

基本産業의 乘數效果 分析

朴 洪 烈*

<目 次>

- I. 序 論
- II. 地域經濟의 成長理論
- III. 基本産業의 乘數效果分析
- IV. 要約과 結論

I. 序 論

국가간의 所得隔差 및 개발정도의 차이에 따른 여러 가지 경제적 문제가 야기되고 있다. 美國이 南美의 여러 나라로부터 들어오는 불법이민으로 골치를 앓고 있으며, 개발된 공업국가들과 開發途上에 있는 국가들간의 이해가 相反되는 여러 가지 문제점은 이미 南과 北의 문제 등으로 널리 알려져 있다. 生産要素의 자유로운 이동은 세계경제의 適正 資源配分과 成長을 위해서는 바람직한 일이지만 국가간의 경계선 때문에 생기는 여러 가지 인위적인 제한 조치로 인하여 生産要素의 자유로운 이동이 제한을 받고 있다. 生産要素가 자유로이 이동되는 경우 개발도상에 있는 국가들의 賃金水準은 올라 가겠지만 개발된 공업국가들의 명목 임금수준은 떨어지게 되므로 국가간의 이해가 상반되게 된다. 따라서 국가간의 소득격차를 解消하는 데는 여러가지 장애요인이 있다. 關稅라든가 수입제한 조치 등이 바로 그 要因들이라 하겠다.

이에 반해서 한 국가내의 소득격차와 발전의 차이는 국내의 문제이므로 국가간의 테두리 때문에 생기는 장애는 없다. 그러나 오늘날 한 나라 안에서도 소득과 발전정도의 차이가 현존하고 있다. 국내의 지역간 소득격차는 美國과 같은 방대한 영토를 包含하는 국가는 물론이고 우리 나라와 같은 작은 국가 내에서도 그 차이가 두드러지게 나타나고 있는 것이 사실이다. 한국에서 도시와 농촌의 소득격차는 잘 알려져 있는 사실이며 각 지역간의 격차도 현저하다. 최근의 보도에 의하면 資本의 서울과 대도시 集中으로 지방에 있는 기업들이 打撃을 받아 지방의 경제성장에 큰 지장이 있다고 한다. 국가내의 지역간의 경제발전이나

* 美國 새기노 벨리(Saginaw Valley) 州立大學 教授. 本 研究는 SVSC財團의 財政的 支援을 받아 作成된 것임.

소득의 격차를 해소시키는 데는 국가간의 차이를 해소시키는 것과는 달리 국가의 經濟政策 면에서 다루어질 수가 있다.

地域學(Regional Science)은 각 지역이 독특한 賦存資源을 갖추고 있으며 또 각 지역마다 특수성이 있으므로 전국가적 차원에서 시행하는 경제정책이 특정 지역의 문제해결에 實效를 거두기 어렵기 때문에 地域特性을 연구할 필요를 느껴 탄생된 학문분야이다. 아이사드(W. Isard)[11]는 지역학은 지역 혹은 공간적 차원을 가진 여러 가지 사회문제를 分析하고 경험적 연구를 다양하게 적용해서 주의깊고 인내있게 연구하는 학문분야라고 간단히 정의했다. 지역학에서 중요한 과제로 다루고 있는 지역성장이론은 지역이 어떻게 해서 성장하며 지역간의 격차가 왜 생기는가를 설명하는 데 역점을 둔다. 이 論文에서는 지역의 성장요인들을 간단히 살피고 지역의 성장을 설명하는 기초적인 모형인 基本産業의 乘數效果를 분석하려고 한다.

基本産業의 승수효과 모형은 여러 면에서 많은 비판의 대상이 되어오고 있다. 많은 지역학 학자들이 여러가지 취약점을 지적했지만 그 중 중요한 것으로 (a)기본산업과 비기본산업의 식별문제, (b)기본산업과 비기본산업간의 인과관계의 유무, (c)지나친 단순성, 그리고 (d)기본산업 승수의 불안정성 등이 지적되고 있다. 이 논문에서는 인과관계와 乘數의 안정성을 중점적으로 검토해 보려고 한다.

II. 地域經濟의 成長理論

1. 新古典學派 經濟成長模型

신고전학파의 경제성장이론에 의하면 지역간의 일인당 所得水準의 차이는 수렴하게 되어 있다. 신고전학파의 成長理論은 주로 공급 다시 말하면 생산쪽에 역점을 두고 있다. 생산함수에 포함되는 변수들은 주로 3대 생산요소 즉 노동, 토지(자원포함)와 자본이다. 기술도 지역간의 차이가 있을 수 있으므로 또 하나의 要素로 본다면 4대 요소가 된다. 그러나 이론을 간단하게 하기 위해서 資本과 勞動만을 生産要素로 본다면 생산함수는 다음의 식으로 표시된다.

$$Q=f(C, L) \quad (1)$$

여기서 Q =生産量, C =고용된 資本量, L =고용된 勞動量을 나타낸다. 이 모형에서 다음 사항들을 가정해 보자.

(a) 모든 지역을 총괄한 총노동의 공급은 고정되어 있다. 따라서 한 지역이 勞動供給을

증가시키는 방법은 다른 지역으로부터 勞動을 流入시키는 방법뿐이다. (b)質이 같은 한가지 생산품은 각 지역에서 생산된다. (c)지역간의 물품의 輸送費는 없으므로 산출품의 가격은 지역적으로 동일하다. (d)각 지역에 똑 같은 생산함수가 존재한다. (e)生産량을 資本財로 전환시키는 데 비용이 들지 않는다. 생산함수가 一次同次 函數라는 가정하에서 노동의 한계생산물 (f_L)과 資本의 限界生産物(f_C)을 資本과 勞動의 비율(C/L)의 함수로 나타낼 수 있다. 따라서 $f_L=g(C/L)$ 및 $f_C=h(C/L)$ 의 관계가 성립한다. 이와 같은 가정하에서는 만약 C/L 의 비율이 A지역이 B지역보다 높다고 하면 A지역의 實質賃金이 B지역의 실질 임금보다 높게 된다. 또한 資本의 한계생산량은 B지역이 높다. 그러므로 資本은 A地域에서 B地域으로 이동할 것이며 勞動은 B지역에서 A지역으로 이동하게 될 것이다. 따라서 B지역은 가장 急速한 C/L 의 成長率을 경험하게 되며 임금수준도 빨리 상승하게 될 것이다. 이와 같은 자본과 노동의 이동은 결국 두 지역의 임금수준이 均衡水準으로 수렴하게 되는 결과를 초래한다.

이상은 보츠(G. Borts) [1]가 지역간 생산요소의 수확의 差異가 왜 수렴하게 되는가를 설명한 이론의 要諦이다. 이 이론에 따르면 경상도의 임금수준이 여타 지역보다 높다고 해도 하등의 정책적 배려를 할 필요가 없다. 勞動은 경상도에 移入하게 되며 資本은 타 지역으로 移動하게 되어 소득격차가 解消되게 된다. 그렇다면 실제로 지역 간에 임금격차가 해소되고 있는가 아니면 더 커져 가고 있는가 하는 것을 경험적으로 검토하는 것이 중요하게 된다. 美國의 경우 남과 북의 소득 격차는 70年代에 상당히 줄어들었다. 북쪽의 工業地帶는 전통적으로 임금이 높았는데 70年代에 많은 산업들이 임금이 낮으며 동력자원이 비교적 豊富한 남부로 이전하게 되어 소득격차가 줄어들어 가고 있다. 그러나 많은 국가에서 지역간의 격차는 좀처럼 해소되지 않으며 어떤 경우는 점점 그 隔差가 더 벌어지고 있음을 볼 수 있다. 이 경우 위에 설정한 假說이 현실적이지 아니며 기타 다른 변수들이 작용함을 볼 수 있다. 위에 든 가설들을 다 제거해 버리면 모형은 현실에 가까워 지겠지만 모형이 더 복잡해진다. 위에서 든 지역의 成長要因들 중 資本과 勞動은 흔히 취급되는 요인들이므로 그 구체적인 것을 생략하고 技術에 대해서 잠깐 언급하려고 한다.

기술의 진보는 발명과 革新이라는 두 요소로 특징지워진다. 발명은 하나의 새 생산방법을 일련의 潛在的 생산방법들(고려는 되었지만 아직 실현은 되지 않는 諸生産方法)에 추가시키는 것을 의미한다. 혁신(innovation)은 잠재적 生産方法이 실제 생산방법으로 전환되는 것이다. 기술의 변화(technical change)는 발명이 혁신으로 되는 全 과정을 가리킨다. 그러므로 기술을 지역의 성장요인으로 넣는 경우는 한 지역에서 새 발명이 실제 생산과정에 도

입되고 그것이 다시 쏠 산업 및 쏠 지역에 퍼지는 데는 시간이 걸리게 된다는 점을 인식해야 한다. 다음은 경제성장의 要因으로 需要側面을 부가시켜 보기로 한다.

2. 需要側面을 考慮한 經濟成長

위에서 고전학파의 입장에서 본 경제성장요인들은 供給側面에서 본 지역경제 성장요인들이다. 공급측에서 본 요인들은 生産能力(production capacity)의 증가 즉 지역의 잠재적 성장을 결정할 뿐이다. 성장이 實現되는 것은 지역의 총수요의 변동에 의존한다. 그 지역에서 생산하는 상품의 총수요가 증가하면 그 지역의 성장이 실현되며 총수요가 감소하면 그 지역의 成長이 실현되지 않고 오히려 그 지역이 쇠퇴하게 된다. 이것은 물론 위에서 설정한 각 지역이 한가지 동질의 상품만을 생산한다는 가정을 현실화하였을 경우이다. 각 지역이 특정한 상품을 전문적으로 생산하고 서로 교역함으로써 효율적인 성장을 하게 된다. 따라서 地域의 成長要因으로 需要 즉 市場이 중요한 역할을 하게 됨을 알 수 있다. 그렇게 되면 운송비와 입지론(Location Theory) 등이 논의되게 된다. 또 여기서는 신고전학파의 성장모형이 예측하는 것처럼 두 地域間의 소득격차가 勞動과 資本의 移動에 의해 해소되기 보다는 그 차이가 더 커질 수도 있게 된다[20, 23].

勞動의 流入地域은 또한 資本을 같이 수반하게 되고 수요의 증가를 수반하게 된다. 高所得地域은 외부경제로 인해서 集積에 의한 경제를 이룰 수 있다. 이렇게 되면 高所得地域은 점점 더 成長을 이룰 수 있어 地域間의 임금격차가 더 커질 수도 있게 된다. 우리나라의 경우 서울과 대도시의 비대는 이와 같이 자본이 점점 더 대도시에 모이고 또 勞動力이 집중하며 그로 인해 수요를 창출해 내는 데서 생기는 현상이라고 볼 수도 있다. 또 도시에서 생산해 내는 工業製品이 농촌의 농산물에 비해 가격이 많이 올라 교역조건이 악화되기 때문에 생길 수도 있다[15]. 지방에서 저축한 資本이 도시로 流入되어 지방은 資本이 부족하게 된다. 이런 점을 착안하여 美國에서는 많은 州에서 은행이 단일 은행으로 그 지역의 발전에 자금 지원을 하게 되어 있으며, 적어도 형식상으로는 은행이 州境界線을 넘어서 支店을 낼 수 없게 되어 있다.

이러한 제도이지만 資金은 다른 생산요소보다는 쉽게 移轉되고 있음은 사실이다. 다음은 각 지역의 성장을 설명하는 모형에 대해 살펴 보기로 한다.

III. 基本産業의 乘數效果 分析

1. 基本産業의 乘數效果

地域學에서 한 지역의 성장을 分析하고 그 성장을 예측하는 모형으로서 基本産業의 乘數

(Economic Base Multiplier), 産業聯關分析(Input-Output Analysis) 및 계량경제학 모형(Econometric Model) 등이 적용되고 있다. 여기서는 基本産業 승수에 대해서 설명하고 이 승수이론이 가지고 있는 취약성에 대한 연구결과를 소개하려고 한다.

基本産業 승수모형은 간단해서 비용이 적게 들고 이해하기 쉽기 때문에 많은 실무자들이 사용해 온 모형이다. 산업연관분석은 많은 資料를 필요로 하며 시간과 경비가 많이 들어 실용가능성이 비교적 적다. 계량경제학 모형은 基本産業 승수모형과 産業聯關分析의 중간 정도로 경비와 시간이 소요된다.

基本産業 승수모형에서는 연구대상 지역의 산업을 기본산업(basic industry or base sector)과 비기본산업(nonbasic industry or nonbasic sector)로 二分한다. 기본산업은 수출 부문이라고도 부르며 비기본산업은 서비스 부문 혹은 지역내부산업이라고도 한다. 승수원리는 한 지역의 基本産業의 고용이나 수입이 증가하면 비기본부문 즉 서비스·건설 등의 부문에 영향을 미쳐 지역의 총고용량이나 소득이 처음 기본산업의 증가량의 몇 배로 변경된다는 원리에서 비롯되었다. 처음에 이 원리를 지역학의 分析道具로 도입한 것은 호이트(Hoyt) [10]와 티부트(Tiebout) [26]였다. 가령 기본산업의 고용을 B 라 하고 비기본산업을 NB 로 표시하면 한 지역 총고용량은 $TE=B+NB$ 로 표시된다. 한 지역의 전 경제행위를 기본산업과 비기본산업으로 이분하기 때문에 總雇傭量은 기본산업의 고용량과 비기본산업의 고용량을 합하면 된다. 비기본산업의 고용이 기본산업의 고용에 比例한다고 보면 $NB=PB$ 로 표시된다. 여기서 $P=\frac{NB}{B}$ 로 표시될 수 있음을 알 수 있다. 그리고 基本産業 乘數를 m 이라 표시하면 $m=(1+P)$ 로 정의된다. 예를 들어 비기본산업의 고용이 100이고 기본산업의 고용이 50이라면 $P=\frac{100}{50}=2$ 이고 승수는 $m=(1+2)$ 로 표시되어 승수가 3이 된다. 이것은 한 지역의 基本産業에 고용량이 100사람 늘면 전체 고용량은 300이 된다는 것이다. 그러므로 한 지역의 성장은 이 기본산업의 고용증가가 전지역의 고용 증가를 가속화시킴으로 이루어진다고 본다. 이 모형은 어떤 지역에 새로운 工場이 들어 설 경우 그 지역의 주택계획, 상하수도계획 등을 마련하는 데 도움이 되는 성장예측을 하는 데 많이 쓰여져 왔다.

이 승수모형에서는 기본산업을 구분하는 것이 대단히 중요하다. 제대로 분류되지 않을 경우 승수에 차이가 생기게 되기 때문이다. 그러므로 이 구분방법에 대해 많은 批判이 있었으며 여러 가지 다른 방법이 제시되어 왔다. 가정법(Assumption Method), 기본산업 소재 파악 계수법(Location-Quotient Method), 最低 必要法(Minimum-Requirement Method), 回歸分析法(Regression-Analysis Method) 및 인터뷰방법(Interview Method) 등이 바로 그러한 方法들이다. 지면 관계로 이 각 방법에 대해서 일일이 설명 할 수는 없으므로 이 논문

에서 채택한 방법인 기본산업 소재 파악 계수법에 대해서만 설명하려고 한다.

이 방법은 分析하려는 지역의 각 산업의 고용이나 소득을 참고 지역의 같은 산업과 비교하는 방법인데, 참고지역은 보통 국가의 동종산업의 총고용이 되는 것이 일반적이다. 가령 미국의 제조업의 고용이 전 미국의 총고용량의 30퍼센트이고 우리가 연구하려는 새기노(Saginaw) 지역의 제조업 부문이 동지역 총고용량의 30퍼센트라고 하면 기본산업 所在把握係數는 1이 된다. 이 계수가 1을 상회하는 경우 기본산업으로 분류하고 1인 경우 자급자족이 되는 것으로 보며 1보다 작은 경우 그 해당산업은 수입 산업이라고 分類한다. 이 계수가 1이거나 1보다 작은 산업은 비기본산업으로 분류한다. <表 1>과 <表 2>에서 우리는 연구대상으로 삼고 있는 세 지역의 기본산업과 비기본 산업의 고용량 및 소득수준을 알 수 있다. 이 區分은 기본산업 소재 파악 계수법에 의한 것이다.

이 乘數分析方法은 대단히 간단해서 實務者들이 많이 사용하지만 앞서도 지적한 바와 같이 많은 비판의 대상이 되어 왔다. 여러 가지 비판 중에서도 기본산업이 과연 비기본산업에 영향을 미치는가 하는 문제가 있다. 우리가 쉽게 볼 수 있는 바와 같이 승수가 일정한 시점에서 파악되기 때문에 그것이 해마다 다를 수가 있다. 그러면 이 變動이 심한 승수로 예측을 하면 그 예측이 정확할 것인가 하는 의문을 提起하게 된다. 그래서 이 승수를 測定하는 데도 한 시점의 관찰량을 사용하기보다 몇 년의 관찰량의 平均值를 사용하는 것이 좋을 것이다. 또 요즈음은 비기본산업의 고용을 從屬變數로 놓고 기본산업을 獨立變數로 보아 회귀분석 방법으로 승수를 추정하는 방법을 많이 쓴다.

$$NB=f(B) \tag{2}$$

$$NB=\alpha+PB+\epsilon \tag{3}$$

<表 1> 雇 傭 乘 數

	기 본 산 업 의 고	비 기 본 산 업 의 고	$P = \frac{\text{비기본산업}}{\text{기본산업}}$	고 용 승 수 (1+P)
새 기 노	39,600	37,300	.942	1.942
베 이	15,300	28,000	1.888	2.888
미 들 랜 드	15,925	17,300	1.086	2.086

<表 2> 所 得 乘 數

	기 본 산 업 의 소	비 기 본 산 업 의 소	$P = \frac{\text{비기본산업}}{\text{기본산업}}$	소 득 승 수 (1+P)
새 기 노	\$ 1,188,098,000	\$ 901,918,000	.759	1.759
베 이	313,749,000	695,292,000	2.216	3.216
미 들 랜 드	491,056,000	188,198,000	.383	1.383

여기서 α 는 절편이고 P 는 기울기, 기본산업 승수는 $(1+P)$ 로 표시되며, ϵ 는 誤差項을 표시한다. 여기서 또 한가지, 만약 식 (3)을 한 지역의 총고용량의 예측을 위해서 사용한다면 기본 산업인 B 의 예측치를 어떻게 구할 것인가 하는 문제도 중요한 문제로 대두된다. 그러므로 필자는 자동차 산업이 주요 기본산업인 새기노의 경우 貨幣의 공급량이 耐久財인 자동차 산업과 연관이 있다고 보아 기본산업의 고용량을 예측하는 回歸直線을 설정하였다.

$$B_t = a + rM_t + \epsilon \tag{4}$$

〈表 3〉 豫 測 結 果(새기노)

$NB=16806.9+.946906B$					
(7.36)		(12.26)			
$R^2=.3446, F(1, 286)=150.4$					
$B_t=13.017+1.22B_{t-1}-.3239B_{t-2}+.210B_{t-3}-.207B_{t-4}+.623M_t$					
(.073)		(8.885)		(1.571)	
		(1.021)		(1.479)	
		(6.419)			
$R^2=.859, F(5, 90)=36.64$					

註: 괄호안의 수치는 t -통계량임.

식 (4)는 예측을 위해 自己回歸型에다 화폐의 변동량을 독립변수로 채택하여 세운 전형 (Transformation)함수의 형태를 취했다. 〈表 3〉에 의하면 새기노의 고용승수는 1.9469이다. 〈表 1〉에서 보면 이 승수는 1.942였다. 결국 두가지 다른 방법에 의해 측정된 승수의 差異가 비교적 근소하게 나타났다.

2. 基本産業과 非基本産業間의 因果關係

위에서 우리는 基本産業이 非基本産業에 미치는 효과에 대해서 基本産業의 승수분석을 통해 설명한 바 있다. 특히 회귀분석 방법으로 승수를 측정하였다. 여기서 하나의 문제점은 원인과 결과의 관계가 반드시 基本産業에서 非基本産業으로 연결되는가 아니면 역인과관계 (reverse causality)도 성립하는가 하는 점이다. 많은 학자들이 非基本産業의 效率이 基本産業에도 영향을 미친다고 주장하고 있다. 이 역인과관계가 사실이라고 하면 회귀분석에 있어서 基本産業을 獨立變數로만 사용하는 것은 회귀계수가 偏倚된 측정치 (biased estimates)로 될 수 있다. 또 이 경우 基本産業에의 투자를 정책변수로 간주하는 것도 무리가 된다고 보아야겠다. 이에 대한 논쟁은 화폐량과 국민소득간의 인과관계를 밝히는 과정에서 크게 논의되었었다. 이것은 심즈(Sims) 교수가 그랑저(Granger)의 인과관계의 원리를 미국의 화폐량과 소득관계를 자료로 해서 검토한 결과를 발표함으로써 많은 학자들이 이 방법을 적용하게 되었다[6, 23]. 이 분석방법이 실제로 인과관계를 가려내는가에 대해 회의적 태도를 표시하는 사람도 있다. 그러나 여기서는 그랑저의 인과관계 판별방법을 써서 基本産業과 비기본산업간의 인과관계를 따져 보려고 한다. 최근에 기라타니(Girratani)

교수와 맥넬리스(McNelis) 교수가 이 방법을 이용하여 기본·비기본산업간의 인과관계를 검토한 논문이 발표되었다[5]. 이들 연구는 雇傭量이 아닌 所得을 자료로 사용하였다는 점과 지역을 州로 설정한 점, 그리고 자료가 月이나 분기가 아닌 1年을 단위로 해서 다만 15년의 자료에서 측정함으로써 自由度(degrees of freedom)가 극히 적어 측정의 信賴度가 만족스럽지 못하다. 또 基本産業의 변동이 반응을 일으키는 데 1년이라는 기간을 두고 있다는 점이 의문을 남고 있다. 基本乘數分析은 작은 지역에만 적용이 가능하다는 것은 이미 밝혀진 사실이다.

본 연구에서는 1960년부터 1983년까지 24년간의 세기노지역의 고용자료를 이용하며, 사용 자료는 分期別로 되어 있어 자유도가 훨씬 많은 점 등이 보완되었고 지역범위도 郡(county) 단위가므로 基本産業 승수모형의 가설에 더 부합된다고 볼 수 있다.

실제 因果關係를 가려내는 데는 그랑저의 方法과 심즈의 方法이 있다. 그랑저의 인과관계 정의는 獨立變數들을 증가시켰을 경우 예측도가 얼마나 증진되는가에 두고 있다. 그랑저의 인과관계를 두 변수의 경우를 들어 定義하면 다음과 같다.

$[Y, X_t]$ 가 共分散이 안정적인 두 변수라고 가정하자.

- (1) Y_t 와 X_t 는 변수 Y 와 X 의 모든 過去值를 나타낸다.
- (2) \bar{Y}_t 와 \bar{X}_t 는 변수 Y 와 X 의 모든 과거 및 현재치를 나타낸다.
- (3) $\sigma^2(X_t/Z)$ 는 Z 의 값이 주어졌을 때 X 의 최소 예측 오차분산을 나타낸다. 여기서 Z 는 (1)과 (2)에서 언급한 것 중 어떤 형태의 集合이 되어도 무방하다.

그랑저에 의하면 다음의 네가지 형태의 因果關係를 정의할 수 있다.

(a) 만약 $\sigma^2(X_t|\bar{Y}_t, \bar{X}_t) < \sigma^2(X_t|\bar{X}_t)$ 이면 Y 는 X 의 원인이 된다. 이것은 Y 의 過去值를 포함하면 包含하지 않는 경우보다 X 의 최소 예측분산이 낮아진다는 것을 의미한다.

(b) 만약 $\sigma^2(X_t|\bar{X}_t, \bar{Y}) < \sigma^2(X_t|\bar{X}_t, \bar{Y}_t)$ 이면 Y 는 X 의 즉각적 원인이다. 이 경우 X 를 예측하는 데 Y 와 X 의 모든 과거치에다 Y 의 現在值를 포함하면 X_t 의 예측이 더 나아진다는 것을 의미한다.

(c) 만약 $\sigma^2(X_t|\bar{X}_t, \bar{Y}_t) < \sigma^2(X_t|\bar{X}_t)$ 와 $\sigma^2(Y_t|\bar{Y}_t, \bar{X}_t) < \sigma^2(Y_t|\bar{Y}_t)$ 인 경우는 Y 는 X 의 원인이 되고 X 는 Y 의 원인이 된다. 따라서 相互規定(feedback)의 관계가 있다.

(d) 만약 $\sigma^2(X_t|\bar{X}_t, \bar{Y}_t) = \sigma^2(X_t|\bar{X}_t, \bar{Y}_t) = \sigma^2(X_t|\bar{X}_t)$ 및 $\sigma^2(Y_t|\bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \sigma^2(Y_t|\bar{Y}_t, \bar{X}_t) = \sigma^2(Y_t|\bar{Y}_t)$ 인 경우, X 와 Y 는 서로 獨立된 관계이다.

이 定義는 X 와 Y 가 假因果(spurious causality)인지 眞因果(true causality)인지를 판가름하는 기준으로 쓰여 진다. 회귀분석만으로는 이 眞因果關係를 밝히지 못한다고 본다. 위에

서 본 바와 같이 그랑저 因果分析은 獨立變數와 從屬變數가 상호의존하는지 아닌지도 가려 낼 수 있게 된다. 그러므로 회귀분석을 적용하기 전에 이 因果關係검정을 하는 경우가 많다. 만약 검정결과 두 변수가 상호규정의 관계이면 연립방정식체계로 설정해야 偏倚가 없는 계수를 측정할 수 있으며, 올바른 정책변수를 찾을 수 있게 되기 때문이다. 이 그랑저의 정의를 실제 운용하는 데는 그랑저의 방법과 심즈의 方法이 있다. 그랑저의 方法은 自己回歸의 表現으로 X 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} -\pi_{22}(i) X_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} -\pi_{21}(i) Y_{t-i} + b_t \quad (5)$$

여기서 모든 i 값에 대해 $\pi_{21}(i)=0$ 의 관계가 成立하면 Y 는 X 의 원인이 되지 않는다. X 가 Y 의 원인이 되는지를 검정하려면 Y 를 종속변수로 취급해서 $\pi_{21}(i)=0$ 인가를 檢定하면 된다. 심즈의 인과관계 검정은 다음의 식에서 찾아볼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=-n_1}^{n_2} \beta_i Y_{t-i} + W_t \quad (6)$$

여기서 X 는 Y 의 과거 현재 및 미래의 回歸係數로 표시되고 Y 의 미래 회귀계수가 모두 0이면 X 로부터 Y 로의 인과관계가 없다는 歸無假說(Null Hypothesis)로 표시된다.

〈表 4〉는 그랑저, 심즈 및 自己回歸(Autoregressive) 模型에 의한 계수들의 추정결과이다. 이들 계수는 계절요소와 趨勢를 원자료에서 미리 제거한 다음에 추정하였다. 계절지수와 추세선을 자료로부터 도출하고 그 값으로 원래의 자료를 조절하여, 계절요인과 추세변동을 시계열자료에서 추출하였다. 推定 結果에 의하면 새기노의 基本産業의 고용의 변화는 비기본산업의 고용의 변화와 因果關係가 성립하지 않는다는 것으로 밝혀졌다. 또 비기본산업의 고용이 기본산업의 고용변화에 원인이 되지 않는다는 것을 알았다. 물론 이 결과는 새기노의 자료에 의한 것이므로 이 결론을 일반화하는 것은 속단일 수 있다. 따라서 더 많은 연구가 따라야 된다. 여기서 유의해야 될 점은 시계열자료를 계절 및 추세조절하는 것은 모형의 오차항에 自己 相關關係를 포함하는 것을 제거하려는 것이다. 오차항이 自己 相關關係를 가지고 있으면 F -통계치의 적용이 곤란하기 때문이다. 그런데 기존 연구에 의하면 時差變數들의 계수가 季節調節에 매우 敏感하다는 것이 밝혀졌다[4]. 그러므로 원인관계 혹은 독립변수의 外生性 與否의 검정에 계절조절이나 추세조절을 할 경우 세심한 주의를 할 필요가 있다. 이 조절이 본 연구의 결과에 作用했을 가능성이 있었음을 부기해 두고자 한다. 지면 관계로 이 部分에 대해 더 밝히지 못함을 아쉽게 여긴다. 다음은 基本産業 승수의 안정도에 대해 간단히 살펴 보기로 한다.

〈表 4〉 因果關係檢證結果

時差變數	그랑저 方法		심즈 方法		自己回歸模型	
	B	NB	B	NB	B	NB
NB(-8)	-.3477(.846)		-.4653(1.411)			
NB(-7)	-.0218(.042)		-.01158(.0337)			
NB(-6)	.1518(.300)		.0895(.2602)			
NB(-5)	-.6259(1.216)		-.54102(1.541)			
NB(-4)	.2874(.523)	.0869(.696)	-.2227(.6091)			-.4997(5.0568)
NB(-3)	.0193(.035)	.225(1.424)	.01694(.0461)			1.1167(6.899)
NB(-2)	-.0297(.054)	-.308(-1.964)	.3140(.8562)			-1.299(8.033)
NB(-1)	.649(1.426)	.748(5.544)	.1432(.395)			1.634(17.278)
NB(0)			1.828(5.071)			
NB(1)			.2646(.8561)			
NB(2)			-.0198(.0651)			
NB(3)			.4005(1.315)			
NB(4)			-.2653(.912)			
B(-8)		-.0257(.712)		.0341(1.046)		
B(-7)		.0551(1.294)		.07055(2.189)		
B(-6)		.00375(.0880)		.02054(.6329)		
B(-5)		-.002191(.0507)		.00429(.129)		
B(-4)	-.129(1.008)	-.0576(1.292)		.01443(.4359)		-.1375(1.252)
B(-3)	.1649(1.098)	.0406(.888)		.03314(1.349)		.746(1.279)
B(-2)	.0482(.3167)	.0238(.518)		.01526(.4635)		.07188(.527)
B(-1)	.6229(4.643)	.0773(1.92)		.0545(1.641)		.7818(7.233)
B(0)				.14042(4.223)		
B(1)				.0285(.897)		
B(2)				.01107(.357)		
B(3)				-.00125(.0409)		
B(4)				.0153(.505)		
R ²	.79	.61	.542	.546	.773	.948
F	.832	-8.1606	.321	.3774	95.34	530.99

註: 그랑저 方法의 F-통계치는 과거의 모든 시차독립변수의 계수가 모두 0이라는 가정에 의했으며, 심즈 方法의 F-통계치는 독립변수의 미래치의 계수가 모두 0이라는 가정하에 계산되었다. 괄호 안의 수치는 t-통계량임.

3. 基本産業乘數의 安定度檢證

위에서도 말한 바와 같이 기본산업 승수에 대한 또 하나의 비판은 이 승수가 不安定하다는 점이다[18]. 이 승수가 나온 초기에는 단 하나의 관찰치로 승수가 추정되었다. 요즘에는 회귀 방정식을 설정해서 최소자승법으로 推定하는 경우가 많다. 회귀계수를 승수로 쓰는 경우 그 안정도를 검증할 수가 있다. 巨視經濟學에서 소비함수의 계수가 戰爭中과 平和時에 다를 수 있다는 점을 감안하여 소득과 소비간의 관계가 안정된 관계인지를 검증하

는 경우가 있다. 여기서도 이와 같은 원리를 적용하여 회귀계수가 지역내의 산업구조 등 때문에 쉽게 변하는지 아닌지를 검증해 볼 수 있다. 基本産業乘數가 不安定한 이유로는 地域의 産業構造의 變化, 계절적 변화, 경기변동 및 산업의 추세 변동 등에 기인한다고 보고 있다. 이하에서는 이러한 要素들이 실제 기본산업승수의 불안정에 기여하는지를 검토해보려고 한다.

기본산업승수의 構造變化를 검정하는 歸無假說과 對立假說은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$H_0 : \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \tag{7}$$

$$H_a : \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} \neq \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$$

진 표본기간을 둘로 나눌 경우 α_1, β_1 은 첫 기간의 절편과 기울기를 나타내고 α_2, β_2 는 둘째 기간의 회귀직선의 절편과 기울기를 각각 나타낸다. 回歸直線의 절편과 기울기를 따로 떼어서 볼 수도 있다. 말하자면 구조변화가 절편에 影響을 미치지만 기울기에는 영향을 미치지 않을 경우도 있을 것이므로 이 경우들을 다음의 가설들로 설정할 수 있다.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 \tag{8}$$

$$H_a : \beta_1 \neq \beta_2$$

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 \tag{9}$$

$$H_a : \alpha_1 \neq \alpha_2$$

식(8)은 두 기간중 회귀직선의 기울기, 다시 말해서 기본 산업승수가 변했는지 아닌지를 檢證하는 가설이며 식(9)는 절편의 변경여부를 검증하게 된다.

이 가설들을 검증하기 위해 計量經濟學 模型을 세울 수 있다. 존스톤(Johnston)[12]은 그의 최근 발간한 계량경제학 저서에서 이 가설들을 검증할 수 있는 모형을 다음 세가지로 요약하고 있다.

$$\text{I. } \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & X_1 \\ i_2 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + u \quad \text{두 표본기간에 공통회귀선인 경우}$$

$$\text{II. } \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & 0 & X_1 \\ 0 & i_2 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \beta \end{bmatrix} + u \quad \text{회귀직선의 절편은 다르지만 회귀선의 기울기는 공통인 경우.}$$

$$\text{III. } \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_2 & X_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & i_2 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + u \quad \text{회귀직선의 절편과 기울기가 모두 다른 경우.}$$

보통 최소자승법(OLS)을 적용해서 위에 든 모형을 推定하면 전체 殘差自乘의 합(Residual Sum of Squares)을 구할 수 있다. 殘差自乘의 합을 RSS로 표시하면 위의 세모형에서 다음의 세가지 RSS를 구할 수 있다. 옆에 표시한 것은 自由度를 의미한다.

모형 I.	RSS ₁	$n-K$	(여기서 K 는 표본의 수이며 표본 이 두가지이므로 $K=2$ 입).
모형 II.	RSS ₂	$n-K-1$	
모형 III.	RSS ₂	$n-2K$	

여기서 $n=n_1+n_2$ 로서 두 표본의 관찰량의 총수를 표시한다.

위에서 든 여러가지의 가설들에 대한 檢證統計量은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2, \text{ 절편의 검증}$$

$$F = \frac{RSS_1 - RSS_2}{RSS_2 / (n - K - 1)}, F(1, n - K - 1).$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2, \text{ 기울기의 검증}$$

$$F = \frac{(RSS_2 - RSS_3) / (K - 1)}{RSS_3 / (n - 2K)}, F(K - 1, n - 2K)$$

$$H_0 : \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix}, \text{ 절편과 기울기에 대한 검증}$$

$$F = \frac{(RSS_1 - RSS_2) / K}{RSS_3 / (n - 2K)}, F(K, n - 2K).$$

여기서 자료는 세기노지역의 고용량을 적용하였다. 1960년부터 1983년까지 24년을 분기별 자료로 取扱하였으므로 총 관찰량의 표본의 크기는 96이다. 표본을 둘로 나누어 처음 12년의 자료를 첫 표본으로 하고 다음 12년인 48개 관찰량을 다른 한 標本으로 정하였다. 이 두 표본의 特色은 첫 표본에서는 비기본산업 고용량과 기본산업 고용량의 비율이 비교적 安定되어 있으며 둘째 표본에서는 그 비율이 비교적 심하게 변동되고 있음을 알 수 있다. 기본산업의 승수가 이 비기본산업 대 기본산업의 비율에 의존한다고 볼 때 이 자료는 基本産業 乘數의 안정도를 검정하기에 적절하다고 보겠다. <表 5>는 두 표본기간에 추정된 回歸係數와 統計量이다.

여기서 알 수 있는 것은 비기본산업 대 기본산업의 비율이 비교적 변화가 적은 첫 標本期間과 그 비율의 기복이 심한 둘째 표본기간의 기본산업승수의 추정치가 현저하게 다른 것 사실이다.

<表 6>은 <表 5>의 결과에 의해서 얻은 기본산업 승수의 安定度를 검증하는 통계량이다. <表 6>의 F -통계량에 의하면 세가지 歸無假說을 다 기각하게 된다. 다시 말하면 두 표본

〈表 5〉 回 歸 係 數

$$NB=15248.7+1.0038B$$

$$(3.78) \quad (7.33)$$

$$R^2=.36, F(1, 94)=53.76, n=96.$$

24년인 96관찰량을 이용해서 회귀계수를 추정하였음.

$$NB=14055.0+.8733B$$

$$(5.88) \quad (9.93)$$

$$R^2=.68, F(1, 46)=98.74.$$

첫 표본기간의 회귀계수 추정결과. $n_1=48$.

$$NB=52317.0-.03338B$$

$$(15.23) \quad (.308)$$

$$R^2=.00205, F(1, 46)=.095.$$

둘째 표본기간의 회귀계수 추정결과.

팔호안의 수치는 t -통계량임. $n_2=48$

〈表 6〉 安定度の 檢定統計量

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 \quad F(1, 93) = 2278$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 \quad F(1, 92) = 41.53$$

$$H_0 : \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \quad F(2, 94) = 184.32$$

기간의 回歸線의 절편과 기울기가 현저하게 다르다고 하는 결론이 나온다.

그러므로 기본산업승수는 불안정하다고 말할 수 있다. 이 결과는 한 지역의 자료에 의한 것이기 때문에 일반화시키는 것은 速斷일 수도 있다. 이 기본산업 승수의 不安定要因으로서 계절변동, 추세변동, 경기변동 및 산업의 구조변화 등을 들고 있다. 가령 용역산업이 증가해 가는 것이 근래의 미국의 경제 추세인데 이 構造的인 추세변동은 기초산업승수를 불안정하게 만든다. 이 不安定要素들을 제거한 다음 승수모형을 다시 추정한 결과 좀 더 안정된 기본 산업승수를 찾을 수 있었지만 지면 관계로 이에 대한 결과는 생략한다.

IV. 要約과 結論

이상에서 우리는 地域의 成長要因들을 살펴보고 地域의 成長을 설명하는 基本産業의 승수모형에 대해 검토하였다. 基本産業의 고용이 변하는 경우 그 변동이 한 지역에 어떤 결과를 초래하는가를 분석하고 예측하는 데 기본승수 모형을 사용하고 있다. 이 승수모형은 몇가지 중요한 약점을 지니고 있으며, 많은 학자들에 의해 그 약점이 지적되어 왔다. 여기서는 이 약점 중 두가지, 즉 기본산업의 외생성 여부 혹은 因果關係를 검토하고 또 기본승수의 안정도에 대해 살펴 보았다. 세기노의 자료에 의하면 基本産業의 外生性(exogeneity)

은 확인되지 않았다. 基本産業의 고용변동이 반드시 비고용산업의 변동을 초래하는 것은 아니라고 하는 결론이 된다. 또 기본산업승수도 안정성이 없다는 결론을 얻었다. 물론 이들 결론은 한 지역의 자료에서 얻은 것이므로 일반화할 수는 없다. 좀 더 많은 지역을 연구하여야 일반화할 수 있는 결과를 얻으리라고 믿는다. 基本産業乘數의 인과관계 분석과 안정도의 검증은 학계에서 그 경험적 연구가 그렇게 많지 않으므로 앞으로 더 많은 연구가 이루어져 이 기본산업 승수모형의 發展에 도움이 되었으면 한다.

參 考 文 獻

- [1] Borts, G.H., "The Equalization of Returns and Regional Economic Growth," *American Economic Review*, Vol. 50, 1960, pp.319-47.
- [2] Borts, G.H. and J.L. Stein, *Economic Growth in Free Market* (New York: Columbia University Press, 1964).
- [3] Dubey, V., "The Definition of Regional Economics," *Journal of Regional Science*, Vol. 5, No. 2, 1964, pp.25-29.
- [4] Feige, E.L. and D.K. Pearce, "The Casual Relationship between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXI, No. 4, November 1979, pp.521-533.
- [5] Giarratani, F. and P.D. McNelis, "Time Series Evidence Bearing on Crude Theories of Regional Growth," *Land Economics*, Vol. 56, No. 2, May 1980, pp.238-248.
- [6] Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, July 1969, pp.424-438.
- [7] Henry, M.S. and J.C.O. Nyankori, "The Existence of Short-Run Economic Base Multipliers: Some New Empirical Evidence," *Land Economics*, Vol. 57, No. 3, August 1981, pp.448-457.
- [8] Hansen, N.M., *Growth Centers in Regional Economic Development* (New York: The Free Press, 1972).
- [9] Hildebrand, G.H., and A. Mace Jr., "Employment Multiplier in an Expanding Industrial Market: Los Angeles County, 1940~47," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, 1950.

- [10] Hoyt, H., "The Utility of the Economic Base Method and Calculating Urban Growth, *Land Economics*," February 1961.
- [11] Isard, W., *Introduction to Regional Science* (Englewood: Prentice-Hall, 1975).
- [12] Isard, W., *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science* (Cambridge: The M.I.T. Press, 1960).
- [13] Johnston, J., *Econometric Methods* (New York: McGraw-Hill Book Co., 1984).
- [14] Meyer, J.R., "Regional Economics: A Survey," *American Economic Review*, Vol. 53, 1963.
- [15] Park, Hong Youl and H.H. Fullerton, "Rural-Urban Labor Migration: The Case of Korea", *The Annals of Regional Science*, Vol. 14, No. 1, March 1980, pp.72-90.
- [16] Park, Hong Youl., "Stability of Economic Base Multipliers," Mid-Continent Regional Science Association Meetings, May 3-5, 1984.
- [17] Park, Se-Hark, "Least Squares Estimates of The Regional Employment Multiplier: An Appraisal," *Journal of Regional Science*, Vol. 10, No. 3, 1970.
- [18] Richardson, H.W., "The State of Regional Economics: A Survey Article," *International Regional Science Review*, Vol. 3, No. 1, Fall 1978.
- [19] Richardson, H.W., *Regional Economics* (New York: Praeger Publishers, 1969).
- [20] Richardson, H.W., *Regional Growth Theory* (New York: Macmillan, 1973).
- [21] Sargent, T.J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976.
- [22] Sasaki, K., "Military Expenditures and the Employment Multiplier in Hawaii," *Review of Economics and Statistics*, 1963, pp.298-304.
- [23] Siebert, H., *Regional Economic Growth: Theory and Policy* (Scranton: International Textbook Co., 1969).
- [24] Sims, C.A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, Vol. LXII, No. 4, September 1972, pp.540-552.
- [25] Smith, D.M., "Neoclassical Growth Models and Regional Growth in the U.S.," *Journal of Regional Science*, Vol. 15, No. 2, 1975, pp.165-181.
- [26] Tiebouts, C.M., "Exports and Regional Economic Growth, *Journal of Political Economy*, Vol. 64, 1956, pp.160-169.