

지역경제 성장요인 분석

A Study on the Determinants of Regional Growth in Korea

사 모성은

(Authors) Mo, Sung-Eun

출처 한국지역개발학회지 11(1), 1999.6, 45-62 (18 pages)

(Source) Journal of The Korean Regional Development Association 11(1), 1999.6, 45-62 (18 pages)

한국지역개발학회 발행처

The Korean Regional Development Association (Publisher)

URL http://www.dbpia.co.kr/Article/NODE01851098

APA Style 모성은 (1999). 지역경제 성장요인 분석. 한국지역개발학회지, 11(1), 45-62.

이화여자대학교 203.255.***.68 2018/12/01 17:00 (KST) 이용정보

(Accessed)

저작권 안내

DBpia에서 제공되는 모든 저작물의 저작권은 원저작자에게 있으며, 누리미디어는 각 저작물의 내용을 보증하거나 책임을 지지 않습니다. 그리고 DBpia에서 제공되 는 저작물은 DBpia와 구독계약을 체결한 기관소속 이용자 혹은 해당 저작물의 개별 구매자가 비영리적으로만 이용할 수 있습니다. 그러므로 이에 위반하여 DBpia에 서 제공되는 저작물을 복제, 전송 등의 방법으로 무단 이용하는 경우 관련 법령에 따라 민, 형사상의 책임을 질 수 있습니다.

Copyright Information

Copyright of all literary works provided by DBpia belongs to the copyright holder(s) and Nurimedia does not guarantee contents of the literary work or assume responsibility for the same. In addition, the literary works provided by DBpia may only be used by the users affiliated to the institutions which executed a subscription agreement with DBpia or the individual purchasers of the literary work(s)for non-commercial purposes. Therefore, any person who illegally uses the literary works provided by DBpia by means of reproduction or transmission shall assume civil and criminal responsibility according to applicable laws and regulations.

지역경제 성장요인 분석

모 성 은 국가전문행정연수원

A Study on the Determinants of Regional Growth in Korea

Mo, Sung-Eun

National Institution of Professional Administration

Abstract: The purpose of this study is to analyze determinants of economic regional growth in Korea. Regional economic growth and inequalities have been measured by Gross Regional Domestic Products in constant price using data from the past 26 years. Five models of regional growth – 1) Regional labor growth model, 2) Regional finance growth model, 3) Local public finance model, 4) Regional SOC growth model, 5) Regional growth synthesis model – have been established. Multiple regression analysis with 22 independent variables were then used. The results of empirical analysis are as follows:

- (1) In the regional labor growth model, it was observed wholesale & retail workers had a higher confidence level than any other variables.
- (2) In the regional finance growth model, it was observed that deposit variables was the most significant factor.
- (3) In the local public finance model, it was observed that annual expenditure was the most significant factor.
- (4) In the regional SOC growth model, it was observed that the SOC variables played important roles in regional growth.
- (5) In the regional growth synthesis model which synthesized 4 individual models, it was observed that annual expenditures of local public finance growth model were the most significant factor in regional growth. The estimated coefficient was recorded as a "+" sign.

1 서 론

한국의 지역성장에 관한 일반적 연구결과들을 살펴보면 대체로 시도간 · 권역간 지역소득, 제조업 부가가치 등 낙후성과 불균형정도가 매우 높다는 것을 지적하고 있다. ¹⁾ 이러한 지역 경제력의 낙후성 또는 지역격차의 존재는 한국 경제의 지속발전을 위해서 이제 더 이상 방치할수가 없는 문제이며 이의 해결을 위한 적극적인 노력이 요망된다 하겠다.

이와 같은 배경에 근거하여 본 연구에서는 한 국의 지역성장²⁾에 영향을 미치는 요인은 무엇 인지 즉, 어떠한 요인이 지역성장을 촉진시키는 지에 대해 분석하는 것을 연구의 목적으로 설정 하였다.

본 연구에서의 지역성장은 주로 경제적 성장 즉, GRDP증가율을 의미한다. 그리고 연구의 기본적 분석단위는 우리나라의 11개 시·도(서울특별시,부산광역시 및 9개도³⁾와 4개의 권역 단위(수도권·중부권·동남권·서남권)이다. 그리고 이러한 공간적 범위와 더불어 시간적 범위는 1970년부터 1995년까지로 설정하고, 26년간의 자료를 수집하였다.

본 연구는 지역성장 및 지역격차에 관한 문헌 조사를 통하여 지역성장 패턴을 좀 더 적절하게 설명할 수 있는 모형의 정립이 필요하다는 인식하에 한국의 상황을 고려한 현실성 있는 모형을 설정하였다. 즉, 다중선형회귀모형을 설정하여 RATS통계프로그램을 통해 분석하였다. 회귀방 정식의 모형설정에 있어서는 선택한 총 22개의 독립변수들을 i)지역노동 성장모형, ii)지방재정 성장모형, iii)지역금융 성장모형, iv)지역사회간접자본 성장모형, v)지역성장 종합모형 등 5개의 범주로 분류하였다.

각 모형에서는 불변 GRDP를 종속변수(Y)로 삼고, 〈표 2〉의 내용을 독립변수 (X₁ ~ X_N)로 한 5개의 지역성장모형방정식을 다중회귀분석방 법에 의거 분석하였다. 그리고 지역성장요인의

중요성을 구체적으로 살펴보기 위하여 VAR모형 의 예측오차분산분해를 실시하였다.

지금까지 지역성장에 대한 선행연구는 국내 외에서 다양하게 이루어져 왔다⁴⁾. 그러나 국내 에서는 지역경제의 종합적 수준을 나타내는 GRDP를 종속변수로 제대로 활용한 연구결과는 찾아보기 힘들었다. 따라서 본 연구는 26년간의 시도별 GRDP를 종속변수로 활용하여 지역성장 올 분석하는 데 그 의미를 부여하고자 한다.

2 분석모형

2.1 모형의 설정

1) 지역성장의 결정구조5

지역성장을 유발하는 요인은 무엇인가? 이에 대한 해답을 찾기 위해서 본 연구에서는 리차드 슨 (Richardson)의 지역성장에 대한 실증연구⁶⁾를 토대로 한국의 지역여건을 감안하여 지역성장 결정구조를 설정하였다.

우리나라의 경우 지역경제 성장은 해당지역이 얼마나 생산요소를 원활히 수급할 수 있느냐그리고 경제적 기반이 얼마나 조성되어 있느냐에 달려있다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같이 4개의 부문을 지역성장 결정요인으로 가정하고 지역성장 모형을 설정하였다.

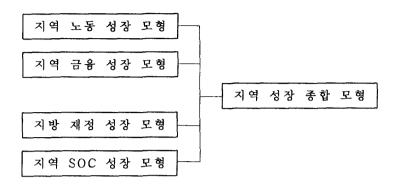
첫째, 지역의 성장은 지역노동시장의 상태에 따라 영향을 받는다.

둘째, 지역의 성장은 지역금융시장에 의해 영향을 받는다.

셋째, 지역성장은 지방재정의 여건에 의해 영 향을 받는다.

넷째, 지역성장은 지역의 기반시설 즉, 사회 간접자본의 여건에 영향을 받는다.⁷⁾

2) 지역성장 분석모형



〈그림 1〉 지역성장 분석의 튤

〈표 1〉 지역성장 분석모형

```
모형 1: Y<sub>it</sub> = a<sub>0</sub> + a<sub>1</sub>NOP + a<sub>2</sub>NOW + a<sub>3</sub>NOS + a<sub>4</sub>NOF + a<sub>5</sub>NOT + u<sub>it</sub>
모형 2: Y<sub>it</sub> = β<sub>0</sub> + β<sub>1</sub>LMB + β<sub>2</sub>DMB + β<sub>3</sub>DCB + β<sub>4</sub>NOB + β<sub>5</sub>IOC + u<sub>it</sub>
모형 3: Y<sub>it</sub> = γ<sub>0</sub> + γ<sub>1</sub>RGA + γ<sub>2</sub>ROI + γ<sub>2</sub>EGA + γ<sub>4</sub>EIE + u<sub>it</sub>
모형 4: Y<sub>it</sub> = λ<sub>0</sub> + λ<sub>4</sub>DOC + λ<sub>2</sub>LOR + λ<sub>3</sub>SOW + λ<sub>4</sub>ERD + u<sub>it</sub>
모형 5: Y<sub>it</sub> = n<sub>0</sub> + n<sub>1</sub>NOS + n<sub>2</sub>LMB + n<sub>3</sub>EGA + n<sub>4</sub>DOC + u<sub>it</sub>
```

주 : Y : 종속변수, i : 1, 2, 3,…11개 시도(및 4대 권역), t : 1970, 1971,……1995. a, β, γ, λ, π, : 상수항, a, α, α, α, π, : 회귀계수, u : 교란항

먼저, 지역성장 요인을 분석하기 위해서는 지역성장에 영향을 미치는 모형의 정립이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 리차드슨(Richardson)의 연구논문⁸⁾을 토대로 앞 절의 지역성장 결정구조에서 검토한 내용을 정리하여 〈그림 1〉과 같이 한국의 실정에 맞게 지역성장 분석의 틀을 정립하였다.

그리고 본 연구에서는 지역성장 요인분석 모 형을 5개의 형태로 〈표 1〉과 같이 설정하였다.

2.2 변수의 선정 및 표준화

1) 종속변수

지역의 성장을 연구함에 있어 다양한 측면에서 접근할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 경제적 측면에서의 성장에 중점을 두었기 때문에 지

역의 경제수준이나 경제규모를 나타내는 종합 지표인 지역내총생산(gross regional domestic products : GRDP)⁹⁾을 분석모형의 종속변수로 선정하였다.

지역내총생산(GRDP)은 일정기간동안 일정지역내에서 새로이 생산된 재화와 용역의 가치를 시장가격으로 평가한 것이라 정의 된다. 100 즉, GRDP는 국가단위의 GDP(국내총생산)와 상용하는 지역개념의 종합적 경제지표이다.

본 모형에서 종속변수로 선정된 GRDP자료는 통계청의 지역내총생산 자료를 기준으로하되 통계청의 자료는 1985년부터 1995년까지만 작성되어 있으므로 그 이전(1970년~1984년)의 자료는 내무부에서 추계한 자료를이용하였다. 11)

지역단위 기준은 11개 광역자치단체를 기준으로 하였다. 이는 본 연구에 사용된 모든 변수에

〈표 2〉 지역성장 분석모형의 독립변수

모 형	독 립 변 수
모형 1 : 지역노동성장모형	 NOP: 지역인구수 NOW: 여성인구수 NOS: 광공업 종사자수 NOF: 농가인구수 NOT: 도소매 종사자수
모형 2 : 지역금융성장모형	 LMB: 예금은행 대출금 DMB: 예금은행 예수금 DCB: 어음부도액 NOB: 일반은행 점포수 IOC: 화폐발행액
모형 3 : 지방재정성장모형	 RGA: 일반회계 세입액 ROI: 자주재원액 EGA: 일반회계 세출액 EIE: 산업경제비
모형 4 : 지역사회간접자본 성장모형	 DOC : 건축허가면적 LOR : 도로연장 SOW : 상수도급수량 ERD : 지자체 지역개발비
모형 5 : 지역성장 종합모형	 NOS : 광공업 종사자수 LMB : 예금은행 대출액 EGA : 지자체 세출액 DOC : 건축허가면적

주 : 모형5(지역성장종합모형)의 경우는 사후적으로 만들어진 것이다. 그것은 모형1~모형4에 이르기까지 회기분석을 실시한 결과 가장 유의적인 변수로 구성했기 때문이다.

대하여 표본의 최초년도를 1970년으로 하였기 때문에 1970년 당시의 행정구역으로 일치시킨 것이다.¹²⁾

그리고 지역성장 분석모형의 종속변수(지역경 제성장)로 사용하기 위해서 경상가격으로 표현된 GRDP자료를 불변가격으로 환가시켜 주었다. 15) 통계청의 자료는 불변가격을 별도로 추계발표하고 있지만 내무부의 일부자료가 불변가격으로 표시되어 있지 않은 실정이다. 따라서통계청과 내무부자료의 불일치를 해결하기 위하여 모든자료를 경상가격 기준으로 정리한 후다시 한국은행에서 발표하는 GNP Deflator(환가지수) 14)를 구하여 일괄적으로 적용하는 방식을 채택하였다. 15)

2) 독립변수

본 연구에서는 분석 유형에 따라 독립변수의 분류를 ① 지역노동요인 변수, ② 지역금융요인 변수, ③ 지방재정요인 변수, ④ 지역SOC요인 변수,⑤ 지역성장 종합요인 변수 등 크게 5부문으로 분류하고 총 22개의 독립변수를 선정하였다. (중복부문4개변수를 제외하면 독립변수는 총 18개의변수가 된다. (〈표 ② 참조)

3) 분석방법

전술한 바와 같이 본 연구에서는 지역성 장요인을 파악하기 위하여 우선 11개의 지역별로 파악된 1970년부터 1995년까지 26년 간의 종속변수와 18개의 독립변수를 모두 불변가격으로 환가시킨 후 자연대수를 취하여 증가율 형태로 변형시켰다. 4개의 개별 분석모형에 의거 18개의 독립변수가 GRDP라는 종속변수에 어떠한 영향을 주는지 지역별로 분석하였다.

그리고 4개의 개별 모형으로부터 얻은 분 석결과에 따라 종속변수에 가장 영향력있 는 독립변수를 모형별 각 1개를 추출하여 지역성장 종합모형에 대하여 다중회귀분석을 실시하였다.

따라서 본 논문에서는 5개의 모형을 서울·부산·경기·강원·충북·충남·전북·전남·경북·경남·제주 등 11개 시·도별 및 수도권·중부권·동남권·서남권 등 4대 권역별로 분석하기 때문에 총 75개의 분석모형이 설정되었으며 이렇게 설정된 분석모형과 변수에 대하여 RATS통계프로그램을 이용하여 전산처리를 실시하였으며 그 처리결과를 가지고 이분산성¹⁶⁾과자기상과¹⁷을 검증하였다.

그 결과, 대부분 이분산성에 대한 문제는 없는 것으로 나타났으나 Durbin-Watson¹⁸⁾수치가 유의수준에서 대부분 벗어나 있었다. 이에 대한 치유책으로 GLS (generalized least-squares: 일반 화된 최소자숭법) 방식¹⁹으로 모든 모형을 새로 이 분석하여 D. W통계량을 개선시키고 자기상 관을 치유하였다.

그리고 이러한 분석결과가 얼마나 신뢰성이 있는가를 검증하고, 지역성장요인의 중요성을 구체적으로 살펴보기 위하여 VAR모형²⁰⁾을 이용한 예측오차분산분해²¹⁾를 실시하였다.

3 분석결과

3.1 지역노동 성장요인 분석

지역노동 성장모형에서는 불변 GRDP를 종속 변수로 하고 지역인구수, 여성인구수, 광공업종 사자수, 농가인구수, 도소매업종사자수 등 5개의 설명변수를 대상으로 〈표 3〉과 같이 회귀분 석을 실시하였다. ²⁰

먼저, 시·도별 분석결과를 보면 t·통계량 검증에서 5개의 변수들 가운데 도소매종사자수 가 거의 모든 지역에서 통계적으로 유의한 것으 로 나타났으며 그 다음으로 농가인구수, 광공업 종사자수의 순으로 기록되었다.

일반적으로 지역성장을 결정짓는 중요한 노동변수로서 광공업 종사자수를 염두에 두고 있으나 광공업종사자의 경우 산업구조가 2차산업 위주로 되어있지 않은 지역에서는 설명력이 떨어짐에 반하여 도소매업종사자의 경우는 전국에 고르게 분포되어 있어 도소매업종사자의 유의성이 높게 나타난 것으로 분석된다.

유의성 검증에 의해 통계적으로 유의한 각 변수의 회귀계수 부호를 살펴보면, 도소매업 종사자수 및 광공업종사자수는 正의 부호를 나타내었고, 농가인구수는 부의 부호를 나타 내고 있어 경제이론에 적합하다는 것을 검증 할 수 있었다. 즉 도소매업종사자와 광공업종 사자가 지역성장에 증가함수로서 영향을 미치 고 있는 것으로 나타났으나, 농가인구수는 지역성장의 감소함수로서 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 지역총인구수의 경우 전남지역에서 부의 부호를 나타내었는데 이는 전남지역의 인구감소를 반영하고 있는 것으로 분석된다.

여성인구수의 경우는 t·통계량 검증에서 충남 과 전남지역이 채택 되었는데 충남지역은 '부호를, 전남지역은 '부호를 나타내었다. 여성인 구의 중가는 상대적으로 남성인구비중의 감소를 의미하므로 충남지역의 여성인구와 지역경제성장과의 관계는 부의 관계를 나타내고 있다. 그러나, 전남의 경우는 여성인구 자체가 감소하여 왔으므로 지역성장에 증가함수의 형태를 보인 것으로 판단된다.

다음으로 권역별 분석결과를 보면, 시·도단 위의 분석결과와는 대조적으로 t-통계량 검증에서 농가인구수가 수도권을 제외한 3개 권역에서 유의한 것으로 기록되었다. 수도권의 경우 농가인구수가 유의성이 떨어진 이유는 2·3차 산업 중심으로 발달된 수도권의 산업특성에 기인한 것으로 분석된다. 농가인구수에 대한 추정계수의 부호는 4개 권역 모두가 부의 형태를 기록하여 지역성장과는 역의 함수관계임을 알 수 있다.

한편, 지역인구수는 수도권에서만 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 여성인구는 모든 권역에서 유의성이 없는 것으로 기록되었다. 그러나 광공업종사자의 경우 수도권과 서남권에서 유의한 것으로 나타났고 도소매업종사자의 경우 중부권과 동남권에서 유의한 것으로 기록되었다. 이와 같이 권역별 분석결과, 수도권의 경우 광공업종사자가 유의한 것으로 나타난 것은 경기·인천지역이 수도권의범위에 포함되어있기 때문이며, 중부권의 경우 도소매업종사자가 유의한 것은 교통의 요충지인 대전이 중부권에 속해 있기 때문으로분석된다.

〈표 3〉 지역노동 성장모형에 의한 추정결과

	С	NOP	NOW	NOS	NOF	NOT	$\overline{\mathbb{R}}^2$	D. W. 1. 6\d\(2.4\)
서 울	-10. 56	2. 72 (1. 54)	-1. 75 (-0. 96)	0. 22 (1. 55)	-0.06 (-1.24)	0, 63 (4, 69)	0. 99	1. 69
부 산	17. 69	-0. 35 (-0. 91)	0. 15 (0. 56)	0. 11 (1. 39)	0. 01 (0. 17)	0, 25 (2, 03)	0. 99	2. 17
경 기	16.38	0. 01 (2. 71)	-0.02 (-1.41)	0, 01 (5, 06)	-0. 01 (-3. 23)	-0.02 (-0.55)	0. 99	2. 02
강 원	16. 26	0. 01 (0. 93)	-0.01 (-1.06)	0.01 (1.56)	-0.01 (-11.82)	0. 01 (3. 27)	0. 99	2.06
충 북	8. 19	4. 36 (1. 70)	-3.63 (-1.39)	0. 12 (1. 26)	-1. 29 (-7. 11)	0. 06 (0. 43)	0. 99	1. 98
충 남	16. 71	0. 01 (2. 15)	-0.01 (-2.92)	0. 01 (4. 14)	-0. 01 (-3. 65)	0.01 (1.97)	0. 99	1. 65
전 북	15.06	-0.01 (-1.50)	0. 01 (1. 47)	-0.01 (-0.34)	-0.01 (-2.30)	0. 01 (7. 70)	0. 99	2. 12
전 남	17. 10	-0. 01 (-5. 51)	0. 01 (4. 93)	0. 01 (5. 81)	-0. 01 (-10. 04)	-0.01 (-1.16)	0.99	1. 93
경 북	36.86	-1.06 (-0.57)	-0. 08 (-0. 04)	0.35 (7.06)	-1. 25 (-18. 99)	0. 14 (2. 70)	0. 99	1. 88
경 남	10. 87	-0. 15 (-0. 15)	0. 74 (0. 62)	0. 23 (8. 60)	-1. 13 (-7. 49)	0. 17 (1. 98)	0. 99	2. 38
제 주	11.77	0. 01 (1. 45)	-0. 01 (-0. 91)	0. 01 (0. 77)	-0. 01 (-1. 32)	0. 01 (4. 32)	0. 98	2. 24
수도권	15.30	0. 01 (4. 19)	-0.01 (-0.87)	0, 01 (2, 12)	-0.01 (-0.56)	0. 01 (1. 02)	0. 99	2. 04
중부권	18. 71	-0. 01 (-0. 46)	-0.01 (-0.06)	-0. 01 (-0. 84)	-0. 01 (-5. 54)	0. 01 (2. 17)	0. 99	1. 63
동남권	19.86	0. 01 (0. 82)	-0.01 (-1.56)	0.01 (0.53)	-0.01 (-5.06)	0. 01 (2. 29)	0. 99	2. 14
서남권	18. 50	-0. 01 (-0. 94)	0. 01 (0. 25)	0. 01 (2. 08)	-0, 01 (-3, 97)	0. 01 (0. 94)	0. 99	1. 41

주 : 괄호 안의 숫자는 t-통계량을 의미함.

3.2 지역금융 성장요인 분석

지역금융 성장모형에서는 종속변수인 불변 GRDP와 5개의 설명변수 즉, 예금은행대출금, 예금은행예수금, 어음부도액, 일반은행점포수, 화폐발행액에 대하여 회귀분석을 실시하였다. (〈표 4〉참조)

먼저, 시·도별 분석결과를 보면 지역금융성 장모형에 설정된 5개의 독립변수 가운데 예금은 행예수금의 경우가 가장 유의한 것으로 나타났

〈표 4〉지역금융 성장모형에 의한 추정결과

	С	LMB	DMB	DCB	NOB	IOC	R²	D. W. 1. 6\d\2. 4
서 울	10.86	0.06 (0.58)	0. 32 (3. 57)	0. 03 (1. 23)	0. 27 (2. 74)	0. 05 (1. 66)	0.99	1.69
부 산	15, 18	-0. 18 (-2. 16)	0. 22 (2. 16)	0. 01 (0. 93)	0.30 (3.20)	-0.02 (-0.37)	0.99	2. 13
경 기	11.21	0. 29 (1. 62)	0. 40 (2. 55)	-0. 04 (-1. 03)	0, 11 (1, 03)	-0.09 (-0.76)	0. 99	1.73
강 원	16. 46	-0. 14 (-1. 21)	0. 29 (2. 42)	-0. 01 (-0. 32)	-0. 02 (-0. 46)	0. 12 (1. 78)	0. 99	2. 34
충 북	10.76	0.33 (1.90)	0. 21 (1. 38)	-0. 02 (-0. 68)	0. 22 (1. 36)	0. 01 (0. 03)	0. 99	1.62
충 남	10.81	-0. 03 (-0. 46)	0.09 (1.15)	0. 04 (1. 59)	0.56 (7.00)	0. 30 (3. 44)	0. 98	1.87 OLS
전 북	28, 40	-0.11 (-0.90)	0. 14 (1. 35)	0. 01 (0. 75)	0. 23 (2. 85)	-0.13 (-1.98)	0. 99	2. 12
전 남	11.68	-0.09 (-0.48)	0, 39 (1, 60)	0.06 (3.48)	0. 20 (2. 42)	0. 14 (1. 66)	0. 99	2, 07
경 북	13.96	0, 05 (0, 41)	0. 30 (3. 45)	0. 01 (0. 01)	0. 04 (0. 54)	0. 05 (0. 44)	0. 99	2. 42
경 남	16. 84	0, 15 (1, 79)	0. 12 (1. 28)	0. 01 (0. 41)	0. 07 (1. 01)	-0.08 (-1.25)	0. 99	2. 47
제 주	27. 14	-0.02 (-0.17)	0. 19 (1. 95)	-0. 01 (-0. 42)	0. 01 (0. 03)	-0. 02 (-0. 33)	0. 99	2, 36
수도권	23. 57	-0. 03 (-0. 31)	0. 20 (2. 29)	-0. 01 (-0. 65)	0, 01 (0, 12)	-0.00 (-0.01)	0. 99	1. 42
중부권	10.31	-0. 04 (-0. 40)	0. 32 (2. 94)	0. 02 (0. 77)	0. 35 (3. 50)	0. 28 (2. 49)	0. 99	1.82
동남권	18.38	-0. 17 (-1. 88)	0. 29 (4. 20)	0. 01 (0. 80)	0. 20 (2. 68)	-0.08 (-1.40)	0. 99	2, 53
서남권	24.04	-0. 18 (-1. 45)	0. 27 (2. 47)	0. 01 (0. 94)	0. 20 (3. 29)	-0.01 (-0.07)	0. 99	1, 36

주 : 괄호 안의 숫자는 t-통계량을 의미함.

으며 일반은행점포수, 예금은행대출금, 화폐발 석에서와 마찬가지로 예금은행의 예수금과 일반은 행액등은 3~5개 지역에서만 유의한 것으로 나 타났고 어음부도액이 유의한 지역은 전남지역 뿐인 것으로 나타났다.

다음으로, 권역별 분석결과를 보면 시·도별 분

행의 점포수가 통계적으로 유의하게 나타난 반면 예금은행의 대출금과 어움부도액은 4개 권역 모두 에 있어 유의성이 없는 것으로 기록되었다.

한편 +통계량 검증으로부터 유의한 변수들의

회귀계수의 부호를 검토해 보면, 예금은행의 예수금과 일반은행의 점포수는 正의 부호를 나타내어 경제성장에 대하여 증가함수라는 점이 판명되었고 예금은행 대출금과 화폐발행액은 지역에 따라 그 부호가 正 또는 부의 형태로 나타났다.

예금은행대출금의 추정계수 부호가 일관성이 없는 이유는 예금은행대출금의 경우 단기대출은 주로 기업의 운전자금용으로 사용되므로, 단기대출은 경기적 요인으로 작용하고 장기대출은 성장요인으로 작용한다. 따라서 대출금의 추정계수가 '부호를 나타낸 부산의 경우는 제2금융권의 비중증가와 단기대출이 주종을 이루고 있기때문인 것으로 분석된다. (권역별 분석시 대출금의 부호는 '를 보였으나 유의성이 없어 분석대상에서 제외함)

또한 화폐발행액 추정계수의 부호가 일관성이 없는 것으로 나타난 이유도 화폐발행이 경기적 요인과 투자수요 중가에 의한 것으로 구분되어 질 수 있으므로 전북지역의 경우 주로 경기적 요인에 의해 화폐발행이 이루어져 '를 기록한 것으로 판단된다.

마지막으로 어음부도액의 경우 경기순환에 의해 시차를 두고 그 결과가 나타나지만 본 연구에서는 시차를 감안하지 않았기 때문에 유의하지 못한 것으로 분석된다. 특히, 어음부도액이 전남지역에서 '+'로 나타난 것은 경제가 성장할 수록 창업도 많아지고 부도의 규모도 그 만큼 커지는 데 기인한 것으로 판단된다.

지역금융 성장모형에 의한 회귀분석 결과를 지역별로 정리하면 〈표 4〉와 같다.

3.3 지방재정 성장요인 분석

지방재정 성장모형에서는 종속변수를 1인당 GRDP로 하고 지방자치단체의 일반회계 세입 액, 자주재원, 세출액, 산업경제비 등 4개의 독립변수를 대상으로 〈표 5〉와 같이 회귀분석을 실시하였다.

시·도별 및 권역별로 지방재정 성장요인을 분석한 결과, 지방재정성장모형에서 선정된 4개의 독립변수들 가운데 지방자치단체 일반회계세출액이 서울과 수도권을 제외한 모든 지역에서 유의한(또는 t-통계량이 높은) 것으로 나타났고, 세입액은 3개시·도에서, 자주재원은 2개시·도와 1개권역에서, 산업경제비는 3개시·도와 1개권역에서 統計的 신뢰성을 갖는 것으로 나타났다.

그리고 유의성이 있는 회귀계수의 부호를 살펴보면 대부분의 지역에서 통계적 신뢰성이 있는 것으로 기록된 세출액과 산업경제비의 경우는 正의 부호를 나타내었다. 그러나 세입액은 '-'부호를 기록하였고 자주재원은 지역에 따라부호가 상이하게 나타났다. 즉, 지역성장을 설명하는 가장 유의성 있는 재정변수로서 지자체의 세출액이 기록되었는데 이는 지방재정지출의 증가가 곧 지역의 투자를 확대시킴으로써 지역성장을 촉진시킨다는 이론적 구조를 뒷받침하는 것으로 분석되며, 산업경제비의 경우도 지방재정지출의 일부분으로 받아들여 그 인과가같은 방식으로 설명될 수 있을 것이다.

그러나, 지방자치단체 세입액의 부호가 '-'를 기록한 이유는 두 가지로 나누어 생각해 볼 수 있다. 즉, 지방자치단체의 세입구조는 자주재원 과 의존재원으로 나누어 지는데 지방자치단체 의 세입중가는 의존재원의 확대로 인한 세입증 가와 자주재원의 확대로 인한 세입증가를 생각 할 수 있다. 먼저, 의존재원(97년 의존재원 비중 : 전국평균 40% 정도)이 증가한다는 것은 곧 지역의 자주적인 세수가 감소했다는 것을 의 미하고 지역의 자주적인 세수감소는 지역의 경 제사정이 여의치 못했기 때문이라고 설명할 수 있다. 다음으로, 자주재원(지방세등) 수입의 증 가는 시중의 가용재원을 줄임으로써 투자여력 을 위축시켜 지역성장을 사후적으로 억제하는 효과를 나타낼 수 있다. 따라서 이러한 양면적 인 차원에서 지방자치단체의 세입 확대가 곧 지 역성장에 부의 관계를 기록한 것으로 분석된다.

〈표 5〉 지방재정 성장모형에 의한 추정결과

	С	RGA	ROI	EGA	EIE	R²	D. W. 1. 5\d\2. 5
서 울	16, 53	-0. 11 (-0. 71)	0. 16 (1. 00)	0. 10 (2. 20)	0. 20 (0. 42)	0.99	2. 03
부 산	12, 65	0. 10 (1. 98)	-0. 14 (-2. 18)	0, 33 (8, 05)	0. 01 (0. 07)	0. 99	2, 35
경 기	15. 79	-0. 12 (-1. 90)	0. 10 (2. 04)	0. 22 (4. 27)	0.06 (1.35)	0. 99	1. 59
강 원	19. 17	-0.01 (-0.21)	-0. 01 (-0. 33)	0. 14 (2. 05)	-0.06 (-0.94)	0. 99	2, 02
충 북	7. 20	-0.38 (-1.98)	-0. 01 (-0. 27)	0. 51 (2. 78)	0. 63 (4. 88)	0. 98	1. 65
충 남	9.38	-0. 08 (-1. 15)	0. 04 (1. 10)	0. 44 (4. 97)	0. 15 (1. 86)	0.99	1.66
전 북	10. 28	-0.09 (-1.14)	0. 02 (0. 46)	0. 37 (5. 05)	0. 12 (2. 35)	0, 99	1.68
전 남	23. 96	0. 01 (0. 12)	-0. 04 (-1. 47)	0. 16 (3. 44)	0. 04 (1. 10)	0.99	1. 67
경 북	23. 25	-0. 12 (-1. 64)	0. 04 (0. 84)	0. 11 (1. 85)	-0. 01 (-0. 27)	0.99	1. 77
경 남	25. 72	-0. 04 (-0. 85)	0. 03 (1. 16)	0. 17 (2. 79)	-0.04 (-1.07)	0.99	1.77
제 주	15. 11	0. 01 (0. 01)	-0, 04 (-0, 75)	0, 25 (2, 67)	0. 02 (0. 45)	0, 99	2. 38
수도권	15. 54	-0 . 02 (-0 . 20)	0. 07 (0. 57)	0. 07 (1. 10)	0. 16 (3. 86)	0. 99	1.72
중부권	29, 22	-0.09 (-1.55)	-0. 01 (-0. 51)	0. 17 (2. 17)	0.09 (1.31)	0.99	2.00
동남권	23. 82	-0.10 (-1.65)	0. 10 (2. 17)	0. 20 (2. 89)	-0. 08 (-1. 68)	0. 99	1.70
서남권	22. 71	0. 03 (0. 82)	-0. 05 (-1. 74)	0. 13 (2. 12)	0.05 (1.40)	0. 99	1.06

주 : 1) 팔호 안의 숫자는 t-통계량임. 2) D.W. 범위가 〈표 3〉 및 〈표 4〉와 차이가 나는 것은 독립변수 의 수가 달라졌기 때문임.

한편, 경기도와 수도권 지역의 경우 자주재원 내는 것으로 판단된다. 에 대한 회귀계수가 '+'를 기록한 것은 지역의 경기상승에 따라 자주적인 세수중대가 이루어 진 것으로 분석되며 이러한 경기요인에 의한 지 역세수의 증대는 지역성장과 정의 관계를 나타

3.4 지역SOC 성장요인 분석

지역SOC성장모형에서는 종속변수를 1인당

〈표 6〉지역SOC 성장모형에 의한 추정결과

	С	DOC	LOR	sow	ERD	R ²	D. W. 1. 5\d\(2.5)
서 울	18. 63	0.06 (1.93)	0. 13 (0. 17)	0. 03 (0. 82)	0. 01 (0. 56)	0.99	1. 54
부 산	3.01	0, 20 (2, 67)	0.60 (4.75)	0. 27 (1. 88)	0. 11 (1. 79)	0. 96	1.72
경 기	43. 84	0. 01 (0. 18)	-0. 29 (-2. 82)	-0. 01 (-0. 38)	-0. 01 (-0. 58)	0. 99	1.54
강 원	6.78	0.06 (2.37)	0. 24 (1. 73)	0. 43 (9. 24)	0. 01 (1. 06)	0. 99	1. 87
충 북	34. 77	0. 08 (2. 71)	0. 10 (1. 01)	-0. 01 (-0. 11)	-0. 01 (-0. 12)	0. 99	1.57
충 남	2. 69	0. 19 (4. 10)	0. 94 (3. 13)	-0. 01 (-0. 06)	0. 19 (4. 40)	0. 98	1. 79
전 북	6. 13	0. 44 (6. 66)	0. 31 (2. 44)	0. 02 (0. 51)	0. 01 (0. 66)	0. 99	1. 55
전 남	4.71	0.06 (0.78)	0.39 (1.24)	0. 42 (2. 89)	0. 12 (2. 41)	0. 97	1. 85
경 북	7. 68	-0. 01 (-0. 15)	0. 42 (3. 88)	0. 38 (3. 44)	0, 01 (0, 32)	0.99	1. 73
경 남	5. 10	0. 07 (1. 22)	0. 37 (2. 01)	0. 37 (6. 08)	0, 17 (3, 83)	0. 98	1. 72
제 주	-0. 84	0.08 (2.08)	0. 44 (0. 98)	0. 82 (6. 89)	0. 07 (2. 29)	0. 98	1. 97
수도권	33. 69	0.08 (2.56)	-0. 36 (-2. 14)	-0. 02 (-0. 61)	-0. 01 (-0. 56)	0. 99	1. 56
중부권	4. 40	0. 17 (3. 16)	0. 57 (2. 65)	0. 20 (2. 16)	0. 08 (2. 12)	0. 98	1. 74
동남권	20. 56	0. 04 (2. 14)	0. 12 (1. 41)	-0. 02 (-0. 45)	0. 02 (1. 18)	0. 99	2. 16
서남권	5. 33	0.06 (0.94)	0. 27 (1. 08)	0. 46 (3. 46)	0. 09 (2. 63)	0. 98	1. 64

주 : 괄호 안의 숫자는 t-통계량임.

GRDP로 하고 건축허가면적, 도로연장, 상수도 급수량, 지방자치단체 지역개발비 등 4개 변수를 독립변수로 선정하였다.

(표 6)과 같이 지역SOC성장모형을 회귀분석 한 결과, 결정계수 R^2 는 0.9%~0.99로 나타나 모형의 설명력이 매우 높은 것으로 판명되었고, 유의성 검증에서 t-통계량은 시·도 및 권역별 모형에 사용된 총 60개의 독립변수중 33개 이상이 '2'이상으로 나타났다. 즉, 건축허가면적은 10개 지역에서 채택되었고, 도로연장은 8개 지역에서, 상수도급수량은 8개 지역에서, 지역개 발비는 7개 지역에서 각각 채택되어 건축허가면

적이 지역성장을 가장 잘 설명하는 지역SOC 변수로 판명되었다.

마지막으로, 추정계수들의 부호를 살펴보면 건축허가면적, 도로연장, 상수도급수량, 지역개 발비 등 대부분의 부호가 '+로 나타났다. 이는 지역성장의 결정구조를 설정하면서 가정한 내 용을 뒷받침하는 것으로 건축허가면적과 도로 연장, 상수도급수량 그리고 지방자치단체의 지 역개발비 등은 해당지역의 성장과 정의 함수관 계에 있다는 것이 판명된 것이다.(단, 도로연장 에 있어 경기 수도권지역은 예외임)

3.5 지역성장요인 종합분석

지역성장 종합모형에서는 1인당 GRDP를 종 속변수로 하고 각 개별모형에서 가장 유의적 이 었던 4개의 변수를 독립변수로 선정하였다.

〈표 7〉과 같이 지역성장종합모형을 회귀분석 한 결과, 조정결정계수 R^2 는 모든 지역에서 O. 99를 기록하여 모형의 설명력이 매우 높은 것으 로 나타났다. t-통계량 검증에서는 시·도별 분 석의 경우 4개의 변수중 지자체 세출액이 가장 많은 시·도에서 유의적인 것으로 나타났으나. 권역별 분석의 경우는 세출액이 1개 권역에서만 유의한 것으로 나타났다. 이는 지방자치단체의 세출이 행정구역 단위(시·도별)로 편성 집행되 고 있어 시 · 도별 분석에서는 유의성이 있는 것 으로 기록되었으나, 행정구역단위가 아닌 권역 별 분석에서는 유의성이 떨어지는 것으로 분석 된다. 그리고 유의수준 90% 또는 t-통계량 2. 0이상의 허용범위 내에서 회귀계수의 부호는 모 든 설명변수가 모두 正의 형태를 나타내어 경제 이론에 적합한 것으로 판단된다.

1) 시도별 분석결과

지역성장 종합모형에 의한 구체적인 시·도 별 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 서울의 지역성장종합모형에서는 4개의

설명변수중 세출액의 t-통계량이 4.57로서 가장 높고 예금은행 대출금이 3.18로서 두 개의 변수 가 유의적인 것으로 나타났다. 그리고 세출액과 대출금의 회귀계수 부호가 모두 정의 형태로 나 타나 정부지출의 중가할수록 그리고 금융규모 (통화량)가 클수록 성장이 높게 이루어진다는 경제이론에 부합하는 것으로 나타났다. 한편, 〈표 9〉와 같이 VAR모형에 의해 예측오차분산분 해(variance decomposition of forecast error)를 실 시한 결과 세출액은 2.19로서 낮은 값을 나타낸 것에 반해 예금은행 대출금의 분해값이 38.80을 기록하여 예금은행 대출금의 변화가 지역성장 을 설명하는데 매우 중요한 요소임을 뒷받침하 고 있다. 따라서, 서울지역의 성장을 주도한 변 수는 예금은행의 대출금이었던 것으로 판명되 었다.

둘째, 부산의 지역성장종합모형에서는 일반회계 세출액만이 t-통계량 7.89, 유의수준 99%에서 통계적으로 신뢰성을 갖춘 것으로 기록되었다. 그리고 세출액의 추정계수 부호는 +를 나타내어 종속변수인 지역내총생산과 正의 관계를보였다. 즉, 釜山의 경우 여러 가지 변수 중에서 일반회계 세출액이 지역경제성장을 가장 잘설명하는 것으로 나타났다. 따라서, 부산의 경우 지역경제성장을 위해서는 지방자치단체의 재정지출 확대시책이 가장 효과가 있는 것으로 분석되다.

셋째, 경기·인천의 지역성장종합모형에서는 건축허가면적을 제외한 광공업종사자수, 지자체일반회계세출액, 예금은행 대출금 등 3개의 변수가 유의수준 99%에서 통계적으로 신뢰성이 있는 것으로 기록되었고 이들 변수의 추정계수부호는 모두 正의 형태를 나타내었다. 즉, 경기.인천지역의 경우 우리가 경험적으로 인지하고 있는 것처럼 2차 산업의 노동력과 지방재정지출 그리고 대출금이 지역성장을 잘 설명하는 것으로 분석된다. 한편, 이의 검증을 위하여 VAR모형에 의한 예측오차분산분해(variance decomposition of forecast error)를 실시한 결과

광공업종사자수, 세출액 등의 분석치가 가장 높 게 기록되어 추정결과를 뒷받침하고 있다.

넷째, 강원지역의 성장종합모형에서는 세출액 만이 통계적 신뢰수준 90%에서 유의하고 다른 여타변수의 추정계수는 신뢰성이 결여된 것으로 나타났다. 따라서 통계적 유의성이 있는 세 출액의 추정계수 부호는 正의 형태를 보이고 있 어 지방자치단체의 재정지출이 강원지역의 성 장을 주도해 왔다고 결론을 내릴 수가 있다.

다섯째, 충북의 지역성장종합모형에서는 세출 액을 제외한 3개의 변수가 통계적으로 신뢰성이 있는 것으로 나타났다. 그리고 이들 변수의 추정계수를 살펴보면 광공업종사자수는 0.18, 건축허가면적은 0.09, 예금은행 대출금은 0.37을 각각 기록하였고 추정계수의 부호 역시 正의 형태로 나타나 이들 변수의 성장방향과 종속변수인 지역성장과는 같은 방향으로 움직이는 것으로 판명되었다.

여섯째, 대전·충남의 지역성장종합모형에서 는 대출금을 제외한 3개의 변수가 t-통계량 검 중에서 99%의 신뢰수준에서 유의한 것으로 나 타났다. 이들 변수의 추정계수를 보면 광공업종 사자수가 0.36, 세출액은 0.39, 건축허가면적은 0.06을 각각 나타내었고 이들 추정계수의 부호 역시 정의 형태로 기록되어 대전 · 충남지역의 경제성장에 광공업종사자수와 지방자치단체의 재정지출이 크게 기여한 것으로 나타났다. 그리 고 이들 변수와 종속변수와의 상관도를 검증하 기 위하여 VAR모형에 의해 예측오차분산분해 (variance decomposition of forecast error)를 실시 한 결과 유의수준에 있는 3개의 설명변수중 세 출액과 건축허가면적의 분해결과치가 낮게 나 타난 반면 광공업종사자수의 분해결과치는 높 게 나타나 광공업종사자의 변화가 지역성장을 설명하는데 매우 중요한 요인임을 뒷받침하고 있다.

일곱째, 전북의 지역성장종합모형은 조정결정 계수(adjusted coefficient of determination : R^2 가 0.99를 기록하여 모형의 적합성이 매우 높은 것

으로 나타났으나, D.W통계량이 1.21을 기록하 여 교란항 사이에 양의 자기상관이 존재하는 것 으로 나타났다. 따라서 이를 해결하기 위하여 Cochrance - Orcutt방식(GLS : generalized least squares 일반화된 최소자숭법) 을 적용하여 1. 27로 개선하였다. 그리고 t-통계량을 검증한 결 과 세출액과 건축허가면적이 90% 범위내에서 유의성이 있어 채택되었고, 추정된 부호는 모두 +로 기록되어 각 설명변수들이 종속변수인 지 역성장과 正의 관계에 있는 것이 판명되었다. 또한 추정계수의 크기는 유의성 검증에서 채택 영역에 있는 2개의 변수가 크게 나타났으며 그 중 세출액의 추정계수가 가장 크게 나타났다. 한편, VAR모형에 의해 예측오차분산분해 (variance decomposition of forecast error)를 실시 한 결과 건축허가면적의 분해값은 비교적 높게 기록되었으나, 세출액의 분해값은 가장 낮게 나 타나 지역성장에 영향을 가장 많이 미치는 변수 는 건축허가면적임을 검중하였다.

여덟째, 광주·전남의 지역성장종합모형에서 는 세출액과 대출금이 유의수준 99%에서 통계 적 신뢰성이 있는 것으로 나타났다. 이들 두 변 수의 추정계수 부호도 모두 正의 형태로 나타났 다. 따라서 지방자치단체의 재정지출과 예금은 행의 대출금이 지역성장을 가장 잘 설명하는 변 수로 기록되었다.

아홉째, 대구·경북의 지역성장종합모형에서는 성장요인변수로 채택된 4개의 변수가 모두가통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, t·통계량을 보면 광공업종사자수는 11.21, 세출액은 2.22, 건축허가면적은 2.38, 예금은행대출금은 7.43으로 나타났다. 그리고 이들 변수의 추정계수 부호를 보더라도 모두 '+형태로 나타나 모든 변수들이 지역성장과 '正'의 관계에 있는 것으로분석 되었다. 한편, VAR모형을 이용한 예측오차분산분해(variance decomposition of forecasterror) 결과는 건축허가면적이 47.0, 세출액이 22.5, 예금은행대출액이 19.5로 나타나 건축허가면적의 변동이 지역성장을 설명하는 가장 중

요한 변수임을 알 수 있고, 세출액과 예금은행 대출액의 분해값도 매우 높게 나타남을 알 수 있다.

열째, 울산·경남의 지역성장종합모형에서는 세출액과 예금은행 대출금이 유의수준 99%에서 통계적 신뢰성을 갖는 것으로 나타났다. 그리고이 두 변수의 추정계수 부호도 모두 '+'로 나타나 지역성장과 '正'의 관계에 있음을 알 수 있다. 한편 VAR모형을 이용한 예측오차분산분해 (variance decomposition of forecast error) 결과, 예금은행 대출금의 분해값이 낮게 기록된 반면 세출액의 분해값은 높게 기록되어, 종속변수의 변화(지역성장)에 영향을 주는 중요한 변수는 지방자치단체의 재정지출(세출액)임이 판명되었다.

열한째, 제주의 지역성장종합모형에서는 세출 액만이 95% 신뢰수준 하에서 통계적 신뢰성을 가지고 추정계수 부호도 '부로서 지역성장과 正의 관계에 있어 제주지역의 경제성장에 지방재정지출이 가장 잘 설명하는 것으로 판명되었다. 한편, VAR모형에 의한 예측오차분산분해 (variance decomposition of forecast error) 결과를 보면 세출액의 분해값이 가장 높게 나타나 위의 설명을 뒷받침하고 있다.

2) 권역별 분석결과

지역성장종합모형에 의한 권역별 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 수도권 지역의 경우 성장요인 변수로 선정된 4개의 변수중 예금은행 대출금과 건축허 가면적이 95%의 신뢰수준 하에서 통계적 신뢰 성을 가지는 것으로 나타났고 광공업종사자와 지방자치단체의 세출액은 유의성을 갖지 못하 는 것으로 기록되었다. 유의성 검증에서 채택된 2개의 변수 즉, 대출금과 건축허가면적의 추정 계수 부호는 모두 '+'로 기록되어 이들이 수도권 지역의 경제성장과는 정의 함수관계에 있는 것 으로 나타났다. 한편 이들 변수가 종속변수에 영향을 미치는 정도를 구체적으로 알아보기 위해 VAR모형에 의한 예측오차분산분해(variance decomposition of forecast error)를 실시한 결과 건축허가면적의 분해값이 61.25로 가장 크게 나타났으며 대출금의 분해값은 14.63으로 나타나수도권 지역의 경제성장에 건축허가면적의 영향이 가장 컷던 것으로 분석된다.

둘째, 중부권의 경우 예금은행 대출금을 제외한 3개 변수가 95% 신뢰수준 범위내에서 통계적 신뢰성을 갖는 것으로 나타났으며 이들 추정계수 부호 역시 모두 '구로 기록되어 광공업종사자, 세출액, 건축허가면적 등이 지역성장에 기여한 것으로 나타났다. 한편 이들 변수들이 종속변수인 지역성장에 얼마나 영향을 미치고 있는지를 구체적으로 살펴보기 위해 VAR모형에 의한 예측오차분산분해를 실시한 결과, 광공업종사자의 분해값이 가장 높은 것으로 나타나 중부권의 지역경제성장에 광공업종사자가 가장크게 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

셋째, 동남권 지역의 경우 유의성이 있는 변수는 광공업종사자 뿐인 것으로 나타났으며, 추정계수 부호는 '+'로 기록되어 광공업종사자가 동남권 지역의 경제성장을 설명하는 대표적 변수로 판명되었다.

넷째, 서남권 지역의 경우는 조정결정계수 (R²)가 0.99, D.W.통계량은 0.98로 기록되어 모형이 적합성은 있으나 자기상관이 존재하는 것으로 분석되었다. 그리고 유의성 검증에서 예금은행 대출금만이 90%범위내에 있는 것으로 나타났으며, 추정계수 부호는 '+'로 기록되어 대출금이 서남권 지역의 경제성장을 설명하는 대표적 변수로 판명되었다. 따라서 R²가 높은데 비하여 t-통계량이 낮은 것을 미루어 서남권의지역성장종합모형은 다중공선성 (multi-collinearity)이 존재하는 것으로 판단된다.

지금까지 살펴 본 지역성장종합모형의 지역 별 추정결과를 종합하면, 시·도별 분석에서는 지방자치단체의 재정지출(재정지출)이 지역성장 에 가장 큰 영향을 미친 것으로 분석된다. 즉,

〈표 8〉 지역성장 종합모형에 의한 추정결과

	С	NOS	LMB	EGA	DOC	\overline{R}^2	D. W. 1. 5\d\2. 5
서 울	7. 94	-0. 10 (-0. 87)	0. 35 (3. 18)	0. 44 (4. 57)	0.03 (0.75)	0. 99	1. 78
부 산	1. 344	-0.03 (-0.65)	-0, 05 (-0, 96)	0. 29 (7. 89)	0. 01 (1. 14)	0. 99	1. 92
경 기	7. 19	0.30 (4.71)	0, 28 (3, 65)	0. 27 (4. 30)	-0. 02 (-0. 87)	0. 99	1. 73
강 원	25, 44	0, 05 (0, 58)	-0. 16 (-1. 23)	0. 11 (1. 96)	0. 01 (0. 87)	0. 99	2. 35
충 북	8. 52	0. 18 (1. 75)	0. 37 (4. 07)	0. 05 (0. 88)	0. 09 (2. 44)	0. 99	1.53
충 남	6, 04	0.36 (2.38)	-0. 02 (-0. 47)	0. 39 (5. 88)	0.06 (2.29)	0. 99	1.62
전 북	8, 32	0. 14 (1. 03)	0.06 (0.69)	0. 20 (2. 66)	0. 16 (1. 87)	0. 99	1. 27
전 남	10. 34	-0.03 (-0.34)	0. 23 (4. 00)	0. 31 (6. 57)	0. 01 (0. 51)	0. 99	1. 72
경 북	7.68	0. 27 (11. 21)	0. 39 (7. 43)	0. 07 (2. 22)	0. 05 (2. 38)	0. 99	1.86
경 남	9. 91	0. 04 (0. 49)	0. 37 (4. 21)	0. 23 (3. 33)	-0. 01 (-0. 05)	0. 99	1. 50
제 주	14. 54	0. 11 (1. 64)	0. 04 (0. 32)	0. 15 (2. 17)	0. 01 (0. 64)	0. 99	2. 18
수도권	5. 84	0. 12 (1. 15)	0. 41 (4. 89)	0. 07 (1. 10)	0. 29 (2. 68)	0.99	1.60
중부권	5. 42	0. 58 (4. 96)	-0.04 (-0.97)	0. 09 (2. 83)	0. 39 (7. 42)	0. 99	1. 75
동남권	20. 56	0.04 (2.14)	0. 12 (1. 41)	-0. 02 (-0. 45)	0. 02 (1. 18)	0. 99	2. 16
서남권	25. 04	0. 01 (0. 16)	0.11 (1.87)	-0.03 (-1.22)	0. 10 (1. 26)	0.99	0. 98

주 : 팔호 안의 숫자는 t-통계량임.

국민경제에서 뿐 아니라 지역경제에 있어서도 정부지출의 성장효과가 매우 크다는 것을 입중 한 것이다.

그러나 권역별 분석에서는 지방자치단체의 세출액의 유의성이 떨어지는 것으로 나타났는 데 이는 본 연구에서 사용된 모형이 행정구역 위주로 설정되었고, 세출액등 통계자료 또한 행정구역을 단위로 집행 사용되어지는 것이므로 권역별 분석모형과 권역별 경제상황을 충분히 설명하지 못하는 것으로 판단된다.

지역성장종합모형의 추정결과와 이의 중요성 을 검증하기 위한 예측오차분산분해 결과를 정

					·	
		Y	NOS	LMB	EGA	DOC
서	울	26.03	38. 80	4. 91	2. 19	28.04
	부산	41.48	3. 20	21.56	9.04	24.69
경	기	33.86	12. 74	18. 73	29.05	5, 59
강	원	41.96	8. 15	48. 52	1.44	0. 12
충	북	25. 90	4. 48	14. 33	39. 84	15. 43
충	남	74. 70	2. 20	19.69	3. 19	0. 20
전	북	23, 15	9. 02	31.91	8, 33	27. 57
전	남	74. 23	2. 70	16. 12	2. 69	0. 24
경	북	5, 00	19. 47	5. 55	22. 95	47.00
경	남	59. 37	4. 03	3. 98	13.81	18. 77
제	주	64. 18	0. 76	2.09	19. 33	13. 61
수	도 권	26, 03	38. 80	4. 91	2. 19	28. 04
중	부 권	41. 48	3, 20	21.56	9.04	24. 69
동	남 권	33. 86	12. 74	18. 73	29, 05	5. 59
서	남 권	41.96	8. 15	48. 52	1. 44	0. 12

〈표 9〉 예측오차분산분해 결과 (지역성장 종합모형)

모성은 : 지역경제 성장요인 분석

리하면 〈표 8〉 및 〈표 9〉와 같다.

4 결 론

본 연구에서는 지역성장요인을 파악하기 위하여, ①지역노동 성장모형, ②지역금융 성장모형, ③지방재정 성장모형, ④지역SOC 성장모형, ⑤지역성장 종합모형 등 5개의 地域成長模型을 설정하여 회귀분석을 실시한 결과 다음과 같은 결론을 얻을 수 있었다.

첫째, 地域勞動 成長模型에서는 지역성장을 일으키는 노동적 요인으로 인구수, 여성인구, 광공업종사자수, 농가인구수, 도소매종사자수 등 5개의 설명변수중 3차산업의 종사원수로 대변되는 도소매업종사자의 有意性이 가장 높고 그 부호도 '+'로 기록되었다. 일반적으로 지역성장을 결정짓는 중요한 노동변수로서 광공업종사자의 경우 산업구조가 2차산업 위주로 되어있지

않는 지역에서는 그 설명력이 떨어져 전국을 대표하지 못한 것으로 분석 되었다. (권역별 분석에서는 농가인구수의 유의성이 가장 높게 나타났다)

둘째, 地域金融 成長模型에서는 예금은행대출금, 예금은행예수금, 어음부도액, 일반은행점포수, 화폐발행액 등 5개의 설명변수중 예금은행예수금이 대부분의 지역에서 유의한 것으로 나타났음은 물론 그 符號도 正의 형태로 기록되어예수금이 지역성장을 가장 잘 설명하는 금융요인 변수로 판명되었다. 한편, 대출금과 화폐발행액, 어음부도액 등은 추정계수의 부호가 지역적으로 일관성 없이 기록되었는데 이는 대출금과 화폐발행액을 장・단기로 구분하지 못한 데기인하는 것으로 분석되었다. (권역별 분석에서도 예수금의 유의성이 가장 높게 기록되었다)

셋째, 지방재정 성장모형에서는 지방자치단체 일반회계 세입액, 자주재원, 세출액, 산업경제 비 등 4개의 설명변수에 대하여 회귀분석을 실 시한 결과 세출액이 대부분의 지역에서 유의한 것으로 나타났고 그 부호도 正의 형태로 기록되어 지역성장을 가장 잘 설명하는 지방재정 요인 변수로 판명되었다. 한편, 세입액의 경우 추정계수 부호가 ''를 기록하여 지역성장과는 逆의 관계에 있다는 것이 주목 할 만하다. (권역별 분석에서도 지방자치단체 세출액의 유의성이 가장 높게 나타났다)

넷째, 地域SOC 成長模型에서는 건축허가면적, 도로연장, 상수도급수량, 지방자치단체의지역개발비 등 4개의 설명변수를 대상으로 회귀분석을 실시한 결과 각 변수의 有意性이 지역별로 고르게 분포되었다. 그리고 유의성 검증에서수락된 변수의 추정계수 부호는 4개의 설명변수가 모두 正의 형태를 기록하여 모형에서 사용된대부분의 설명변수가 종속변수인 지역성장에중요한 영향력을 미친 것으로 나타났다. +(권역별 분석에서도 유사한 결과를 보였다)

다섯째, 地域成長 綜合模型은 앞에서 기술되 4개의 개별 성장모형을 종합한 모형으로서 개별 성장모형의 변수들 중에서 해당 모형을 가장 잘 설명하는 유의적인 변수를 골라 종합모형의 변 수로 사용하였다. 즉, 지역노동 성장모형에서는 광공업종사자수를, 지역금융 성장모형에서는 예 금은행대출금을, 지방재정 성장모형에서는 지방 자치단체 일반회계 세출액을, 지역SOC 성장모 형에서는 건축허가 면적을 선정하여 종속변수 인 GRDP증가율에 대하여 회귀분석을 실시하였 다. 그 결과 4개의 설명변수중 지방자치단체 세 출액이 지역성장에 가장 큰 영향을 미친 것으로 나타났으며 그 추정계수의 부호도+형태로 기록 되었다. 즉, 국민경제에서 뿐 아니라 지역경제 에 있어서도 지방재정지출의 성장효과가 크다 는 것을 검증한 것이다. (권역별 분석에서 세출 액은 중부권에서만 유의성이 있는 것으로 나타 났다.)

본 연구의 실증분석 결과를 근거로 지역경제 정책에 대한 한 가지 정책제언을 하고자 한다. 지역경제활성화를 위해서는 지역경제와 지방재 정정책과의 연계가 필요하다는 것이다. 지금까 지의 지방재정 정책이 지역경제와는 별개의 문제로서 지방행정적인 차원에서 다루어져 왔음을 부인할 수 없다. 본 연구 결과에 미루어 지방재정 요인변수가 지역성장을 유도하는 가장 큰 요인이듯이 앞으로의 지역경제 정책은 지방재정적 측면에 초점을 두어 수립해 나가야 할 것이다.

註

- 1) 洪起客, 1991. 地域經濟論 (서울: 博英社), p. 205.
- 2) 地域成長은 정치·사회·문화·지리적 요인등 多樣한 經路를 통해서 이루어질 수 있겠으나 本 研究에서는 地域成長의 概念을 經濟的 成長에 국한 하여 접근하기로 한다.
- 3) 本 研究의 分析對象期間이 1970~1995년이기 때문에 동 기간중 直轄市 및 廣域市로 승격된 대구, 인천(1981), 광주(1986), 대전(1989), 울산(1997)은 각각 경북, 경기, 전남, 충남, 경남에 포함되어 분석된다. 따라서 分析對象 市道는 현재의 16개 廣域自治團體가 아닌 11개 지역이 된다.
- 4) 지면사정상 선행연구에 대해서는 생략한다. 이에 대해서는 다음의 논문을 참고할 것.(모성은、 1997. 지역성장과 지역격차에 관한 연구, 단국대 학교대학원, 박사학위청구논문, pp.59~50.)
- 5) 地域成長 및 地域隔差의 決定構造를 同時에 接近하는 理由는 지역성장과 지역격차가 동전의 앞뒤와 같이 相互表裏의 關係에 있기 때문이다. 즉, 地域成長에 대한 논리에 접근하게 되면 자연히 地域隔差의 문제가 발생하게 되고 반면 地域隔差의 문제에 접근하려면 먼저 地域成長의 원리로부터 그 실마리를 풀어야 한다.
- H. W. Richardson, 1974. "Empirical Aspects of Regional Growth in United States", Annals of Regional Science, Vol. 7.
- 7) 이밖에도 지역의 성장을 유발하는 기술·정치· 종교·사회·문화적 부문 등 여러 가지 요인들을 생각해 볼 수 있겠으나 본 연구에서는 전술한 분 야에서만 국한하여 다루기로 한다.
- 8) H. W. Richardson, 전게논문.
- 9) 일부 연구에서는 地域別·時計列 GRDP자료의 蒐集 隘路 및 推計結果의 信賴性 缺如 등의 이유로

GRDP에의 代理變數로서 지역의 인구수, 자동차수 또는 지방세 수입액 등을 사용하고 있다. 그러나, 본 연구에서는 GRDP자료를 지역별·시계열로 확보만 할 수 있다면 그것이 내부행정자료로만 사용되고 공표는 되지 않은 자료라 할지라도 그 어떤 代理變數보다 地域의 經濟狀況을 綜合的으로 나타내는 指標라고 판단하고 본 연구의分析模型에 從屬變數로 選定하였다. 그리고 GRDP는 연구자가 內務部에서 근무를 하면서 직접 推計한 경험이 있어 GRDP가 함축하는 의미를누구보다 잘 이해하고 있으므로 模型의 從屬變數로서 잘못된 활용에 의해 발생할 수 있는 弱點을 補完할 수 있을 것이라 사료된다.

- 10) 內務部, 1992. 地域內總生産 推計便費, pp. 5~ 28
- 11) 內務部에서는 1965년부터〈住民所得推計〉라는 명 칭으로 지역내총생산 자료를 추계하여 1980년까 지는 주민소득연보를 발간하였다. 그러나 정치권 에서 地域隔差의 문제가 政治的으로 爭點化됨으 로써 더 이상 주민소득연보의 출간이 어려워지게 되자 추계작업은 지속하되 외부공표는 하지 않고 내부 행정자료만으로 활용해 왔다.
- 12) 1970년 당시의 우리나라 行政區域(시·도)은 서울 특별시, 부산직할시, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청 남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주 도 등 11개 地域으로 構成되어 있었다.
- 13) 국가의 經濟成長을 산출할 경우에는 통상적으로 不變 GDP增加率을 산정하여 사용한다. 지역경제 성장을 나타낼 때도 不變 GRDP증가율로 나타내 는 것이 일반적이다.
- 14) 經常 國民所得을 不變 國民所得으로 나눈 값을 GNP Deflator라 하며, 각종 명목가치의 통계자료 를 實質價値로 변환하는 데 사용하는 換價指數이다. 이를 한국은행에서는 기준년도(90년)를 100으로하여 指數로 작성·발표하고 있다.
- 15) 통계청에서는 불변가격의 지역내총생산을 추계하는 데 한국은행의 GNP Deflator를 사용하지 않고 통계청이 자체적으로 추산한 불변가격 환가지수를 적용하고 있다.
- 16) 計量經濟 分析에 있어 교란항에 대한 기본가정 중 분산이 항상 동일해야 한다는 것이 있다. 흔 히 이를 同分散(homoscedasticity)이라고 하는데 다음과 같이 쓸 수 있다.

 $V(u_i) = E(u_i^2) = \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma_u^2$

단, i = 1, 2, 3···, n

그러나, 실제적으로는 교란항이 이러한 가정에 위배되어 관측치에 따라 분산이 달라지는 경우가 있을 수 있는데 이를 異分散(heteroscedasticity)이 라고 한다.

17) 計量分析에 있어서 교란항 u 끼리는 상관관계가 없다고 가정하고 추정과 검증을 한다.

 $E(u_i u_j) = 0, i \neq j$

- 그러나, 사실상 경제변수들의 함수관계에서는 위의 가정과는 달리 교란항 상호간에 상관관계가나타난다. 즉, t 기의 교란항과 t-s 기의 교란항이 상관관계를 갖고 있는 경우, 이러한 관계를 自己相關(Autocorrelation)이라고 한다.
- 18) 自己相關의 문제가 어느정도 심각한지 통계적으로 검증하는 가장 일반적인 방법이 Durbin-Watson(D.W.) 통계량이다. 이른바 D.W. 검정이라고 일컫는 자기상관검정법은 가장 보편적이고 대표적인 검정방법으로 알려져 있다. 이 방법은 일단 자기상관을 1차자기회 귀함수, 즉 usutt = pu_{t-1} + £,의 형태를 취하는 것으로 보고, 귀무가설 (H₀:ρ=0)의 현실성 여부를 검정함으로써 유의할 만한 자기상관의 존재 여부
- 19) 본 연구에서는 Cochrane-Orcutt방법을 사용하였다.

를 판정하는 방법이다.

20) VAR모형 (vector autoregressive model : 벡터자기회 귀모형)은 회귀분석과 시계열 분석방법이 결합된 형태로 특히 예측과 관련하여 자주활용되고 있는 분석모형이다.

VAR모형에 대한 자세한 설명은 다음을 참고할 저

이종원·이상표, 1995. RATS를 이용한 계량경제 분석. (서울 : 박영사), pp. 1050~1066.

- 21) 예측오차분산분해 (variance decomposition of forecast error) 란 VAR모형의 예측에서 계산된 분산을 각 개별변수의 변화량 (innovation) 으로 나누어 각 변수들간에 영향력이 어느정도인지를 분석하는 방법이다. 즉, 예측오차의 분산이 자기자신 및 다른변수의 분산에 의해 어느정도 설명되는가를 알아보기 위한 것이다.
- 22) 모든 변수에 대하여 자연대수를 취한 후 OLS (ordinary least squares : 최소자숭법)방식에 의해 회귀분석을 실시하였으나 D.W통계량이 그 범위 (1.6<d(2.4)를 벗어나 자기상관을 나타내었다. 따

라서 그 치유책으로GLS (generalized least-squares : 일반화된 최소자숭법)방식을 적용하여 자기상 관의 문제를 해결하였다.(이후의 각 모형에서도 이러한 작업과정을 동일하게 적용하였음.)

참고문헌

- 김상호. 1994. 지역성장의 결정요인 분석과 요 인별 지역격차에 미친 영향에 관한 연구 : 통합시계열 설계를 이용한 연립방정식 모형. 한양대학교대학원 박사학위 청구논 문.
- 김성태. 1993. "미국시정부 정책결정요인 분석 : 제도정책분석을 위한 결합 다계충모 형," 강인재 외 13人 공저, 공공정책의 결정요인분석 (서울 : 법문사, 1993). pp. 152~192.
- 노근호·정초시·김성태. 1995. "한국의 지역경 제성장과 지방재정" 경제학연구 ,제3집 제2호. 한국경제학회. 1995년 9월. pp. 37~64.
- 이계식·박종구·오연천. 1990. 지역개발과지방 재정. (서울: 한국개발연구원).
- 이동신. 1992. 지역성장요인에 관한 실증적 연구. 전남대학교대학원 박사학위 청구논 문.
- 이종원·이상표. 1995. RATS**돌 이용한 계량경** 제 분석. (서울: 박영사).
- Booth, D. E. 1987. Regional Long Wave, Uneven Growth and the Cooperative Alternativex. N.Y.: Praeger.

- Dhrymes, P. J. 1970. Econometrics: Statistical Foundations and Applications.
 N. Y.: Harper & Row.
- McDowall, D., et al. 1980. Interrupted Time
 Series Analysis. Calif. : Sage Publications. Inc.
- Richardson, H. W. 1979. Regional Economics. Urbana: Univ. of Illinois Press.
- **Boventer**, E. V. 1975. "Regional Growth Theory," *Urban Studies*, Vol. 12. pp. 1~29.
- Carkberg, Michael. 1981. "Neoclassical Model of Interregional Economic Growth", Regional Science and Urban Economics, Vol. 11. pp. 191~203.
- Ghali, M. A., Akiyama M. and Fujiwara J.

 1981. "Models of Regional Growth: an
 Empirical Evaluation", Regional Scinece
 and Urban Economics, Vol. 11. pp.

 175~190.
- Miernyk, W. H. 1979. "A Note on Recent Regional Growth Theories", Journal of Regional Science, Vol. 19, No. 3. pp. 303~308.
- Smith, Donald M. 1975. "Neoclassical Growth Models and Regional Growth in the U. S.", Journal of Regional Science, Vol. 15, No2. pp. 165~181.
- Szymanski, Albert. 1976. "Dependence, Exploitation, and Economic Growth", Journal of Political and Military Sociology, Vol. 4, Spring 1976.