효과가 발생하였다.

기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 안정성 및 적용성이 낮은 것으로 분석되었다. 반면, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-22〉 지역통합 후 기간별 부가가치액 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,0828	0,0617	0,0954	-0,0234	-0,0216	-0,0871***	0,0310	0,0252	0,0440
$\lambda$	0,0006	0,0003	-0,0001	0,0029	0,0027	0,0066***	0,0018	0,0013	0,0010
$\beta$	-0,0001	0	0	-0,0004	-0,0004	-0,0009	-0,0003	-0,0002	-0,0001
$\rho$		0,2782			0,0696			0,2281	
$\lambda^-$			0,2822			-0,7076***			0,1984
spillover		1,3854	1,3931		1,0748	0,5856		1,2955	1,2475
yr, 10% converge	-	-	7,374,87	-	-	-	-	-	-
R-square	0,0023	0,1303	0,1311	0,2662	0,2736	0,6505	0,0599	0,1318	0,1092
S.E.	0,0172	0,0136	0,0136	0,0066	0,0056	0,0038	0,0095	0,0077	0,0078
SIC	-35,4361	-34,0768	-38,8551	-48,7617	-46,8641	-53,6485	-43,7468	-42,1094	-46,7750
AIC	-35,3279	-33,9146	-38,747	-48,6535	-46,7018	-53,5404	-43,6386	-41,9471	-46,6669
J-B	0,6097			1,0374			0,7365		
LR		0,5866	3,4190*		0,0482	4,8868**		0,3085	3,0282*
Breuch-Pargan	1,0030	0,9728	0,7277	0,1045	0,1021	0,7235	1,2409	1,4025	1,0385

1인당 부가가치 총액의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가 -0.0078에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0079로 수렴속도가 1.2% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 14% 증가하여 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한 중기의 발산 속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 모두 발산하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에는 발산도 정도가 각각 23% 감소하고, 182% 감소하여 수렴하는 것으로 나타났다. 따라서, 1인당 부가가치 총액의 격차수렴분석에 지역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 장기를 제외하고 기존 수렴모형과 동일하게 수렴 및 발산하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하

여 분석한 결과 단기에만 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간을 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 소요기간을 기존 94년에서 92년으로 단축시키는 효과가 있는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 단기의 경우 82년으로, 장기의 경우는 발산하는 정도를 수렴하는 정도로 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

1인당 부가가치 총액에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 연계 되는 규모의 경계를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 0.9821, 1.2157, 0.7006의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.9506, 1.2885, 0.6955의 파급효과가 발생하였다. 기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형은 SIC 및 AIC가 기존 모형보다 안정성 및 적용성이 낮은 것으로 분석되었다. 반면, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-23〉 지역통합 후 기간별 1인당 부가가치액 수렴도 분석결과

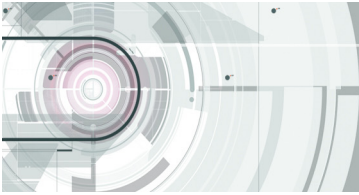
	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,1166*	0,1187**	0,1190***	0,0164	0,0080	0,0082	0,0626	0,0918***	0,0694***
$\lambda$	-0,0078	-0,0079	-0,0089	0,0051	0,0061	0,0080	0,0017	0,0013	-0,0014
$\beta$	0,0011	0,0011	0,0013	-0,0007	-0,0009	-0,0011	-0,0002	-0,0002	0,0002
$\rho$		-0,0182			0,1774			-0,4273*	
$\lambda^-$			-0,0520			0,2239			-0,4378*
spillover		0,9821	0,9506		1,2157	1,2885		0,7006	0,6955
yr, 10% converge	94,1851	92,9882	82,4985	-	-	-	-	-	526,4337
R-square	0,0197	0,0205	0,0252	0,0119	0,0573	0,0802	0,0027	0,3128	0,3187
S.E.	0,0299	0,0253	0,0252	0,0272	0,0225	0,0222	0,0183	0,0128	0,0128
SIC	-27,6938	-25,7516	-30,5585	-29,0317	-27,2661	-32,1309	-34,5786	-34,3078	-39,1003
AIC	-27,5856	-25,5893	-30,4503	-28,9235	-27,1039	-32,0228	-34,4704	-34,1456	-38,9922
J-B	1,1724			1,9798		-32,1309	1,199		
LR		0,0037	2,8647*		0,1803	3,0992*		1,6751	4,5217**
Breuch-Pargan	0,0157	0,0228	0,0469	0,0611	0,0790	0,1208	0,5615	0,0047	0,0325

총요소생산성의 수렴도를 기간별로 나누어 일반수렴회귀모형, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형으로 분석한 결과, 일반수렴회귀모형을 이용했을 경우에 단기의 수렴속도가 -0.0048에서 공간수렴회귀시차모형을 적용했을 때에는 -0.0050로 수렴속도가 4.1% 증가하고, 공간수렴회귀오차모형을 적용했을 때에는 2.1% 증가하여 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한 중기 수렴속도는 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 모두 증가하여 수렴하는 것으로 나타났으며, 장기인 1985년~2005년에도 수렴도 정도가 각각 5.7%, 1.9% 증가하여 수렴하는 것으로 나타났다. 따라서, 총요소생산성의 격차수렴분석에 권역간 공간 특성을 적용하여 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 분석한 결과 모두 기존 수렴모형과 동일하게 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형을 적용하여 분석한 결과 단기에만 10% 수렴도를 증가시키는데 소요되는 시간을 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 소요기간을 기존 153년에서 147년으로 단축시키는 효과가 있는 것으로 분석되었으며, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 단기의 경우 150년으로, 중기의 경우는 각각 122년의 소요기간을 118년, 120년으로 감축시켰으며, 장기의 경우는 기존 수렴하는 정도에 비해 133년, 138년으로 소요기간 단축 효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

총요소생산성에 대한 공간수렴회귀시차모형 및 공간수렴회귀오차모형의 적용은 공간적인 특성을 고려함으로써 연계 되는 규모의 경제를 분석할 수 있는데, 공간수렴회귀시차모형의 경우에는 단기, 중기, 장기 순으로 각각 1.0454, 1.0524, 1.0678의 파급효과(spillover effect)가 발생하는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀오차모형의 경우에는 0.9536, 0.9032, 0.8641의 파급효과가 발생하였다. 다른 변수의 경우와 같이 기존 수렴모형과 비교하여 공간수렴회귀시차모형의 SIC 및 AIC를 비교해 보았을 때, 기존 모형보다 안정성 및 적용성이 낮은 것으로 분석되었다. 반면, 공간수렴회귀오차모형의 안정성 및 적용성은 기존 모형에 비해서 모두 향상된 것으로 분석되었다.

〈표 5-24〉 지역통합 후 기간별 총요소생산성 수렴도 분석결과

	1985-1995			1995-2005			1985-2005		
	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error	ols	spatial lag	spatial error
Intercept	0,0023	0,0028	0,0022	0,0014	0,0019	0,0015	0,0017	0,0024	0,0016
$\lambda$	-0,0048	-0,0050	-0,0049	-0,0060***	-0,0062***	-0,0061***	-0,0052**	-0,0055***	-0,0053***
$\beta$	0,0007	0,0007	0,0007	0,0009	0,0009	0,0009	0,0007	0,0008	0,0008
$\rho$		0,0434			0,0498			0,0635	
$\lambda^-$			-0,0487			-0,1072			-0,1573
spillover		1,0454	0,9536		1,0524	0,9032		1,0678	0,8641
yr, 10% converge	153,2817	147,1357	150,146	122,5515	118,5863	120,5364	141,4624	133,7261	138,7863
R-square	0,2807	0,2834	0,2833	0,9214	0,9227	0,9234	0,7012	0,7051	0,7122
S.E.	0,0121	0,0102	0,0102	0,0026	0,0021	0,0021	0,0053	0,0044	0,0044
SIC	-40,3969	-38,4679	-43,2488	-61,8926	-60,0506	-64,8547	-51,836	-49,9625	-54,8177
AIC	-40,2888	-38,3057	-43,1406	-61,7844	-59,8883	-64,7465	-51,7278	49,8003	-54,7096
J-B	1,5149			0,6181			1,6102		
LR		0,0169	2,8518*		0,1038	2,9621*		0,0724	2,9817*
Breuch-Pargan	2,0213	1,9973	1,9951	2,6591	3,2205*	2,9756*	1,4173	1,3900	1,3777



## 제 6 장 경제권 통합의 지역별 기여도 분석

### 제1절 경제권 통합에 의한 격차 분해

경제권 통합으로 인해 16개 지역을 7개 권역으로 통합하여 권역별 격차를 분석한 결과, 대체로 권역별 합에 따른 격차는 지역간 격차와 비슷하거나 상회하는 것으로 나타났다. 반면 단순한 지역별 통합을 통한 권역권의 형성 외에 공간적인 특성을 이용하여 개발된 공간격차모형과 공간수렴회귀모형을 적용하였을 경우에는 경제권역의 생성으로 증가한 권역간 격차가 현저하게 감소하는 것으로 분석되었다. 또한, 이러한 현상은 기존 지역을 대상으로 하여 분석한 지역간 격차보다 유사하거나 낮은 것으로 분석되었다. 즉, 일반 지역격차분석법을 사용하여 분석하였을 때와, 공간격차모형과 공간수렴회귀모형을 개발하여 분석을 하였을 때는 현저히 다른 결과를 제시하였다.

경제권 통합으로 인한 격차는 권역내/권역간 격차 분해를 이용하여 격차에 대한 권역별 상대적 기여도를 분석함으로써 격차를 증가시키는 또는 감소시키는 경제권을 선정하는 것이 중요하다. 이러한 특성은 향후 경제권역의 지속적인 관리를 위한 하나의 지침으로 사용될 수 있다.

일반적으로 경제권 통합으로 인한 지니계수분해결과, 권역별 격차를 유발하는 요인은 권역내 격차보다 권역간 격차가 큰 것으로 분석되었다. 이는 경제권이 형성되더라도 여전히 권역간 격차는 유의미하게 존재하는 것을 의미한다. 그러나, 권역내 격차와 권역간 격차는 시간의 흐름에 따라 권역내 격차의 비중이 증가함으로써 경제권간 통합이 이루어지더라도 경제권내 격차가 증가하여 지속

되는 것으로 분석되었다.

지역이 권역별로 통합 후 통합된 경제권역의 격차를 권역내/권역간 격차로 분해하기 위하여 Dagum의 지니계수분해법을 사용하였다. Dagum의 불균등지수는 일반화된 엔트로피 지수를 이용한 각종 불균등도 측정지수들보다 우위에 있는 방법임을 불균등도를 측정한 연구들에서 증명하였다.<sup>47)</sup>

지니계수를 소득 또는 측정하고자 하는 분석단위가  $y_n$  어떤 모집단이  $k$ 개의 하위 집단으로 나누어진다면 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \doteq \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|$$

이럴 경우  $j$ 집단내의 지니계수는 다음  $G_{ii}$ 와  $G_{jh}$ 로 분해된다.

$$G_{jj} = \frac{1}{2n_j^2\mu_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|$$

$$G_{jh} = \frac{1}{n_j n_h (\mu_j + \mu_h)} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|$$

이때  $G_{ii}$ 와  $G_{jh}$ 는 지역의 평균값에 영향을 받게 된다. 지니계수를 집단내와 집단간 지니계수로 산출할 때에는 평균의 영향 외에 변수의 개별적 차이  $|y_{ji} - y_{jr}|$ 와  $|y_{ji} - y_{hr}|$ 가 영향을 준다. 이러한 특성은 엔트로피법칙을 이용한 다른 불균등도 측정지수들과 달리 대인적 관계(interpersonal relation)를 이용하여 집단 간의 분포의 상이성을 극복할 수 있다는 점에서 중요하다.

따라서, 위 두 식을 이용하여  $j$ 의 하위 집단의 상대적 비중과 측정지표의 점

47) 성형곤 외(2006)

유비중을 이용하여 전체 불균등도를 나타내는 지니계수와 해당지역의 가중 평균을 고려한 지역내 지니계수, 지역간 지니계수가 도출된다.<sup>48)</sup>

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k G_{jh} p_j s_h$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_h$$

$$G_b = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k G_{jh} p_j s_h$$

따라서, 본 연구에서는 위와 같은 방식을 이용하여 통합후 권역별 전체의 지니계수를 집단 내 지니계수와 집단 간 지니계수로 분해하며, 이를 통해 권역의 기여도를 분석한다.

기존 권역별 분석에서 권역을 7개 권역으로 나누는데 반해서, 지니계수분해 이용한 권역내 및 권역간 격차 분해는 하위 집단이 없는 강원권과 제주권을 제외한 5개 권역을 설정하여 분석하였다.

지니계수분해 결과, 지역내총생산 등 5개 변수에서 권역별로 통합 후에 분석된 지니계수의 크기에 권역내 격차보다 권역간 격차가 보다 크게 영향을 주는

48)  $G$  = 지니계수

$G_{jj}$  = j지역 내 지니계수

$G_{jh}$  = j지역과 h지역 간 지니계수

$G_w$  = 지역 내 지니계수

$G_b$  = 지역 간 지니계수

$\mu_j$  = j지역의 평균

$n_j$  = j지역의 인구

$p_j$  = j의 하위집단의 상대적 비중

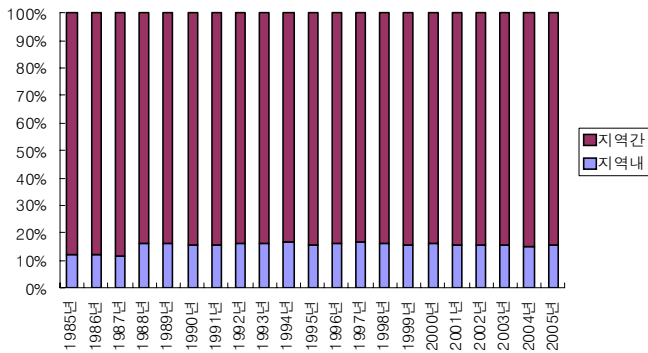
$s_j$  = 측정지표의 점유비중



것으로 분석되었다.

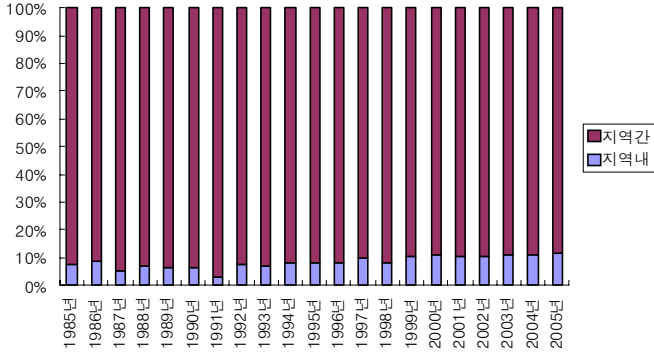
지역내총생산의 경우, 1985년의 격차가 형성될 때에는 권역내 격차보다 권역간 격차가 영향을 많이 주는 것으로 나타났으나, 권역내 격차가 1985년의 12.13%에서 2005년은 27% 증가한 15.43%로 나타나 권역별 격차에 주는 권역내 격차의 영향이 증가하는 것으로 분석되었다. 반면 권역간 격차는 1985년의 87.87%에서 2005년은 4% 감소한 84.57%로 나타났다.

〈그림 6-1〉 지역내총생산 격차에 대한 권역내/권역간 기여도



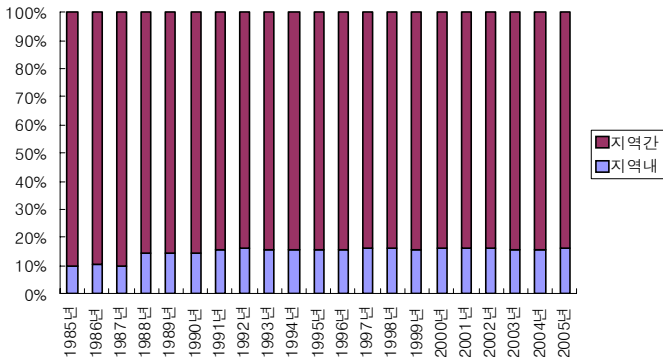
1인당 지역내총생산의 경우에도 1985년의 1인당 지역내총생산 격차는 권역내 격차보다 권역간 격차에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타났으나, 권역내 격차가 1985년의 7.74%에서 2005년은 51% 증가한 11.7%로 나타나 권역별 격차에 주는 권역내 격차의 영향이 증가하는 것으로 분석되었다. 반면 권역간 격차는 1985년의 92.26%에서 2005년은 4% 감소한 88.3%로 나타나 점차 기여도가 감소하는 것으로 분석되었다.

〈그림 6-2〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역내/권역간 기여도



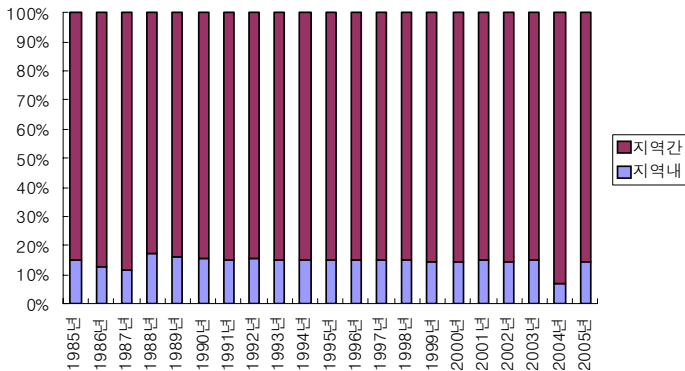
노동자 수의 경우에도 1985년의 노동자 수 격차는 권역내 격차보다 권역간 격차에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타났으나, 권역내 격차가 1985년의 9.99%에서 2005년은 60% 증가한 15.96%로 나타나 권역별 격차에 주는 권역내 격차의 영향이 증가하는 것으로 분석되었다. 반면 권역간 격차는 1985년의 90.01%에서 2005년은 7% 감소한 84.04%로 나타나 점차 기여도가 감소하는 것으로 분석되었다.

〈그림 6-3〉 노동자 격차에 대한 권역내/권역간 기여도



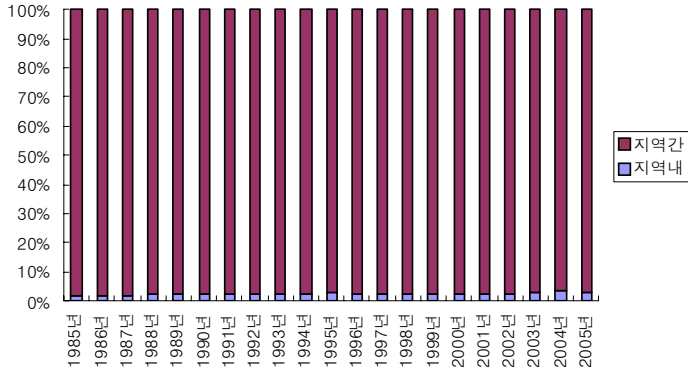
하수도 공급의 경우, 1985년 격차는 권역내 격차보다 권역간 격차가 영향을 많이 주는 것으로 나타났으며, 권역내 격차가 1985년의 14.9%에서 2005년은 4% 감소한 14.35%로 나타났다. 다른 변수와는 다르게 기여도가 감소하는 것으로 나타났으나, <그림 6-4>와 같이 권역내 격차 비율은 대체로 일정한 것으로 나타났다. 반면 권역간 격차는 1985년의 85.1%에서 2005년은 1% 증가한 85.65%로 나타나 소폭 기여도가 증가하는 것으로 나타났으나, 권역내 격차 기여도 비율의 추이처럼 대체로 일정한 것으로 분석되었다.

〈그림 6-4〉 하수도 격차에 대한 권역내/권역간 기여도



중요소생산성의 경우의 1985년 격차는 권역내 격차보다 권역간 격차에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타났으며, 권역내 격차가 1985년의 2.16%에서 2005년은 44% 증가한 3.11%로 나타나 권역별 격차에 주는 권역내 격차의 영향이 소폭 증가하는 것으로 분석되었다. 반면 권역간 격차는 1985년의 97.84%에서 2005년은 1% 감소한 96.89%로 나타나 소폭 기여도가 감소하는 것으로 분석되었다.

〈그림 6-5〉 중요소생산성 격차에 대한 권역내/권역간 기여도



<표 6-1>은 1985년부터 2005년까지의 경제권 통합후 전체 지니계수를 권역내 및 권역간 격차로 분해한 전체 결과이다.

〈표 6-1〉 요인별 격차에 대한 권역내 및 권역간 격차 기여도

(단위 : %)

연도	지역내총생산		1인당 지역내총생산		노동자		하수도		총요소생산성	
	권역내	권역간	권역내	권역간	권역내	권역간	권역내	권역간	권역내	권역간
1985	12.13	87.87	7.74	92.26	9.99	90.01	14.9	85.1	2.16	97.84
1986	12.14	87.86	8.86	91.14	10.29	89.71	12.89	87.11	2.00	98.00
1987	11.70	88.3	5.61	94.39	9.87	90.13	11.67	88.33	1.63	98.37
1988	16.49	83.51	6.85	93.15	14.41	85.59	17.14	82.86	2.39	97.61
1989	16.01	83.99	6.60	93.4	14.36	85.64	16.06	83.94	2.53	97.47
1990	15.84	84.16	6.73	93.27	14.66	85.34	15.59	84.41	2.56	97.44
1991	15.75	84.25	3.07	96.93	15.4	84.6	15.05	84.95	2.58	97.42
1992	16.40	83.60	7.87	92.13	15.99	84.01	15.40	84.60	2.55	97.45
1993	16.48	83.52	7.29	92.71	15.89	84.11	15.09	84.91	2.56	97.44
1994	16.61	83.39	8.07	91.93	15.61	84.39	14.87	85.13	2.44	97.56
1995	15.63	84.37	8.37	91.63	15.59	84.41	15.10	84.9	3.07	96.93
1996	16.08	83.92	8.50	91.50	15.73	84.27	14.87	85.13	2.48	97.52
1997	16.55	83.45	9.99	90.01	16.25	83.75	15.12	84.88	2.44	97.56
1998	16.09	83.91	8.46	91.54	16.34	83.66	15.01	84.99	2.27	97.73
1999	15.41	84.59	10.38	89.62	15.79	84.21	14.51	85.49	2.68	97.32
2000	16.24	83.76	11.22	88.78	16.21	83.79	14.64	85.36	2.32	97.68
2001	15.46	84.54	10.30	89.70	16.46	83.54	14.78	85.22	2.68	97.32
2002	15.57	84.43	10.73	89.27	16.27	83.73	14.61	85.39	2.70	97.30
2003	15.52	84.48	11.26	88.74	15.88	84.12	14.88	85.12	3.17	96.83
2004	15.06	84.94	11.25	88.75	15.76	84.24	7.22	92.78	3.37	96.63
2005	15.43	84.57	11.70	88.3	15.96	84.04	14.35	85.65	3.11	96.89

## 제2절 경제권 통합의 권역별 기여도 분석

제1절에서 지역을 통합하여 형성된 권역의 격차는 권역내 격차보다 권역간의 격차에 의해 영향을 많이 받는 것으로 분석되었다. 따라서, 요인별 권역별 격차에 대한 권역의 기여도를 분석함으로써, 어떤 권역이 요인별 격차의 생성에 영향을 주는지를 분석하였다.

이를 분석하기 위하여 특정 지역과 다른 권역과의 격차 분석을 통한 격차를 분석하였으며, Dagum의 지니계수분해법이 사용되었다.

$$G_b = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k G_{jh} p_j s_h$$

즉, 권역간 격차에 해당 지역의 요소 비중과 측정지표의 점유비중을 이용하여 분석하였다.

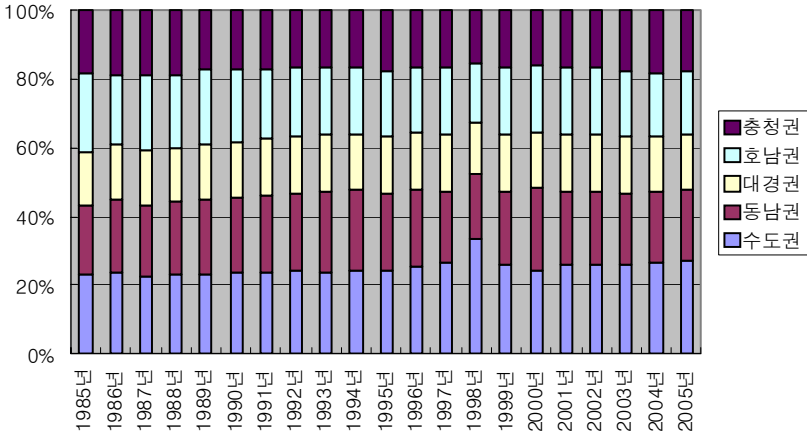
요인별에 따른 지역별 기여도 분석결과, 지역내총생산 격차에 대하여 영향을 많이 미치는 권역은 수도권으로써 1985년에는 전체의 격차에 23.15% 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 2005년에는 18% 증가한 27.4%의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 동남권과 대경권의 기여도도 각각 2.4%, 2.1% 증가한 것으로 나타났다. 반면, 호남권과 충청권은 1985년과 비교하여 각각 18.9%, 4.1% 영향력이 감소한 18.31%, 17.75%로 분석되었다.

〈표 6-2〉 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도

(단위 : %)

	수도권	동남권	대경권	호남권	충청권
1985	23,15	20,07	15,68	22,58	18,52
1986	23,87	21,06	16,22	19,70	19,15
1987	22,83	20,62	15,61	21,91	19,03
1988	23,25	21,08	15,56	21,39	18,72
1989	23,35	21,83	16,06	21,68	17,07
1990	23,80	21,78	16,00	21,10	17,31
1991	23,78	22,57	16,25	20,48	16,92
1992	24,14	22,78	16,48	20,01	16,59
1993	23,74	23,22	16,79	19,76	16,50
1994	24,25	23,28	16,53	19,52	16,42
1995	24,07	22,41	16,91	18,84	17,77
1996	25,28	22,56	16,84	18,94	16,38
1997	26,70	20,36	16,86	19,24	16,84
1998	33,51	18,73	15,12	17,42	15,22
1999	26,20	21,01	16,77	19,39	16,63
2000	24,42	24,07	16,24	19,07	16,19
2001	26,08	21,09	16,80	19,53	16,51
2002	26,04	21,17	16,84	19,18	16,77
2003	26,04	20,87	16,26	18,86	17,97
2004	26,70	20,66	15,82	18,46	18,37
2005	27,36	20,57	16,01	18,31	17,75

〈그림 6-6〉 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도



인구를 고려하여 평활한 1인당 지역내총생산 격차에 대하여 영향을 많이 미치는 권역은 지역내총생산액의 경우와 같이 수도권으로써, 1985년에는 전체의 격차에 35.96% 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 2005년에는 43% 증가한 51.56%의 영향을 미치는 것으로 나타나, 수도권의 비중이 점차 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 동남권, 대경권, 호남권, 충청권의 기여도는 각각 22.6%, 14.1%, 38.1%, 18.3% 감소한 것으로 나타나 수도권을 제외한 모든 권역은 1인당 지역내총생산 격차에 기여하는 정도가 점차 감소하는 것으로 분석되었다. 따라서, 인구를 고려하였을 경우에는 지역내총생산보다 권역별 격차에 대한 수도권의 기여도가 증가하여 수도권으로의 편중이 증가하는 것으로 나타났다.

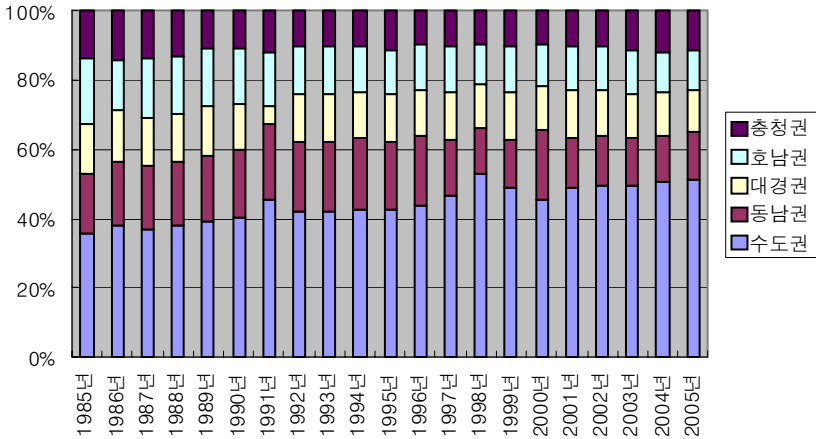


〈표 6-3〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도

(단위 : %)

	수도권	동남권	대경권	호남권	충청권
1985	35.96	17.20	14.34	18.75	13.75
1986	37.97	18.41	14.81	14.71	14.11
1987	36.95	18.13	14.01	17.14	13.78
1988	37.87	18.46	13.83	16.55	13.29
1989	39.30	19.13	14.03	16.48	11.06
1990	40.52	19.22	13.60	15.53	11.13
1991	45.48	22.05	4.81	15.97	11.69
1992	41.92	20.09	13.68	14.09	10.23
1993	42.15	19.97	13.93	13.80	10.15
1994	42.54	20.65	13.49	13.34	9.99
1995	42.48	19.50	13.83	12.63	11.57
1996	44.04	19.65	13.62	12.73	9.970
1997	46.92	16.02	13.67	12.99	10.39
1998	53.20	12.86	12.54	11.93	9.47
1999	48.72	14.10	13.62	13.22	10.34
2000	45.44	20.19	12.64	12.29	9.45
2001	49.18	14.23	13.45	13.07	10.07
2002	49.41	14.19	13.38	12.70	10.32
2003	49.58	13.87	12.73	12.28	11.54
2004	50.55	13.47	12.26	11.85	11.87
2005	51.56	13.30	12.31	11.60	11.23

〈그림 6-7〉 1인당 지역내총생산 격차에 대한 권역별 기여도



노동자 수의 격차에 대한 5개 권역의 기여도는 상대적으로 일정한 비율로 노동자 수의 전체 격차에 영향을 주는 것으로 나타났다.

이중, 수도권이 1985년에는 19.52%로써 노동자 수의 격차에 기여하는 정도가 전체 권역의 평균 정도인 것으로 나타났다. 반면, 2005년에는 24.28%로써 노동자 수의 격차에 가장 크게 영향을 주는 것으로 분석되었다.

동남권의 격차 기여도는 1985년 16.62%로 노동자 수 격차에 기여하는 정도가 하위에 머물렀으나, 2005년에는 1985년 대비 27.6% 증가한 21.21%로 나타나 노동자 수의 격차에 기여하는 정도가 수도권 다음으로 크게 증가하였다.

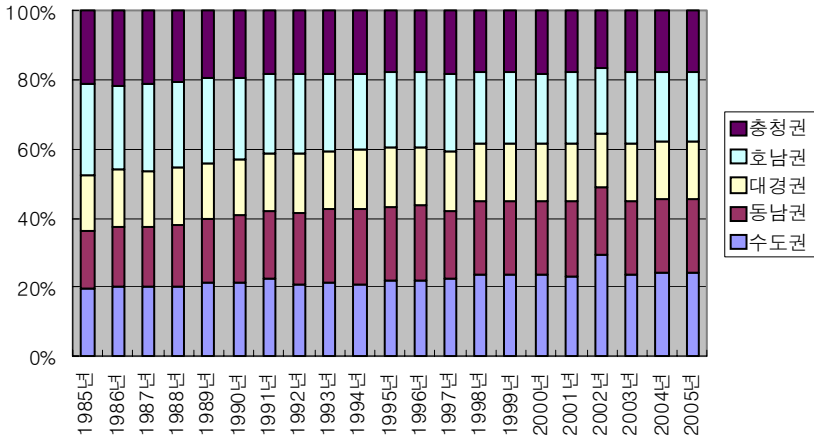
반면, 충청권, 대경권, 호남권의 격차 기여도는 2005년에 점차 감소하는 것으로 나타났다. 이중 호남권은 1985년에 26.27%로써 노동자 수의 격차에 기여하는 정도가 5개 권역 중 가장 큰 것으로 나타났으나, 2005년에는 19.98%로 노동자 수의 격차에 기여하는 정도가 23.9% 감소한 것으로 분석되었다. 이는 수도권을 제외한 권역에서 대도시인 수도권으로 노동력이 집중되는 성향을 나타낸 것으로 분석된다.

〈표 6-4〉 노동자 격차에 대한 권역별 기여도

(단위 : %)

	수도권	동남권	대경권	호남권	충청권
1985	19,52	16,62	16,31	26,27	21,27
1986	20,45	17,00	16,92	23,68	21,96
1987	20,22	17,22	16,38	24,95	21,22
1988	20,41	17,90	16,19	24,70	20,80
1989	21,21	18,44	16,40	24,69	19,26
1990	21,46	19,37	16,36	23,57	19,24
1991	22,48	19,75	16,40	22,79	18,58
1992	20,57	21,06	17,01	22,84	18,52
1993	21,32	21,20	16,91	22,42	18,15
1994	21,10	21,75	16,92	21,96	18,28
1995	21,94	21,46	17,00	21,79	17,82
1996	21,92	21,68	16,75	21,71	17,94
1997	22,69	19,66	17,25	22,09	18,31
1998	23,63	21,56	16,59	20,43	17,79
1999	23,90	21,22	16,70	20,31	17,87
2000	23,39	21,35	16,80	20,41	18,05
2001	23,09	21,62	16,81	20,66	17,82
2002	29,58	19,45	15,27	18,92	16,78
2003	23,83	21,30	16,64	20,25	17,99
2004	24,23	21,23	16,61	20,11	17,82
2005	24,28	21,21	16,64	19,98	17,90

〈그림 6-8〉 노동자 격차에 대한 권역별 기여도



하수도 보급에 관한 권역별 기여도는 수도권과 다른 권역과의 격차를 분석하였을 때 가장 크게 전체 격차에 기여하는 것으로 분석하였다.

1985년 수도권의 경우에는 전체의 격차에 37.45%를 기여하였으나, 2005년의 수도권은 전체 격차에 49.38%로써 전체 격차의 약 50%를 설명하는 것으로 분석되었다. 따라서, 기반시설의 대리변수로 사용된 하수도 보급을 기준으로 하여 권역별 기반시설 격차를 고려할 때 수도권의 영향력은 가장 큰 것으로 분석되었다.

반면, 수도권을 제외한 동남권, 대경권, 호남권, 충청권 중 특히, 1985년 대비 호남권의 격차에 대한 권역별 기여도가 약 33.4% 감소한 것으로 나타났다. 즉, 호남권과 호남권 외 권역의 격차가 차지하는 비율이 전체의 18.24%에서 12.14%로 감소함을 의미한다.

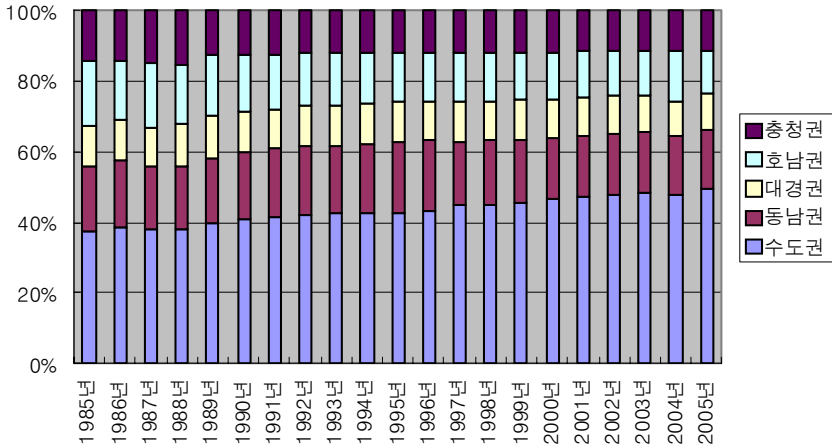
또한, 동남권과 대경권, 충청권도 1985년 대비 2005년에는 전체 격차에 미치는 비중이 점차 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 6-5〉 하수도 격차에 대한 권역별 기여도

(단위 : %)

	수도권	동남권	대경권	호남권	충청권
1985	37.45	18.62	11.50	18.24	14.19
1986	38.76	18.64	11.83	16.41	14.35
1987	37.90	18.16	10.87	18.14	14.92
1988	38.13	17.83	11.76	16.93	15.34
1989	39.93	18.45	11.94	16.96	12.71
1990	41.16	18.63	11.47	16.02	12.72
1991	41.46	19.29	11.40	15.46	12.40
1992	42.18	19.34	11.37	15.03	12.08
1993	42.49	19.39	11.31	14.74	12.08
1994	42.73	19.73	11.26	14.33	11.95
1995	42.94	20.08	11.36	13.92	11.69
1996	43.42	19.92	11.08	13.79	11.79
1997	44.76	18.15	11.20	13.83	12.06
1998	45.09	18.04	11.11	13.73	12.03
1999	45.81	17.75	11.00	13.50	11.94
2000	46.59	17.33	10.94	13.30	11.83
2001	47.09	17.50	10.82	13.05	11.53
2002	47.65	17.33	10.71	12.71	11.60
2003	48.27	17.21	10.56	12.52	11.43
2004	47.70	16.48	10.26	14.39	11.17
2005	49.38	16.77	10.39	12.14	11.32

〈그림 6-9〉 하수도 격차에 대한 권역별 기여도



1인당 지역내총생산액 다음으로 수도권이 전체 격차에 영향을 가장 크게 미치는 요인으로는 총요소생산성인 것으로 분석되었다.

1985년 수도권은 전체 총요소생산성 격차에 약 50% 이상 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 2005년 수도권은 1985년보다 20% 증가된 약 60.45%의 격차 기여도를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면, 동남권과 대경권, 호남권은 1985년 대비 약 18%~30% 정도 감소하여 2005년의 총요소생산성 격차에 기여하는 것으로 분석되었다.

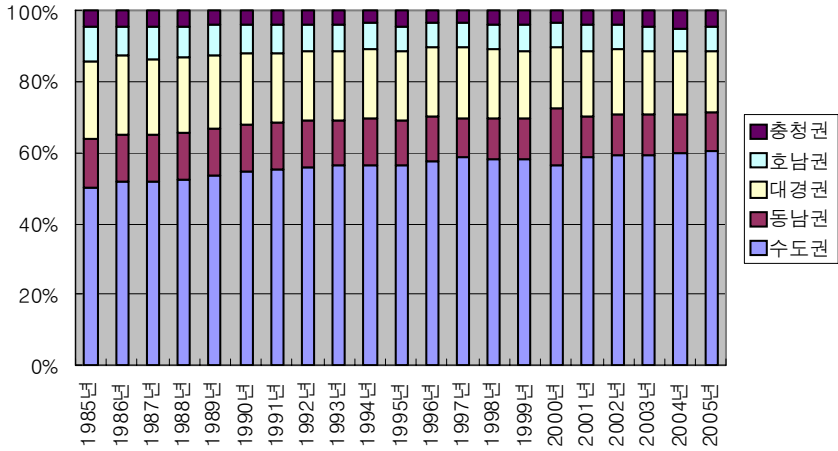
반면, 총요소생산성 격차에 가장 적게 영향을 미치는 권역은 충청권으로써 1985년에 4.75%에서 2005년에는 4.57%로 3.7% 감소하여 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

〈표 6-6〉 총요소생산성 격차에 대한 권역별 기여도

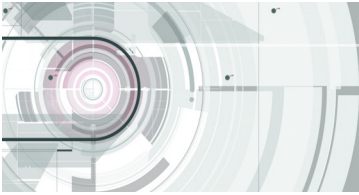
(단위 : %)

	수도권	동남권	대경권	호남권	충청권
1985	50.34	13.33	22.03	9.54	4.75
1986	51.60	13.70	22.39	7.74	4.57
1987	51.77	13.46	21.18	9.11	4.49
1988	52.52	13.33	21.00	8.80	4.35
1989	53.51	13.41	20.47	8.70	3.91
1990	54.77	13.13	19.87	8.32	3.92
1991	55.41	13.25	19.65	7.92	3.78
1992	56.06	13.01	19.59	7.62	3.72
1993	56.52	12.51	19.80	7.45	3.71
1994	56.56	13.02	19.60	7.25	3.58
1995	56.66	12.41	19.74	6.87	4.32
1996	57.73	12.24	19.74	6.82	3.48
1997	58.88	10.77	20.00	6.79	3.55
1998	58.35	11.04	19.70	7.13	3.77
1999	58.10	11.68	18.72	7.50	4.00
2000	56.33	15.94	17.40	6.78	3.55
2001	58.85	11.51	18.36	7.32	3.95
2002	59.36	11.36	18.16	7.11	4.01
2003	59.43	11.26	17.72	6.92	4.67
2004	60.01	11.05	17.37	6.69	4.89
2005	60.45	10.87	17.46	6.65	4.57

〈그림 6-10〉 중요소생산성 격차에 대한 권역별 기여도







## 제 7 장 결 론 및 정책제언

### 제1절 결 론

최근 균형발전에 대한 논의에서부터 광역경제권을 통한 지역 성장잠재력 개발 및 발굴은 지역간 격차를 해소시키며 지역의 성장을 도모하는 것을 목표로 하고 있다. 지역 성장력의 개발은 지역의 소득을 증가시키며 이로 인한 소득의 재분배는 다른 지역과의 격차를 완화시킨다.

본 연구에서는 지역 성장력의 향상을 통한 경제성장과 이로 인한 격차는 주변지역과 연계해서 발생한다는 가정하에, 1985년부터 2006년까지의 16개 시도를 대상으로 하여 기존의 지역격차분석법과 Barro와 Sala-i-Martin의 수렴회귀분석을 적용하여 지역간 격차의 증감을 분석하였다. 또한, 공간적 특성을 고려해 새롭게 개발된 공간격차분석법과 공간수렴회귀모형의 개발을 통해서 기존 방식을 이용해 분석한 지역간 격차와 비교 분석하였다.

지역간 통합을 통해서 발생하는 격차는 일반적으로 증가한다는 기존의 연구 결과를 검증하기 위하여 16개 지역을 7개 권역으로 구분하여 재구성하였고, 이를 통해 기존의 지역격차분석법과 Barro와 Sala-i-Martin의 수렴회귀분석을 이용하여 16개 지역을 7개 권역으로 통합 후의 권역간 격차를 통합 전의 권역간 격차와 비교 분석 하였다. 또한, 공간적 특성을 고려해 새롭게 개발된 공간격차분석법과 공간수렴회귀모형의 개발로 기존 권역격차결과와 비교 분석하였다. 끝으로, Dagum의 지니계수분해법을 이용하여 권역으로 통합 후 권역내 격차와 권역간 격차의 전체 권역 격차에 대한 기여도를 분석하여 권역내 또는 권역간 격

차 중 어떤 격차가 전체 격차의 증감에 영향을 주는지를 분석하였다. 그리고, 권역별로 전체 격차에는 어느 정도 기여하는지를 Dagum의 모형을 응용하여 권역별 격차 기여도를 분석하였다.

분석을 위하여 사용된 자료는 지역내총생산을 포함해 총 8개로써 지역의 경제력을 증가시키는 요인 중 경제변수, 산업변수, 기반산업변수, 기술력변수를 고려하여 설정하였다. 변수 중 7개는 통계청 및 시도통계연보를 사용하여 구득한 1차 통계자료이며, 총요소생산성에 관한 2차 통계자료는 시도별 부가가치, 노동자수, 유형고정자산연말잔액을 사용하여 구축하였다. 사용된 변수 중 하수도 공급을 제외한 모든 변수들이 연구기간 동안 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 하수도 공급은 공급의 누적액이기 때문에 연구기간 동안 감소추이를 나타내는 것으로 나타났다.

시도별 1차 자료와 2차 자료를 이용하여 기존의 지역격차분석법으로 1985년부터 2006년까지 16개 지역간 격차를 분석한 결과 지니계수를 기준으로 1인당 지역내총생산, 부가가치액, 1인당 부가가치액, 노동자 수, 하수도 공급, 총요소생산성은 1985년 대비 2006년의 격차는 전반적으로 소폭 감소한 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 변이계수, 타일계수, 순위규모계수를 이용하여 분석했을 때와의 증감과는 다소 차이가 있으나, 일반적인 추세가 같은 것으로 나타났다.

기존의 지역격차분석법을 이용하여 지역별 격차의 수렴정도를 확인하는 것은 수렴식을 이용하여 분석하는 경우보다 부정확하기 때문에, 지역별 격차에  $\beta$ -수렴이 일어나는지를 Barro와 Sala-i-Martin의 수렴회귀식을 통하여 분석하였다. 수렴회귀식 분석은 1985년~1995년, 1995년~2005년, 1985년~2005년, 단·중·장기로 구분하여 분석하였다. 분석결과 지역내총생산액, 1인당 지역내총생산액, 인구와 노동자 수는 단·중·장기에 고르게 수렴하는 것으로 나타났다. 반면, 하수도 공급은 단기에는 수렴하지 않으나 발산하는 정도가 극히 작은 것으로 나타났으며, 중기와 장기에는 하수도 공급 격차가 수렴하는 것으로 분석되었다. 또한, 부가가치액 및 1인당 부가가치는 단·중·장기에 모두 발산하는 것으로 나타나 지역간 격차가 증가하는 것으로 분석되었다.

위의 기존 지역격차분석법 및 수렴회귀식 모형은 16개 시도를 대상으로 하지만 16개 시도의 공간적인 특성을 고려하지 않았기 때문에 본 연구에서는 기존 연구방법 다음으로 공간적인 특성을 고려한 공간지역격차모델과 공간수렴회귀모형을 개발하여 기존의 분석 결과와 비교하였다.

공간적인 특성을 고려하여 개발한 공간격차모형은 공간변이계수, 공간지니계수, 공간타일계수로 나뉘지며, 16개 시도의 중심간 거리를 이용하여 개발한 공간가중행렬을 적용하여 분석하였다. 지역내총생산액에 대한 공간격차모형의 적용결과 기존의 지역격차모형보다 11%~27% 정도 감소한 격차 결과를 나타내는 것으로 분석되었다. 이러한 현상은 공간에 대한 특성을 고려함으로써 지역간의 교역과 이동이 고려되고, 이를 통해 격차가 감소함을 의미한다. 또한 1인당 지역내총생산도 기존 격차보다 18%~82% 정도 감소한 격차결과를 나타내는 것으로 분석되었다. 또한, 인구, 노동자 수, 하수도 공급, 부가가치액, 그리고 1인당 부가가치액의 공간격차분석결과도 기존 격차분석 결과보다 크게 감소한 격차를 나타내는 것으로 분석되었다. 반면, 총요소생산성은 공간변이계수를 제외한 공간지니계수와 공간타일계수가 기존 지니계수 및 타일계수보다 감소한 것으로 나타나 공간적 특성을 고려한 지역격차 모형은 단순한 변수별 차이에 의한 격차형성보다는 공간적인 특성을 고려했을 때 크게 격차가 감소하는 것으로 분석되었다.

공간적 특성을 격차모형에 적용한다는 것은 지역간 교역과 이동은 단순한 격차의 수렴 감소 외에 규모의 경제를 나타내는 것을 의미하며, 공간격차 모형에 의한 격차의 수렴과 기존 수렴회귀식의 수렴결과와 비교하기 위하여 공간수렴회귀모형을 개발하여 비교 분석하였다. 공간수렴회귀모형은 공간적 특성이 영향을 주는 변수에 따라 공간수렴시차모형과 공간수렴오차모형으로 구분하여 적용 분석하였다. 공간적인 특성을 고려한 공간수렴회귀모형의 분석결과, 지역내총생산액의 경우 기존 수렴모형과 거의 동일한 부호(sign)값을 나타내지만, 단기의 경우에는 수렴속도를 보다 크게 증가시키며, 중기와 장기에는 공간수렴시차모형의 경우에 수렴속도를 크게 향상시키는 것으로 분석되었다. 또한, 공간적인 특성을 고려한 결과, 수렴속도 향상 외에 주변 지역으로의 파급효과인 규모의

경제가 존재해, 지역으로의 연결의 경제가 존재하는 것으로 분석되었다. 이 외에 1인당 지역내총생산액, 인구, 노동자 수, 하수도 공급, 부가가치액, 1인당 부가가치액은 기존 수렴회귀식의 결과와 대체로 동일하게 나타났으나, 인구와 하수도 공급의 경우 단기에는 수렴효과가 없는 것으로 나타났으며, 부가가치총액과 1인당 부가가치액은 기존 모형에서는 수렴효과가 없는데 반하여 수렴효과가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서, 공간수렴회귀모형식의 적용은 기존 수렴회귀식의 결과와 대체로 동일한 부호(sign)값을 나타냈으며, 발산하는 정도를 감소시키며, 수렴하는 정도를 보다 증가시키는 것으로 나타나, 공간적 특성을 고려한 공간수렴회귀모형은 공간적 연계로 인해 파급효과가 존재하는 것과 같이 수렴값을 증가시키는 것으로 나타났다.

지역격차분석, 수렴회귀모형, 공간격차모형, 공간수렴회귀모형을 이용해 경제권 통합 전인 16개 지역에 대한 격차 및 수렴 분석 결과와 경제권 통합 후의 권역별 격차 및 수렴 분석 결과를 비교하기 위하여 권역격차분석, 수렴회귀모형, 공간격차모형, 공간수렴회귀모형을 적용하여 분석하였다.

지역을 권역으로 통합하여 권역격차를 분석한 결과 통합 전의 지역간 격차의 불규칙한 추세가 평활하여 감소하였으나, 통합 후에도 권역간 격차는 뚜렷하게 나타나는 것으로 분석되었다.

변이계수의 경우 지역내총생산에 대한 권역 격차는 1985년부터 2006년 지역간 격차의 증가보다 20.2%, 지니계수는 12.2%, 타일계수는 28.7%, 순위규모계수는 7.6% 증가한 것으로 분석되었다. 반면 인구수로 보정한 1인당 지역내총생산액의 경우는 1985년 대비 2006년 증가비율은 지역간 격차보다 작게 증가한 것으로 분석되었다. 또한, 1985년 대비 2006년 인구의 격차는 기존 지역격차보다 권역격차가 크게 증가하는 것으로 분석되었다. 인구와 노동자 수의 격차는 기존 지역격차보다 증가폭도 크지만 격차의 크기도 증가한 것으로 분석되었다. 또한, 부가가치총액과 1인당 부가가치액은 통합 전의 격차보다 크게 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나, 하수도 공급은 권역별로 통합 후의 격차가 통합 전의 격차보다 감소하는 것으로 분석되었다. 총요소생산성은 권역별 통합 후의 격차가 통

합 전의 격차보다 1985년 대비 2006년의 격차 증가폭은 기존 지역격차보다 감소하였으나 격차의 절대 크기는 증가한 것으로 분석되었다.

권역으로 통합 후, 공간적 특성을 고려한 공간격차모형의 개발을 통하여 통합 전과 통합 후의 격차를 비교 분석하였다. 분석결과 전반적으로 격차가 감소하는 것으로 분석되어 공간적인 특성을 고려했을 때 권역간 교역 및 인구이동으로 인하여 물리적인 지표에 대한 격차가 보다 감소하는 것으로 분석되었다. 간혹, 공간격차계수 중 상반되는 추이가 나타난 결과도 나타났으나, 이는 전반적으로 격차의 범위(range)가 감소하여 상반되는 결과가 나타난 듯 보일 뿐, 범위를 확대하였을 때의 추세 변화는 일정한 것으로 분석되었다. 또한 이러한 특성은 시계열상의 범위 확장을 통해서 보정이 가능할 것이라고 판단된다.

권역으로의 통합 후에 권역간 격차의 수렴 정도를 비교 분석하기 위해 수렴 회귀식과 권역간 공간적인 특성을 고려한 공간수렴회귀모형을 비교 분석하였다. 분석결과 대체로 수렴속도가 증가하고, 발산되는 정도를 감소시키며, 이에 따른 과급효과와 10% 수렴도를 증가 시키는데 소요되는 기간을 단축시키는 것으로 분석되었다. 또한, 공간수렴회귀모형을 적용하였을 때 기존 수렴모형을 적용하는 것보다 대체로 안정성 및 적용성이 향상되는 것으로 분석되었다. 따라서, 권역으로의 통합 후의 격차 수렴 속도는 공간적인 특성을 이용하는 경우에 보다 향상되며, 이로 인한 규모의 경제와 연결의 경제가 존재하는 것으로 분석되었다.

즉, 통합 전의 16개 지역을 7개 권역으로 구분하여 격차를 분석한 결과 대체로 권역의 격차는 상승하는 것으로 분석되었다. 반면, 16개 지역간 격차는 공간적인 특성을 고려하여 분석한 결과 감소하는 것으로 분석되었으며, 16개 지역을 통합하여 분석한 경우에도 공간적인 특성을 고려한 후에는 권역의 격차가 감소하는 것으로 나타났다.

따라서, 통합 후의 격차 상승에 주요한 원인을 주는 요인이 무엇인지를 밝히기 위하여 Dagum의 권역내 및 권역간 격차 기여도를 분석하였으며, 강원권과 제주권은 하위 지역이 존재하지 않음으로 이를 제외한 5개 권역이 타 권역과의 격차 기여도 분석을 통하여 특정 권역이 전체 권역의 격차에 미치는 영향을 분

석하였다.

분석결과 권역으로 통합한 후에도 격차의 증가는 현저하게 나타나나 이에 영향을 주는 요인은 권역내 격차보다 권역간 격차인 것으로 분석되었다. 반면, 1985년의 권역내 격차와 권역간 격차의 비중 중 권역내 격차가 차지하는 비중이 2005년에는 보다 증가함으로써, 단순하게 권역간 격차로 인하여 전체 권역의 격차가 16개 지역격차보다 상승하였다고 평가하는 것은 바르지 않은 것으로 나타났다. 즉, 권역으로 통합 후에 격차가 상승하게 된 원인에는 주요 원인으로 권역간 격차에 의해서 증가하였지만, 권역내 격차도 1985년 대비 2005년에 상승해 가는 것으로 나타나, 전체 권역의 격차에 미치는 영향이 증가하는 것으로 판단하는 것이 올바른 분석 결과인 것으로 나타났다.

전체 권역의 격차에는 상대적으로 권역간 격차에 의해서 전체 권역의 격차가 증가하였으나, 어떤 특정 권역에 의하여 전체 권역의 격차가 증가하는 지를 분석하기 위하여 Dagum의 권역간 격차에 권역의 요소비중, 측정지표의 점유비중을 고려하여 특정 권역의 전체 권역 격차에 대한 기여도를 분석하였다. 분석결과 모든 변수에서 수도권으로 인해 전체 권역의 격차가 증가하는 것으로 나타나, 수도권으로의 편중현상이 심각한 것으로 분석되었다. 반면, 대경권, 호남권, 충청권 특히 호남권, 충청권은 전체 권역 격차에 기여하는 정도가 작은 것으로 분석되어 일반적으로 측정 지표별 점유 비중이 작은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 수도권과 호남권, 충청권으로의 극화현상이 심화된 것으로 판단할 수 있다.

따라서, 본 연구에서는 16개 지역을 권역으로 통합한 후에는 지역별 격차보다 권역별 격차가 상승하는 것으로 나타났으며, 공간적인 연계를 고려했을 때에는 권역별 격차보다 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 권역내 격차와 권역간 격차 중 권역간 격차에 의해서 권역별 격차가 증가하는 것으로 나타났다. 그리고, 요인들의 수도권으로의 편중현상으로 인하여 권역별 격차가 증가하는 것으로 분석되었다.

## 제2절 정책제언

기반시설에 대한 사업 평가 등 사업의 특성마다 적절한 효율성 평가방안이 있지만, 지역간 격차 분석은 기존 정책에 대한 효율성 검증 및 향후 정책의 신설시 정책의 효율성 예측에 있어 기준으로 작용한다. 지역을 대상으로 한 정책의 실현은 정책 후의 지역 변화에 대해서 효율성 및 효과분석이 명확히 이루어졌을 때 정책의 실현으로 인한 효과를 견인할 수 있다.

본 연구의 지역간 경제성장격차 변화 분석은 정책의 집행 후 효율성을 타진하기 위한 예비 분석으로써 정책의 집행 후에 예견되는 효과를 보다 과학적으로 분석하여 미래에 다가올 정책으로 인한 부정적인 영향을 최소화시키는 것을 목적으로 하고 있다.

따라서, 본 분석에서 사용한 변수 및 그 외의 다양한 변수를 활용함으로써 정책 집행으로 인한 효율성 검증을 도모하여야 하며, 같은 격차 분석임에도 다양한 분석법을 적용하여 정책 집행 후 발생할 결과에 대한 시나리오 분석이 견해저야 할 것이다.

본 분석은 경제, 인구, 산업, 생산성에 대한 대리변수를 추출하여 분석함으로써 경제권의 통합 후에 예견되는 결과를 일면 제시하였다. 그러나, 상기의 변수 외에 보다 다양한 부문과 종합적인 변수를 고려함으로써 지역 통합 후의 결과를 다르게 제시할 수 있을 것이다. 따라서, 이에 걸맞은 시간과 노력이 수반되어야 할 것이며, 과학적인 정책 수립 및 수립과정이 이루어져야 할 것이다. 또는, 정책의 특성상 모든 것을 고려하여 정책을 수립하기에는 시간적인 제약이 존재함으로써, 정책의 수립 후 효율성 검증 없이 정책의 졸속 집행이라는 통념에서 탈피하여, 집행 전 정책으로 인한 효율성 검증을 충분히 시행해야 할 것이며, 이를 통한 정책의 수정 및 보완이 성실히 수반되어야 할 것이다.

본 분석에서는 지역간 및 권역간 격차를 분석하는데 있어서 기존 격차 분석법 및 공간적인 특성을 고려한 격차분석법과 격차 결과를 제시하였다. 분석 결

과에서 나타난 것과 같이 지역격차 및 권역격차는 공간적인 측면을 고려했을 경우에 기존의 지역격차 및 권역격차보다 격차가 감소하는 것으로 분석되었다. 본 분석에서는 지역간의 거리 특성을 이용한 경우에 발생한 것이나, 공간적인 특성은 지역간의 거리 특성 외에 산업 연계, 인구 및 노동력 이동, 물자 이동 등 지역 및 권역의 개방성으로 다르게 구분 지을 수 있을 것이다. 따라서, 기존 시도 16개의 권역 통합을 고려할 경우에는 시도 통합에 따른 영향력을 충분히 검토하여야 하며, 이를 통한 영향력을 신중히 예측하여야 한다.

또한, 지역이 권역으로 통합된 후에는 권역간 격차에 대하여만 해결방안을 제시하는 경우가 대다수이다. 그러나, 본 연구의 결과에서 나타난 바와 같이 권역간 격차에 영향을 주는 요인은 주로 권역간 격차이나, 권역내 격차에 의한 권역간 격차 설명도 또한 시간의 흐름과 함께 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 통합 후에 발생할 권역간 격차에 대한 대응방안 외에도 권역내 지역에 대한 격차 발생 요인에 대한 대처도 필요하다. 즉, 지역이 권역으로 통합되었다고는 하지만, 권역 안에 투자 장려할 산업 및 성장잠재력에 대한 유치 경쟁은 날로 심화되어 갈 것이다. 따라서, 이에 대한 대응논리를 적극 개발하는 것이 필요하다.

따라서, 이러한 권역내 및 권역간 격차 변화에 대한 분석을 통하여 특정 정책으로 인한 지역으로의 과급효과를 면밀히 검토하여야 한다. 즉, 정책으로 인해 특정 지역에 미치는 과급효과를 분석해냄으로써 정책의 효율성 및 적시성을 파악하여야 하며, 이는 정책 수립 사전의 예비 검증과정에서 우선적으로 실현되어야 할 것이다.

끝으로 지역격차에 대한 분석은 단순하게 지역간의 차이가 어느 정도인지를 규명하는 분석이 아니라, 그 어떤 정책으로도 적용이 가능한 다변화성 및 적용성이 강한 분석방법이다. 따라서 위에서 언급한 것과 같이 다양화, 다변화되어 가는 정책의 효율적인 실천을 위하여, 정책의 집행 이전에 사전적인 효율성을 검증하여야 할 것이다.





- 김경수, 김형빈 (2006), 지역간 균형발전을 위한 지역격차 분석: 부산광역시를 대상으로. 「한국지방자치학회보」, 18(1) : 129-149
- 김덕준 (2003), 지역개발격차의 측정 및 원인분석에 관한 연구, 「행정논총」, 41(4) : 279-308
- 김상호 (1998), 지역성장과 지역격차에 관한 연구경향의 고찰 및 평가. 전북행정학보. 12 : 209-238
- 김윤상 (1986), 도시모형론. 경북대학교 출판부
- 김영모 (1988), 지역개발의 개발지표에 관한 연구, 「단국대논문집」, 22 : 191-231
- \_\_\_\_\_ (1998), 지역개발의 현황과 문제점, 「한국행정연구」, 6(4) : 5-25
- 김영성 (2001), 지역발전도의 격차 변동, 「지리학연구」, 35(1) : 45-59
- 김윤상·김수동 (1984), 경상북도 지역격차의 분석, 「경북대법대논총」, 22 : 157-174
- 김익준 (1995), 경기도내 지역개발격차 분석: GIS의 적용, 「경기21세기」, 3 : 132-143
- 김지욱, 김학수 (2003), Solow-Swan 신고전학과 성장모형을 이용한 아시아 경제수렴화 연구: 확률계수모형을 이용하여, 계량경제학보, 14(3) : 79-94
- 김태명 (2004), 한국과 이탈리아의 지역 격차 특성에 관한 비교 연구, 한국정책과학학회보 8(4) : 111-127
- 국중호 (2007), 조세부담의 지역간 격차와 이전재원의 효과, 한국지방재정논집, 12(1) : 99-128

- 김홍종 (1999), 수렴도 2%는 과연 안정적인가? : 구 서독지역 성장의 수렴도 분석, EU학연구, 한국EU학회, 4(1)
- \_\_\_\_\_ (2001), 독일의 지역간 성장 격차와 산업별 기여도 분석, EU학연구, 한국EU학회, 6(1)
- 김홍종, 주상영 (2001), 자본 축적과 지역 성장의 양극화, 경제발전연구, 7(2) : 21-40
- 대한국토·도시계획학회(1999), 지역경제론, 보성각 : 165-206
- 문춘걸, 박기현 (2005), 우리나라 지역경제의 수렴여부에 관한 실증분석, 공공경제, 10(2) : 49-79
- 민경휘 (2005), 지역간 성장률 격차와 성장요인의 분석, 지역경제
- 박성복 (1996), 지역발전격차의 분석 시론: 1994년의 광역자치단체를 중심으로, 「한국행정논집」, 8(2) : 385-403
- \_\_\_\_\_ (1997), 지역발전도 및 지역불평등도의 측정, 「한국행정학보」, 31(3) : 165-185
- 박희봉, 이희창, 정우일 (2001), 경기도 남북의 지역격차에 관한 연구: 진단과 과제, 「지방정부연구」, 5(2) : 53-79
- 박호정, 김태기, 나주몽(2007), 지역 제조업의 기술적 효율성 차이와 수렴성, 대한국토·도시계획학회, 국토계획, 42(7) : 169-182
- 서환주, 이영수, 오정훈 (2006), ICT투자와 90년대 국가간 성장격차: 33개국을 대상으로, 정보통신정책연구, 13(2) : 1-25
- 성형곤, 김혜자 (2006), 지니계수분해법을 이용한 서울대도시권 지방재정의 불균등도 추이분석, 대한국토·도시계획학회, 국토계획, 41(6) : 195-212
- 심재용 (2000), 제조업 생산성의 한·미간 비교와 수렴현상, 한국경제발전학회, 경제발전연구, 6(2) : 239-262
- 이상일 (2004), Spatial data analysis for U.S. regional income convergence, 1969-1999: A critical appraisal of  $\beta$ -convergence, Journal of the Korean geographical society, 39(2) : 212-228

- 이희연 (2004), 응급의료기관의 공간분포와 응급의료 서비스 수급의 공간적 격차, 한국지역지리학회지, 10(3) : 606-623
- 유병철, 박성익 (2004), 지역별 인적자본의 추계 및 수렴검정, 한국경제학회, 한국경제연구, 13 : 81-110
- 유항근 (2004), 지니계수, 상대적 지니계수 및 타일의 엔트로피지수를 이용한 소득불평등 분석, 응용경제, 6(3) : 5-30
- 임업 (2003), 공간의존과 지역소득수렴에 관한 분석, 대한국토·도시계획학회, 국토계획, 38(2) : 229-242
- 임병인 (2006), 소득유형별 지니계수 분해기법을 이용한 소득불평등 개선효과 분석, 공공경제, 11(2) : 37-64
- 정진호 외 (1995), 기업가형 지방경영. 한국경제연구원
- 정운찬, 김영식 (2007), 거시경제론, 율곡출판사
- 전은하, 이성우 (2007), 고속철도가 지역균형발전에 미치는 영향, 서울도시연구, 8(4) : 73-87
- 정연승 (2006), 대중소기업 간 노동생산성 및 노동소득 격차에 관한 연구: 광,제조업통계조사를 중심으로, 중소기업연구, 28(4) : 135-161
- 허식 (2007), 지역간 임금격차에 관한 요인분해: 수도권과 비수도권 중심으로, 산업경제연구, 20(1) : 1-16
- 한표환 (1994), 지방자치와 지역격차, 지방자치의 발전전략, 박문각 : 149-175
- 허문구 (2005), 지역간 소득격차의 결정요인 분석, 산업경제분석, KIET 산업경제, 산업연구원 : 49-62
- 홍준현 (1999), '90년대 우리 나라 지역격차의 실태분석, 「한국행정연구」, 8(3) : 48-78
- \_\_\_\_\_ (2005), 지방분권화와 수도권-비수도권간 및 영호남간 지역격차, 「국가정책연구」, 19(1) : 165-195
- 황명찬 (1973), 개발도상국가의 지역간 소득격차의 Simulation 분석. 국토계획, 8(20) : 48-78

- Adam, C. S. (1998), Implementing small-sample bias corrections in dynamic panel data estimators using Stata, Mimeo, University of Oxford
- Aiello and Scoppa (2000), Uneven regional development in Italy: explaining differences in productivity levels, *Giornale Degli Economisti e Annali di Economia*, 59 : 270-98
- Amemiya, T. (1967), A note on the estimation of Balestra-Nerlove models, Institute for Mathematical Studies in Social Sciences Technical Report 4. Stanford University
- Armstrong and Taylor(2000), *Regional economics and policy*, Oxford
- Arellano M., and Bond S. (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58 : 277-97
- Baltagi, B. H. (2003), *Econometric analysis of panel data*, Chichester: John Wiley and Sons
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1991), Convergence across states and regions. *Brookings Paper of Economic Activity* : 107-182
- Barro R. and Sala-i-Martin X. (2004), *Economic growth*, New York: McGraw-Hill
- Baier S. L., Dwyer G. P. and Tamura R. (2002) How important are capital and total factor productivity for economic growth?, Working Paper, Federal Reserve Bank of Atlanta
- Benhabib, J., and Spiegel, M.M. (1994), The role of human capital in economic development. Evidence from aggregate cross-country data, *Journal of Monetary Economics* 34 : 143-173
- Bernard A.B. and Jones C.I. (1996), Technology and convergence, *Economic Journal*, 106 : 1037-44
- Bettina Aten and Alan Heston (2005), Regional output differences in international perspective, *Spatial inequality and development*, Oxford university press

- Boldrin and Canova (2001), Inequality and convergence: reconsidering European regional policies, *Economic Policy*, 32 : 205-245
- Boltho A., Carlin W., and Scaramozzino P. (1999), Will East Germany become a new Mezzogiorno?, J. Adams and F. Pigliaru, editors, *Economic Growth and Change. National and Regional Patterns of Convergence and Divergence*, Cheltenham: Edward Elgar
- Blundell R. and Bond S. (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87 : 115-143
- Bond, S., Hoeffler, A. and Temple, J. (2001), *GMM Estimation of Empirical Growth Models*, Mimeo
- Carlos Azzoni et al. (2005), Opening the convergence black box: Measurement problems and demographic aspects, *Spatial inequality and development*, Oxford university press
- Caselli, F., Esquivel, G. and Lefort, F. (1996), Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth* 1 : 363-89
- Charles I. J. (1997), Comment for The neoclassical revival in growth economies: Has it gone too far?, *NBER Macroeconomics Annual*, 12 : 107-113
- De la Fuente A. (1997), The empirics of growth and convergence, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21 : 23-77
- \_\_\_\_\_ (2002), On the source of convergence: a closer look at the Spanish regions, *European Economic Review*, 46 : 569-599
- Di Liberto A. (1994), Convergence across Italian regions, *Nota di Lavoro Fondazione ENI Enrico Mattei* 68
- \_\_\_\_\_ (2001) Stock di Capitale Umano e Crescita delle Regioni Italiane: un Approccio Panel, *Politica Economica*, 17 : 159-184
- Dowrick S. and Nguyen D. (1989), OECD comparative economic growth 1950-85:

- catch-up and convergence, *American economic review*, 79 : 1010-1030
- Dowrick and Rogers M. (2002), Classical and technological convergence: beyond the Solow-Swan growth model, *Oxford Economic Papers*, 54 : 369-385
- Dougherty, C., and Jorgenson, D. (1995), International comparisons of the sources of economic growth, *American economic review*, 86(2) : 25-29
- Easterly W. and Levine R. (2001), It's not factor accumulation: stylized facts and growth models, *World bank economic review*, 15 : 177-219
- Fagerberg J. and Verspagen B. (1996), Heading for divergence. Regional growth in Europe reconsidered, *Journal of common market studies*, 34 : 431-48
- Graziani A. (1978), The Mezzogiorno in the Italian economy, *Cambridge Journal of Economics* 2 : 355-72
- Hajimichalis, C. (1987), Uneven development and regionalism: state, territory and class in southern Europe, Croom Helm, London
- Hetcher, M. (1975), Internal colonialism: the Celtic fringe in British national development 1536-1966, Univ of California press, LA
- Judson, R. and Owen, A. (1996), Estimating DPD models: a practical guide for macroeconomists, Federal reserve board of governors mimeo
- Islam N. (1995), Growth empirics: a panel data approach, *Quarterly Journal of Economics*, 110 : 1127-1170
- \_\_\_\_\_ (2000), Productivity dynamics in a large sample of countries: a panel study, Emory University, mimeo
- \_\_\_\_\_ (2003), What have we learnt from the convergence debate?, *Journal of economic survey* 17 : 309-62
- Kiviet, J. (1995), On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 68 : 53-78
- Klenow P. J. and Rodriguez-Clare A. (1997), Economic growth: A review essay, *Journal of Monetary Economics*, 40 : 597-617

- Lucas R. E. (2000), Some macroeconomics for the 21st century, *Journal of Economic Perspectives*, 14 : 159-168
- Mankiw N. G., Romer D. and Weil D. (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107 : 407-37
- Marrocu E., Paci R. and Pala R. (2001), Estimation of total factor productivity for regions and sectors in Italy: A panel cointegration approach, *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 48 : 533-558
- Massey, D., (1995), *Spatial division of labor: social structures and the geography of production*, Macmillan
- Mauro, L., and Podrecca, E. (1994), The case of Italian Regions: Convergence or Dualism?, *Economic Notes*, 24 : 447-472
- Nelson, R. R., and Phelps, E. S. (1966), "Investments in humans, technological diffusion, and economic growth." *American Economic Review* 56 : 69-75
- Paci R. and Pigliaru F. (1995), Differenziali di crescita nelle regioni italiane: un'analisi cross-section, *Rivista di Politica Economica*, LXXXV : 3-34
- \_\_\_\_\_ (2002), Technological diffusion, spatial spillovers and regional convergence in Europe, in: J.R. Cuadrado-Roura and M. Parellada(eds), *Regional convergence in the European Union*, Berlin: Springer : 273-292
- Parente S.L. and Prescott E.C. (2000), *Barriers to the riches*, Boston: MIT Press
- Pigliaru F. (2003), Detecting technological catch-up in economic convergence, *Metroeconomica*, 54 : 161-178
- Kanbur R. and Venables A. J. (2005), *Spatial inequality and development*, Oxford university press
- Robert E. Hall and Charles I. Jones (1998), Why do some countries produce so much more per worker than others?, *The quarterly journal of economics*, 114 : 83-116

Sala-i-Martin X. (1996), The classical approach to convergence analysis, *The Economic Journal* 106 : 1019-1036

Temple J. (2001), Growth effects of education and social capital in the OECD countries, Mimeo, University of Bristol

Young, A. (1994), Lessons from the East Asian NIC's. A Contrarian View, *European Economic Review*, 38 : 964-973

\_\_\_\_\_ (1995), Confronting the statistical realities of the East Asian growth Experience, *Quarterly Journal of Economics*, 110 : 641-80



**Abstract**

## Analysis of Regional Inequality in Economic Growth

Currently issued policies in regional balanced development and great sphere economic zone are having a goal to iron out the regional inequality and contrive regional development. The power of regional growth drawn by economic zone integration increases regional income and acts as a vital key for actualizing balanced development as relaxing inequality with other regions.

One of the assumptions of this study is that inequality by regional economic growth will be occurred and linked with neighboring regions. The other assumption is regional inequality will be increased after integrating municipal regions into economic zone. For verifying assumptions, this study targets 16 municipal regions and seven zones in 1985's~2006's, uses existing regional inequality models and Barro and Sala-i-Martin's  $\beta$ -convergence model. In addition, this study makes spatial inequality model and spatial convergence regressive model with applying spatial characteristics for comparing results produced by exiting regional inequality model and  $\beta$ -convergence model. For comparing rates of contribution by within and between inequality with whole inequality in zone, this study uses Dagum's decomposition of the Gini inequality model.

As a results, this study shows that inequality after integration to seven zones is higher than that in 16 regions. Also, when it comes to spatial linkage between regions and zones, which makes this study to show decreased inequality as a economy of scale. Increased inequality in zones will be affected mainly by between

inequality than by within inequality in zones.

This kind of analysis about regional inequality should be used to verify the efficiency of exiting and forthcoming policy. Especially, it will be considered as a critical one which usually apply region and zone as its objects. After earlier and deep consideration about effect and efficiency of policy, it will draw real efficient outcome from policy realization.

Consequently, analysis such as regional inequality is not for showing only extent of intra-regional inequality, but used to as a key role in verification of policy procedure. Because, the way of showing regional inequality is easy to transform and apply when we have a specified issue and policy to solve. Therefore, regional inequality should act as a pre-verification device to forecast the results of policy.

□ Key word : balanced development, economic zone integration, regional inequality, spatial-regional inequality, convergence, spatial convergence, Gini inequality decomposition