

韓國公共支出의 增加要因과 構造的 變化에 關한 實證分析

朴 鍾 九

<目 次>	
I.	序論
II.	模型의 定立 및 假說의 提示
III.	推定方法 論議
IV.	推定結果 論議
V.	政府支出의 構造的 變化檢證
VI.	轉位效果 檢證結果 論議
VII.	結論

I. 序 論

우리나라 經濟는 60年代初 以後 지속적인 성장을 이루어왔고 위와 같은 지속적 경제성장에 비례하여 公共部門의 규모나 기능 역시 꾸준한 증가양상을 보여 왔다. 이에 따라 政府支出의 水準이나 상대적 比重 또한 괄목할 만한 신장추세를 나타내어 한국경제의 외연적, 구조적 성격을 규정짓는 중요한 요인의 하나로 작용하여 왔다. 그러면 이와 같은 공공지출의 지속적 팽창은 어떠한 요인에 의해 설명될 수 있는가? 소득의 증가, 급속한 도시화, 행정능력의 향상, 인플레이션 등 다양한 요인이 경비 팽창의 說明變數로 제시될 수 있고 이러한 변수들과 公共支出水準과의 상관관계는 체계적인 實證分析에 의해 규명되어야 할 문제이다.

전후 공공지출팽창 및 그 구조적 변화양상을 설명하는 여러 가설중의 經費增加의 假說(Wagner's law of expanding state activity)과 Peacock-Wiseman의 轉位效果假說(displacement effect thesis)은 적잖은 實證分析의 대상이 되어 왔다. 와그너법칙은 경비팽창과 경제발전과의 상관관계의 검증에, 전위효과가설은 전쟁 또는 사회적 격동으로 인해 발생하는 공공지출패턴의 구조적 변화(structural changes)에 이론적

중점을 둔 가설들로서 우리나라 공공지출증가의 경험적 사실에 비추어 볼 때 매우 유용한 검증가설이라 하겠다.

따라서 본 소고에서는 경제발전과정상의 소득, 개방도, 조세부담 수준의 변화 등을 우리나라 공공지출팽창의 대표적 설명요인으로 파악하여 이러한 제변수가 공공지출수준과 어떠한 상관성을 나타내는가를 검증하고(와그너법칙 검증)Peacock-Wiseman류의 구조적 변화가 공공지출성장패턴에 발생하였는지의 여부를 실증적으로 검증하는 것을 그 목적으로 한다. 와그너법칙의 검증은 Nerlove류의 部分調整模型을 이용하여, 전위효과가설은 Gujarati 檢證模型(Gujarati test)을 이용하여 분석해 보고자 한다.

본 소고는 다음과 같이 구성된다. 우선 2절에서는 와그너법칙의 검증을 위한 기본모형을 제시하며 변수, 검정가설에 대해 간단히 설명한다. 3절에서는 추정방법에 관해 논의하고 추정결과는 다음의 4절에서 제시한다. 5절에서는 Gujarati 模型에 관해 설명하고, 이 모형을 이용한 분석결과는 6절에서 논의되어진다. 결론에서는 연구결과에 관한 요약과 함께 본 연구에 제기된 여러 문제점들에 대하여 언급하고자 한다.

Ⅱ. 模型의 定立 및 假說의 提示

1. 實證模型의 定立

우리나라의 政府支出 增加要因의 분석을 위한 기본실증모형은 다음의 식(1)로 정식화할 수 있다.

$$(G)_t = A + B(GNP)_t + C(OPEN)_t + D(TAX)_t + E(G)_{t-1} + U_t \dots \dots \dots (1)$$

종속변수와 독립변수간에는 log線型關係(log-linear relationship)를 가정하였고 1962~1986년간의 時系列 年間資料를 이용하였다. 종속변수로는 일인당 정부경비수준을 나타내는 재정변수를, 설명변수로는 일인당 국민총생산(GNP), 경제개방도(OPEN), 조세부담율(TAX) 그리고 전년도 정부지출수준(G_{t-1})을 사용하였다. 정부지출, 국민총생산 등의 제변수는 1975년도 불변가격으로 디플레이트한 실질수치를 이용하였다.

그런데 기본모형인 식(1)은 다음의 식들로부터 도출되어진다. 식(2)는 균형지출수준(G_t^*)을 결정짓는 모형으로서 소득, 개방도 등의 변수와 다음과 같은 함수관계를 가진다.

$$(G)_t^* = a + b(GNP)_t + c(OPEN)_t + d(TAX)_t + U_t \dots \dots \dots (2)$$

식(2)에서 균형수준 G_i^* 는 직접 관측할 수 없으므로(unobservable) 이는 식(3)의 部分調整模型(partial adjustment model)에 의해 다음과 같이 주어진다.¹⁾

$$(G)_i - (G)_{i-1} = k[(G)_i^* - (G)_{i-1}] \quad 0 \leq k \leq 1 \quad \dots\dots\dots (3)$$

정부지출의 (실제)변화(actual change)는 균형수준과 전년도 수준과의 차이에 의존한다. k 는 적응계수로서 조정속도(speed of adjustment)를 나타내며 통상 0과 1 사이의 값을 취한다. 식(2)를 식(3)의 조정방정식에 대입하여 재정리하면 다음과 같은 추정모형 (4)가 도출된다.

$$(G)_i = ka + kb(GNP)_i + kc(OPEN)_i + kd(TAX)_i + (1-k)(G)_{i-1} + U_i \quad \dots\dots (4)$$

따라서 kb 는 정부지출의 短期(short-run) 소득탄력도를, b 는 長期(long-run) 소득탄력도를 나타낸다.

2. 가설 및 변수의 설명

구체적 실증분석에 앞서 모형에 포함된 제변수들의 정의와 상정된 가설에 대해 살펴보겠다.

(1) GOV

우선 종속변수를 살펴보면 어떠한 재정변수를 이용하여야 하는가가 중요한 문제로 제기된다. 왜냐하면 정부부문의 재정활동 및 그 양태를 가장 잘 보여주는 유일한 재정변수란 존재할 수 없기 때문이다. 본 연구에서는 우리나라의 재정지출규모를 나타내는 재정지표로서 一般政府(general government)의 總支出(EXP), 經常支出(CUR), 그리고 消費支出(CON) 세가지를 사용하였다.²⁾ 정부소비는 지출국민소득 계정상의 일 구성부분으로 재화, 용역의 구입, 인건비 지출 등 정부부문의 (최종) 소비자적 역할을 반영하고 있다. 경상지출은 정부소비 이외에 보조금, 이자지급 등의 移轉의 經費(transfer expenditure) 등을 포함한 정부의 경상적 경비규모(current outlays)를 의미한다. 총지출은 공공부문의 포괄적인 재정규모를 보여주는 지표로 자본적 경비도 포함하는 세출의 개념으로 파악하였다.

(2) GNP

본 모형의 소득변수로는 일인당 국민총생산을 사용하였다. 오그너의 가설에 따르

-
- 1) 식 (3)에서는 Nerlove형의 부분조정모형을 가정하였다. 부분조정모형에 관한 보다 상세한 논의는 Gujarati(1988), Kmenta(1971) 등을 참조할 것.
 - 2) 총지출과 경상지출은 國防費(defense outlays)를 제외한 지출형태로 파악하였다. 그 주된 이유는 우리나라의 경우 국방비는 外生的으로 정해지는 硬直性經費의 성격이 매우 강하기 때문이다. 우리나라 정부부문의 재정구조에 관한 보다 상세하고 체계적인 설명은 崔洸(1983) 참조할 것.

면³⁾ 국가의 활동은 —따라서 정부지출규모는—經濟發展⁴⁾(economic development)에 비례하여 지속적으로 팽창하는 경향을 보여준다. 따라서 종속변수와 GNP변수 사이에 正의 상관관계가 있는 것으로 가정하였다. 와그너 주장에 의하면 소득의 증대에 따라 공공지출의 相對의 比重(relative size)이 증대하게 되므로 공공경비의 증가율은 소득의 증가율보다 높게 된다. 따라서 추정계수는 —즉, 소득탄력도— 1이상임을 가정하였다.⁵⁾

(3) OPEN

소득변수 GNP 이외에 설명변수의 하나로 경제개방도(degrees of openness)를 나타내는 OPEN변수를 포함하였다.⁶⁾ 경제개방도 국민총생산에서 수출입이 차지하는 비율로 표시되어진다. 한 나라의 對外經濟의 개방성이 증진할수록 또는 의존도가 심화될수록 대외여건변화의 국민경제에 대한 교란작용 역시 증폭되는 경향이 높아진다. 아울러 이와같은 부정적인 feedback효과에 대응하는 정부의 정책자세는 부분적으로 제정의 적극적 운용으로 나타나게 된다. 이런 점에서 OPEN변수는 正의 기대부호를 가지는 것으로 가정하였다.

(4) TAX

TAX는 租稅負擔率(tax ratio)로서 공공부문의 재정능력(fiscal capacity)의 중요한 지표라 할 수 있다. 조세부담수준은 급속한 경제발전단계에 있는 우리나라와 같은 중진국(middle income countries)에서는 지속적 재정팽창에 중요한 촉진, 제약요인으로 작용하여 왔다.⁷⁾ 담세율의 지속적인 상승(62년의 10.6%에서 85년의 19.0%)은 그에 상응하는 공공재, 서비스의 공여능력의 증대를 가능케 했고 공공재 공급상

3) 독일의 유명한 사회경제학자인 Adolph Wagner에 따르면 정부지출의 증대는 (1) 산업화, 도시화에 따른 행정, 법질서, 의사소통관계 등의 복잡, 다양화등의 요인 (2) 소득탄력적 성적이 강한 공공재, 서비스에 대한 수요증대 (3) 산업화 특히 도시화로 인한 교육, 후생, 복지경비등의 증대 (4) 공업화에 따르는 산업독점(monopoly)의 폐해와 대규모 사회간접투자의 필요성 등의 여러 요인에 의한 자연적, 필연적 현상으로 보았다. 보다 상세한 논의는 Wagner(1883), Bird(1970) 등 참조.

4) 경제발전의 정도를 보여주는 변수로서 통상 일인당 소득을 널리 이용하고 있다. 그러나 경제발전이란 단순한 소득의 증가라는 수량적 변화만이 아니라 사회, 제도, 구조의 변화가 모두 일어나는 포괄적 변환(comprehensive transformation)이므로 단순한 소득변수만으로는 한계가 있다는 비판이 제기되어 왔다. 소득과 정부지출과의 상관성에 증점을 둔 기존의 연구방향(협의의 와그너가설 검증방식)에 비교하여 개방도, 도시화 등의 변수를 포함한 광의의 검증방식이 방법론상 보다 유용한 분석기법이라는 주장이 강력히 제기된다. Kelley(1976), Musgrave(1969) 참조.

5) 와그너법칙에 관한 여러 검증모형에 관한 요약은 Gandhi(1971) 참조.

6) 정부지출의 결정요인으로 개방도변수를 설명변수로 사용한 연구는 적지 않은 편으로 그 중 Abizadeh and Gray(1985), Cameron(1978) 등이 대표적임.

7) 개발도상국에 관한 여러 연구는 GNP에 대한 租稅比率(tax share of GNP)과 경제발전단계(일인당 소득) 사이에 통계적으로 유의한 正의 상관관계가 있음을 보여준다.

의 隘路(supply bottle necks)의 完화에 기여했다. 따라서 종속변수와 TAX변수 사이에는 유의한 正의 상관관계가 존재하는 것으로 가정하였다.

(5) AGOV

AGOV는 전년도 지출수준을 보여주는 시차종속변수(lagged dependent variable)로서 설명변수의 하나로 포함되었다. 당해년도의 지출규모는 전년도의 실제 예산규모에 의해 제약받고 영향받는 경향이 강하므로 —특히 점증주의 예산편성방식의 경우— AGOV변수는 正의 추정 계수를 가지는 것으로 상정하였다.

Ⅲ. 推定方法 論議

여기서는 본 연구의 실증분석에 사용된 추정방법에 대해 간단히 설명하고 몇 가지 분석상의 문제점에 대해 지적하고자 한다. 식(4)와 같은 공공지출결정 모형의 추정에는 다음과 같은 통계적 추정상의 문제점이 발생한다. 이들을 우선 간단히 살펴보면 :

(1) 聯立方程式偏倚(simultaneous equations bias)의 문제⁸⁾

식(4)를 最小自乘法(OLS)으로 추정하는 경우 종속변수 G 와 설명변수 GNP 사이의 同時的 聯關性(simultaneous relationship)으로 인해 OLS추정량은 편의되어 一致性(consistency)의 조건을 충족시키지 못한다. 변수 GNP 는 G 를 일방적으로 설명하는 변수가 아니라 G 에 의해서도 영향을 받으므로 식(4)의 오차항 (U)에 대해 종속적(dependent)이어서 OLS적용을 위한 $E(XU)=0$ 의 가정이 만족되지 못한다.

2) 時系列相關(serial correlation)의 問題

본 연구에서와 같이 시계열자료를 이용한 회귀분석의 경우 自己相關의 문제가 발생하는 경향이 매우 현저하다. 특히 식(4)에서처럼 時差從屬變數가 설명변수로 포함되는 自己回歸模型(autoregressive model)에서 이러한 계열상관성은 흔히 발생하게 된다.⁹⁾ 따라서 OLS추정상의 $E(U_t U_{t-1})=0$ 의 가정은 충족되지 못하고 OLS추정

8) Simultaneous equations bias 問題에 관해서는 Kmenta(1971), Pindyel and Rubinfeld (1981) 등 참조.

9) 시차종속변수가 설명변수의 하나인 경우 자기상관의 검증을 위한 D-W test는 부적절한 검증방법으로 지적되고 있다. 왜냐하면 추정된 D-W 값이 2에 접근하는 경향으로 인해 자기상관여부에 관한 정확한 판정이 어렵기 때문이다. Durbin은 시차변수가 있는 모형의 자기상관검증을 위해 h test를 제시하고 있다. Durbin에 따르면 large sample의 경우 h 값은 정규분포화(normally distributed)되므로 정규분포를 이용한 검증이 가능하다고 설명하였다. 그러나 본 연구와 같이 표본수(sample size)가 적은 모형에서는 Durbin의 large sample property의 적용이 어렵게 되고 따라서 h test의 有效性 역시 의문시된다. 보다 체계적인 논의는 Durbin(1970), Pindyck and Rubin-

량은 유효성(efficiency)의 조건에 배치된다.¹⁰⁾

그런데 2SLS나 Cochrane-Orcutt 추정방법 등은 연립방정식 편의나 자기 상관이나 각각 독립적으로 발생하는 경우에는 유용한 추정방법이지만 양자가 同時的으로 발생하는 경우에는¹¹⁾ 반드시 효과적인 추정기법이라 할 수 없을 것이다. 왜냐하면 양 문제가 결합 발생하는 상황하에서는 변수간의 함수관계 및 오차항(분포)에 관한 새로운 統計的 假定이 필요하기 때문이다. 이와같은 자기상관체계하의 연립방정식 모형(model with first-order autoregressive process)의 추정을 위해 Amemiya, Christ, Fair 그리고 Sargan 등이 자기상관을 고려한 변형된 2SLS 추정방법을 제시하였다. 자기상관구조하의 변형추정 모형을 간단히 설명하면 아래와 같다.

자기상관구조하의 기본모형은 다음의 식(5)로 주어진다.

$$AY+BX=U \dots\dots\dots(5)$$

$$U=PU_{t-1}+E \dots\dots\dots(6)$$

여기서 Y : 內生變數 行列

X : 外生變數 行列

A, B : 係數 行列

U, E : 誤差項 行列

P : -1과 1로 구성된 對角 行列

우리가 추정하고자 하는 식은 연립방정식체계중의 첫번째 식(first equation)이므로 식(5), (6)을 정리하면 다음의 식(7), (8)로 쓸 수 있다.

$$Y_{1t}=-A_1Y_{1t}-B_1X_{1t}+u_{1t} \dots\dots\dots(7)$$

$$u_{1t}=p_{11}u_{1t-1}+e_{1t} \dots\dots\dots(8)$$

임의의 p 에 대해 식(7), (8)을 다시 쓰면 다음의 식(9)가 된다.

$$Y_{1t}-py_{1t-1}=-A_1(Y_{1t}-pY_{1t-1})-B_1(X_{1t}-pX_{1t-1})+(p_{11}-p)u_{1t-1}+e_{1t} \dots\dots(9)$$

식(8)을 이용하여 OLS회귀분석을 하여 값이 -1과 1의 범위내에서 誤差自乘合(sum of squared errors)을 최소화시켜 주는 A, B, p 값을 구함으로써¹²⁾ 연립방정식

feld(1981) 참조.

10) 시계열상관의 교정추정 방식으로는 Cochrane-Orcutt 반복추정법, Yule-Walker의 ML (maximum likelihood) 추정법이 널리 이용되고 있다.
 11) 이와같은 동시적 발생의 가능성은 다음의 case로 쉽게 이해할 수 있다. 첫째로, 설명 변수 GNP와 종속변수 G 사이에는 동시적 상관성이 존재하며 둘째로, t 년도의 관측치(observavation)에 관련된 오차항 U_t 는 전년도 U_{t-1} 과 1차 자기회귀상관(first-order autoregressive scheme)이 되어 있기 때문이다. 즉 $U_t=PU_{t-1}+V_t$.
 12) Fair에 따르면 1차추정(first regression)에 이용될 instrument variable로는 적어도 $y_{1t-1}, Y_{1t-1}, X_{1t}, X_{1t-1}$ 이 포함되어야 한다고 설명하고 있다. 이에 관련된 기법상의 논의는 Amemiya(1966), Christ(1966), Fair(1970), Sargan(1961) 등을 참조할 것.

편의와 시계열상관의 동시발생으로 인한 추정상의 편의를 제거할 수 있게 된다.¹³⁾

IV. 推定結果 論議

식(4)의 추정결과는 다음의 <表 1>과 같다. <表 1>의 추정결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

(1) GNP

예상했던대로 GNP 변수는 모두 正의 추정계수를 보여주어 공공지출과 소득수준 사이에 正의 상관관계가 있음을 입증하였다. 지출유형별 단기소득탄력도 값을 살펴보면 모두 1보다 적어 소득변화(income changes)에 대해 완전한 적응양상을 보여준다. 이러한 사실은 조정계수 값에 의해 잘 나타나고 있는 바, 1%의 소득증가는 대략 3년정도의 時差를 두고 정부지출수준을 그만큼 변화시켜 왔음을 나타내고 있다. 장기소득탄력도의 수치는 총지출과 경상지출의 경우 1 이상으로 와그너 가설처럼 정부지출의 증가율이 소득의 증가율보다 빠른 양상을 보여준다.¹⁴⁾

이와는 달리 소비지출의 경우 비탄력적인 수치를 나타내어 와그너 가설에 상반되는 추정결과를 보여주고 있다.¹⁵⁾ 이러한 결과는 동기간중 공공지출의 팽창이 상대적으로 資本移轉的 支出分野에서 더욱 현저하였음을 의미하는 것이라 하겠다. 소비지출의 탄력도가 경상지출에 비해 상당히 낮았다는 사실은 분석기간중 이전적 지출의 비중이 상대적으로 빠른 비율로 증가하였음을 시사한다. 그러나 이러한 이전적 경비의 신장추세는 선진국에서와 같이 복지국가에 대한 높은 지향성(social and political trend toward the welfare state)을 반영하기 보다는 근대화, 산업화촉진의 가속화를 위해 대기업 등과 같이 성장에 기여도가 높은 特定集團에 정부자원(government resources)이 우선적으로 배분되었다는 사실로 해석해야 할 것이다.¹⁶⁾ 경상지출이 총지출보다 약간 높은 탄력도값을 보여주는 이유는 자본지출(capital spen

13) 이 점에 있어서 iterative technique의 성격을 띠고 있음.

14) 1970~1984 분석기간중 우리나라와 비슷한 소득단계에 있는 홍콩의 총지출 탄력도는 1.20로서 우리나라보다 약간 상회하는 수준을 나타내고 있다.

15) 이러한 추정결과는 Pluta(1981)의 결과와 유사한 것으로 그의 연구결과는 1953~1974년 기간중 우리나라의 정부소비(government consumption)의 소득탄력도 값은 불과 0.42에 머물렀음을 보여주고 있다.

16) Musgrave(1974)는 이 점과 관련하여 다음과 같은 주장을 하고 있다. '개발도상국에서 일인당 소득이 아직도 매우 낮음에도 불구하고 移轉支出이 이미 상당한 수준에 이르러 있다. 그러나 이전지출의 증가는 보다 나은(사회, 경제적) 안정과 공평한 소득 분배보다는 특정집단에 혜택을 주고 경제적 경직성을 더 높이는 형태로 이루어지고 있다.' (p.181)

〈表 1〉 회귀분석결과(1962~1986)

종속변수	CON	2 SLS ¹⁾	CUR	CON	2 SLSAR ²⁾	CUR
		EXP			EXP	
Constant	0.2610 (0.2022)	-0.2444 (-0.1585)	-2.6554 (-1.6870)	0.2497 (0.1905)	-0.5445 (-0.0377)	-2.3185 (-1.6131)
GNP	0.5289 (3.0248)**	0.6716 (3.7833)**	0.8607 (4.4755)**	0.5355 (3.0293)**	0.6417 (3.8257)**	0.8100 (4.5421)**
OPEN	-0.0539 (-0.0530)	-0.0982 (-0.8750)	0.0045 (0.0428)	-0.0091 (-0.0869)	-0.0842 (-0.8014)	0.0266 (0.2798)
TAX	0.3913 (2.7006)**	0.7157 (5.2147)**	0.4237 (3.2094)**	0.3247 (2.6929)**	0.7041 (5.4645)**	0.4029 (3.3712)**
AGOV	0.3907 (3.2430)**	0.3493 (3.6252)**	0.2747 (2.4031)**	0.3845 (3.1592)**	0.3657 (3.9757)**	0.3026 (2.8188)**
\bar{R}^2	0.989	0.991	0.992	0.988	0.997	0.994
Es ³⁾	0.53	0.67	0.86	0.54	0.64	0.81
El ⁴⁾	0.87	1.03	1.18	0.87	1.01	1.16
k	0.61	0.65	0.73	0.62	0.63	0.70

註: 1) 2SLS: 2 stage least squares.

2) 2SLSAR: 2 stage least squares with autoregressive structure.

3) 단기소득 탄력도

4) 장기소득 탄력도

** 95% 수준에서 t통계치 유의함.

* 90% 수준에서 t통계치 유의함.

ding)의 신장세가 경상지출에 미치지 못함에서 기인하며 이러한 양상은 우리나라를 비롯해 적지 않은 나라에서 경험된 사실과 일치하고 있다.¹⁷⁾

(2) OPEN

모든 추정식에서 개방도변수는 기대가설과는 달리 통계적으로 유의하지 못하였다. 대외의존의 심화는 국민경제에 여러가지 feedback충격을 가져오고 이러한 교란작용의 극복은 재정적 적극대응의 형태로 나타나게 된다. 특히 우리나라와 같이 수출주도형 성장정책의 추구는 이 부문에 대한 다양한 지원, 보조를 필요로 하므로 정부재정의 적극개입의 필요성이 매우 높아지게 된다. 그러나 〈표 1〉의 추정결과는 이러한 기대가설을 전혀 입증하지 않는 것으로 나타났는데 이에 대해 다음과 같이 해석할 수 있다. 대내적 교란효과를 —특히 고용, 생산에 대한— 상쇄하기 위하여 선진국에서 보여지는 것 같은 적극적 대응조치가 —보조금, 실업수당 등의— 재정측면에서는 상대적으로 소극적인 형태를 띠었다는 점이다. 즉, 수출증대, 수입억제 등의 정책목적을 달성하기 위한 정책운용은 직접적 정부지출의 증대보다는 租稅減

17) 자본지출의 성장둔화 또는 비중감소경향은 선진국의 경우 특히 현저히 일어나고 있다. Tanzi(1986)의 연구에 따르면 1970~1985년 기간중 주요 OECD제국의 자본지출의 GDP 비율은 4.3%에서 3.2% 수준으로 감소하였다.

免, 投資유인의 제공, 金融資源의 우선적 배분 등의 정책대응에 더 많이 의존해 왔다고 하겠다. 이러한 요인들로 인하여 기대가설인 正의 상관관계가 입증되지 못한 것 같다.

(3) TAX

TAX변수와 피설명변수 사이에는 예상하였듯이 正의 상관성이 입증되었고 통계적으로도 95% 수준에서 유의하였다. 우리나라와 같은 중진개발단계 국가에서는 재정 조달능력 특히 徵稅能力(revenue-generating capacity)의 제고가 공공부문의 규모증대에 매우 중요한 전제조건으로 작용하게 된다. 지난 20여년간 조세부담율이 배가됨에 따라 재정재원의 조달이 그만큼 용이해지고 이는 정부지출의 상대적 규모팽창에 크게 영향을 미쳐 왔다. 특히 간접세 비중이 높은 조세구조¹⁸⁾는 낮은 조세저항과 징세행정상 편의의 효과를 통해 조세부담의 증가를 가능케 했고 소위 재정환상(fiscal illusion)의 조작을 통해 공공경비의 공급애로를 제거하는 데 중요한 기여를 하였다고 할 것이다.

(4) AGOV

시차종속변수 AGOV 역시 모든 추정식에서 통계적으로 유의한 正의 계수를 나타내고 있다. 해당년도의 정부지출규모가 소득변화 뿐 아니라 전년도 지출규모와 밀접한 상관관계가 있음은 예산운용의 연속성, 예산집행주체의 지속성 특히 漸增主義的 예산편성(incremental budgeting) 관점에 비추어 볼 때 예상했던 추정결과라 하겠다.

V. 政府支出의 構造的 變化 檢證

Peacock-Wiseman은 戰爭 또는 社會的 激動이 공공지출패턴에 구조적 변화를 가져와 공공지출 증가양상에 轉位效果(displacement effect)를 발생시킨다는 가설을 주장하였다.¹⁹⁾ 특히 용인가능한 租稅水準(tolerable level of tax burden)과 정부의 역할, 기능 등에 관한 개념의 변화 또는 새로운 인식의 수용은 이러한 전위효과발생 이후 공공경비지출의 상향이동을 가져온다고 가설화하였다.²⁰⁾

이후 Peacock-Wiseman가설의 실증적 검증에 관한 다양한 논의와 구조적 실증작

18) 1986년 현재 조세의 직·간접세비율은 38.4 : 61.6의 수준에 머물러 있다.

19) Peacock and Wiseman(1967) 참조.

20) Peacock-Wiseman의 가설에 관한 제재있는 논의는 Bird(1972), Diamond(1977), Gupta(1967) 참조할 것. 아울러 Peacock-Wiseman의 가설에 관한 이론적, 방법론상의 비판은 Tussing & Henning(1979)을 참조할 것.

업이 이루어졌다. 다수의 기존의 실증분석에서는 전위효과의 발생은 공공지출곡선(public expenditure curve)상 intercept의 변화를 가져오는 것으로 해석하여 intercept dummy의 값이 증가, 감소의 어느 형태를 취하는가의 여부를 통해 Peacock-Wiseman 가설의 통계적 타당성을 검증하는 분석태도를 취하였다.²¹⁾ 반면에 최근의 분석경향은 전위효과가설을 하나의 구조적 충격이론(theory of structural break)²²⁾으로 보아 intercept뿐 아니라 slope coefficient 구조에도 변화가 일어나는 동시적 변화로 해석하고 있다.²³⁾

따라서 본 연구에서는 이와같은 동시적 변화가 우리나라 공공지출 패턴에 어떠한 형태로 나타나고 있는가를 Gujarati가 제시한 dummy variable model을 이용하여 검증하고자 한다.²⁴⁾ 그러면 Gujarati모형의 설명을 위해 아래의 식(10)을 가정하자.

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} + \dots + b_n X_{nt} + U_t \quad (t=1 \dots N) \quad (10)$$

intercept와 slope parameter에 구조적 변화가 일어나는가를 검증하기 위한 Gujarati 모형은 다음의 식(11)으로 주어진다.

$$Y_t = b_0 + D b_0' + b_1 X_{1t} + b_1' D X_{1t} + \dots + b_n X_{nt} + b_n' D X_{nt} + U_t \quad (11)$$

여기서 $D=1$ 구조적 변동발생이후 기간

$D=0$ 기타 기간

따라서 공공경비의 상향전위는 아래의 식(12)의 조건이 만족될 때 발생하는 것으로 가정한다.

$$b_0' > 0 \quad (12)$$

$$b_1' = b_2' = \dots = b_n' > 0$$

변형식 (11)에서 intercept dummy는 additive형으로, slope dummy는 multiplicative형으로 각각 모형에 포함되었는데, b_0' 와 $b_1' \dots b_n'$ 는 차별절편(differential intercept), 차별기율기계수(differential slope coefficient)로 불리운다. 따라서 b_0' 가 통계적으로 유의하던 첫번째 표본의 절편값은 $b_0 + b_0'$ 이 되고 각 표본에 입각한 모형의 intercept에 구조적 차이가 존재한다. 이와 마찬가지로 b_1' 가 통계적으로 유의하면 $b_1 + b_1'$ 는 표본모형의 새 기율기계수가 되어 두 모형사이에 구조적 기율기 변화가 발생한

21) 즉 displacement를 intercept shift로 파악하였다.

22) 이러한 논지에 관하여는 Peacock-Wiseman의 1979년 논문을 참조할 것.

23) Peacock-Wiseman의 주장처럼 전위효과의 발생이 공공지출패턴상의 하나의 명백한 structural break를 가져오는 것이라면 지출곡선의 절편과 기울기의 포괄적 변화가 발생하는 것으로 해석하는 것이 보다 타당한 분석이라 하겠다. Bahl et al.(1986)은 이러한 분석에 입각하여 전위효과의 발생을 (1) intercept displacement (2) 지출의 소득탄력도페턴의 변화로 파악하였다.

24) Gujarati test는 모형의 parameter의 구조적 안정성 여부를 검증하는 Chow test와 유사한 검증방식임.

것으로 해석할 수 있다. 이와같이 절편, 기울기 dummy 변수의 통계적 유의성의 검증을 통해 두 모형사이 parameter상 구조적 차이가 존재하는지 —즉 전위효과가 발생하는지—의 여부를 검증할 수 있다.²⁵⁾

Ⅶ. 轉位效果 檢證結果 論議

식(10)을 이용하여 우리나라 공공지출 증가패턴에 구조적 변동이 발생하였는가를 검증하기 위하여 두 가지 전위요인을 가정하였다. 하나는 1973~1974년 기간중 일어난 1차 석유위기이고 다른 하나는 1979~1981년에 연속적으로 일어난 2차 석유위기 및 사회·정치적 격동이다. 추정결과는 <表 2>와 <表 3>에 각각 제시되어 있고 아래에서는 각각의 전위요인에 관련된 추정결과에 대해 간략히 논의한다.

1. 一次 轉位要因：一次 石油危機

예상했던 대로 TAX변수는 모든 추정식에서 유의한 正의 추정계수를 보여주어 지출수준과 담세능력 사이에는 높은 상관성이 있음을 입증하였다. GNP 변수는 正의 관계를 입증하였으나 총지출의 경우 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났고 OPEN 변수는 이와는 달리 모든 추정식에서 유의성을 보여주지 못하였다.

이와는 달리 <表 2>의 추정결과는 모든 추정식에서 1973~1974년의 1차 석유위기가 우리나라의 공공지출구조에 근본적으로 유의한 변화를 주지 못한 것으로 나타나고 있다. intercept dummy인 post은 서로 상반된 부호를 보여주는 바, 소비지출의 경우 intercept항의 상향전위의 가능성이, 총지출과 경상지출의 경우는 이와 상반된 하향전위의 가능성이 나타나고 있으나 t통계치가 매우 낮아 전혀 유의성이 없는 것으로 판명되었다. 따라서 기대했던 intercept의 상향변환은 일어나지 않았던 것으로 해석할 수 있다. 또한 (slope dummy에 의해 변형된) 설명변수의 추정계수 역시 통계적으로 유의하지 못하여 전혀 계수변화의 발생을 입증하고 있지 못하다. 공공지출의 소득탄력도 패턴을 살펴보면 DGNP변수의 추정치가 正의 수치를 보여주어 탄력도의 상향가능성을 시사하고 있다. 그러나 통계적으로는 전혀 유의치 못하여 해석상 이렇다 할 의미가 없다 하겠다. 사실 정부지출의 상대적 비중의 변화를 살펴보면 소비지출비율은 1972년의 10% 수준에서 1973~1974년에는 8.5~9.5%로 약간

25) Tussing et al은 Gujarati모형을 이용하여 1900~1971년 기간중 미국의 정부구입, 총지출, 이전지출의 증가양태에 구조적 전위가 발생하였는지를 검증하였다. 1,2차 세계대전을 전위요인(displacement factor)으로 가정하여 추정한 결과 이렇다할 구조적 변동이 일어나지 않는 것으로 입증되었다.

〈表 2〉 1차 전위요인에 관한 분석결과

종속변수	CON	2 SLS	CUR	CON	2 SLSAR	CUR
		EXP			EXP	
Constant	2.0182 (0.7949)	0.6410 (0.1601)	-2.2069 (-0.5831)	2.1412 (1.1768)	1.3635 (0.4006)	-0.9411 (-0.2958)
GNP	0.5593 (2.1078)**	0.0019 (1.5687)	0.7504 (1.9536)*	0.4933 (2.3281)**	0.5068 (1.4813)	0.6041 (1.8221)*
OPEN	0.0264 (0.1685)	-0.0151 (-0.0701)	0.0488 (0.2603)	0.0697 (0.6120)	0.0516 (0.2976)	0.1260 (0.8490)
TAX	0.3124 (2.8356)**	0.7374 (5.2338)**	0.4268 (3.3007)**	0.2567 (3.6263)**	0.6747 (6.7373)**	0.3797 (4.0183)**
AGOV	0.1727 (1.1326)	0.3485 (2.9106)**	0.3770 (2.6166)**	0.2266 (1.7443)*	0.3961 (3.7028)**	0.4280 (3.4292)**
post ₁	1.2210 (0.3086)	-4.3027 (-0.8450)	-2.8587 (-0.6022)	1.0705 (0.3495)	-4.3389 (-1.0251)	-3.1132 (-0.07914)
DGNP	0.1262 (0.3243)	0.2508 (0.4407)	0.2525 (0.5132)	0.0878 (0.2741)	0.2990 (0.5992)	0.2158 (0.4987)
DOPEN	0.9028 (0.2955)	0.0487 (-0.1087)	-0.2910 (-0.6942)	0.1399 (0.6093)	-0.1826 (0.4781)	-0.4435 (-1.2166)
DTAX	0.4463 (0.6561)	-0.3138 (-0.5009)	-0.0119 (-0.0212)	0.2941 (0.4840)	-0.0999 (-0.1840)	0.0650 (0.1327)
DAGOV	-0.1760 (-0.4103)	0.0425 (0.1236)	-0.0573 (-0.1991)	-0.1387 (-0.3747)	0.0198 (0.6478)	0.2277 (0.0863)
R ²	0.991	0.992	0.993	0.999	0.999	0.999

註) ** 95% 수준에서 t통계치 유의함.

* 90% 수준에서 t통계치 유의함.

감소하였다가 1975년 이후 다시 10~11%의 정상수준으로 회귀하였는데 이러한 경향은 총지출비율, 경상지출의 비율에서도 잘 나타나고 있다.²⁶⁾ 이러한 결과는 석유위기와 같은 중대한 外生的 衝激을 겪었음에도 불구하고 조세 및 정부기능, 규모 등에 관한 관념상 이렇다 할 구조적 변화가 일어나지 않았음을 의미하는 것이다.²⁷⁾

2. 二次 轉位要因：二次 石油危機 및 社會, 政治的 激動

〈表 3〉에는 1979~1981년간 기간과 관련된 검증결과가 제시되어 있다. 〈表 3〉의 추정결과는 〈表 2〉의 그것과 매우 유사한 결과를 보여주고 있다. 우선 TAX변수의 경우 기대부호와 높은 t값은 〈表 2〉의 결과와 마찬가지로의 해석을 가능하게 된다. GNP와 AGOV변수는 총지출과 경상지출의 경우에서만 통계적 유의성을 보여 주고

26) 총지출비율은 72년 17.9% 수준에서 75년 17.1% 수준으로 큰 변동이 없었고 경상지출비율 역시 12.9%에서 13.1%로 미미한 상향움직임을 보여주었을 따름이다.

27) 동 기간중 조세부담율의 변화를 살펴보면 71년의 14.6%에서 1975년의 15.5%, 1976년의 16.9%로 약간 상승하였음을 알 수 있다. 그러나 1975년 이후의 비율 상승은 종합소득세 도입등의 세제개편으로 인한 세수증대, 세원확대 등에 힘입은 바 크다 하겠다.

〈表 3〉 2차 전위요인에 관한 분석결과

종속변수	CON	2 SLS	CUR	CON	2 SLSAR	CUR
		EXP			EXP	
Constant	2.7494 (1.0046)	-1.6547 (-0.6271)	-4.2357 (-1.7067)	2.6205 (1.1864)	-0.3672 (-0.1609)	-2.3795 (-1.1145)
GNP	0.4824 (1.5277)	0.8296 (3.1391)**	0.9522 (3.6334)**	0.4444 (1.6052)	0.6696 (2.8332)**	0.7458 (3.2300)**
OPEN	0.0268 (0.1405)	-0.1250 (-0.7702)	-0.0360 (-0.2461)	0.0637 (0.4112)	-0.0280 (-0.2178)	0.0698 (0.6090)
TAX	0.3854 (2.3451)**	0.7431 (5.1822)**	0.4251 (3.1806)**	0.3214 (2.6290)*	0.6750 (6.6690)**	0.3739 (3.9377)**
AGOV	0.1664 (0.7394)	0.3030 (2.8668)**	0.3235 (2.5320)**	0.2190 (1.0945)	0.3638 (3.9959)**	0.3913 (3.6634)**
POST 2	0.0434 (0.6009)	0.0341 (0.5280)	0.0103 (0.1678)	0.0511 (0.8420)	0.0398 (0.7481)	0.0198 (0.3790)
DGNP	0.4487 (1.3603)	-0.1659 (-0.5090)	-0.0047 (-0.0185)	0.2640 (0.7032)	-0.1618 (-0.5431)	-0.0960 (-0.4035)
DOPEN	0.2640 (0.5982)	-0.0396 (-0.0858)	-0.2333 (-0.5313)	0.2664 (0.6041)	-0.2880 (-0.6975)	-0.5093 (-1.2628)
DTAX	-0.2579 (-0.4168)	0.1897 (-0.3127)	0.1553 (0.2927)	-0.3865 (-0.6948)	0.0581 (0.1047)	0.2441 (0.5189)
DAGOV	-0.6087 (-1.5352)	0.1546 (0.4728)	0.0119 (0.0435)	-0.3928 (-0.8549)	0.1837 (0.6317)	0.1342 (0.5308)
R ²	0.974	0.991	0.993	0.997	0.999	0.999

註) ** 95% 수준에서 t통계치 유의함.

* 90% 수준에서 t통계치 유의함.

있고 OPEN변수는 변함없이 통계적 설명력을 상실하고 있다.

또한, 모든 추정식에서 정부지출곡선의 intercept는 변동이 없는 것으로 나타났다. 즉, intercept dummy인 post 2 변수는 正의 계수를 나타내어 上向轉位の 발생을 시사하나 통계적 유의성이 낮아 이렇다할 설명력을 가지지 못하였다. 소득탄력도 계수값의 변화를 보여주는 DGNP변수의 계수값 역시 통계적으로 유의치 못하여 전위 기간 이후 소득탄력도의 상승이라는 상향 slope 변이효과 역시 입증하지 못하였다. 따라서 Peacock-Wiseman 가설과는 달리 공공지출곡선의 상향이동이나 소득탄력도의 상향변화 등의 구조적 전위는 발생치 않은 것으로 보아야 할 것이다. 물론 총지출비율을 살펴보면 1978년과 비교하여 1982년 이후 상승추이를 보여주고 있기는 하나 이와 같은 상승은 교육비, 사회개발비 등의 비중이 상대적으로 증가한 것이 주된 요인으로 작용하였다. 그러나 이러한 비율상승은 Peacock-Wiseman의 주장처럼 危機經驗에 따른 認識의 변화 —정부활동에 관한 새로운 관념— 등으로 인해 결과된 것으로 해석하기에는 적잖은 어려움이 제기된다 하겠다.²⁸⁾

28) 83년 이후에는 물가안정, 경제체질 강화 등의 정책목표에 부응하여 예산동결, 예산증

VII. 結 論

본 소고에서는 지난 1962~1986년 기간동안 우리나라의 공공경비의 팽창과 그 구조적 변화요인을 규명하려는 시도로서 와그너법칙과 Peacock-Wiseman의 전위효과 가설을 실증적으로 검증하였는 바, 주요한 추정결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

(1) 소득과 공공경비비율 사이에는 기대했던 正의 통계적 상관관계를 입증하는 추정결과가 나왔다. 그러나 소득탄력도가 1 이상인 경우는 총지출과, 경상지출에서만 입증되었고 소비지출에 관한 추정결과는 소비지출의 증가율이 소득의 증가율에 미치지 못하였음을 보여주었다.

(2) 이와는 달리 종속변수와 경제개방도(OPEN) 사이에는 이렇다 할 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 추정계수의 부호도 일정치 못하고 값도 통계적으로 전혀 유의하지 못하여 대외개방의 심화에 대한 직접적 재정대응이 공공경비의 패턴에 별다른 영향을 미치지 못한 것으로 판명되었다.

(3) TAX, AGOV 두 변수는 예상했던 正의 부호 —통계적으로 유의한—를 나타내어 기대가설과 일치하는 추정결과를 보여주었다. 국민담세율의 증가로 나타나는 재정부담능력의 향상은 직접적으로 공공재 공여상의 애로를 완화하고 간접적으로는 재정상환과 낮은 조세 저항의 효과를 통해 정부지출의 꾸준한 신장을 유도하는 역할을 하였다. AGOV 변수의 추정결과는 전년도 지출수준이 당해년도의 지출규모에 직접적인 영향을 미친다는 사실을 보여주는 것으로 예산편성의 원칙상 이론의 여지가 없는 결과라 하겠다. 또한 조정계수 k 는 0.6~0.7의 수치를 나타내 정부지출수준이 약 3년 정도의 시차를 두고 균형수준에 접근하는 것으로 나타났다.

(4) Peacock-Wiseman의 전위효과 발생여부에 관한 Gujarati 검증결과는 1973~1974년의 1차 석유위기, 1979~1981년의 2차 석유위기 및 사회·정치적 격동이 공공지출의 성장패턴에 아무런 중요한 구조변화를 가져오지 못한 것으로 판명되었다. 조세부담율이나 공공지출비율에 부분적인 변동은 일어났지만 가설과는 달리 국민들의 공공기능, 규모 등에 관한 관념, 기대에 이렇다할 변화가 일어나지 않아 소위 문턱效果(threshold effect)나 點檢效果(inspection effect)가 나타났다고 볼 수 없었다. 두 효과가 발생할 때 나타나는 공공지출곡선상의 intercept-slope의 동시적 변화를 발견할 수 없었다는 점이 특징이라 하겠다.

가을완화, 영점예산제도도입등 재정운용도 전전제정에 최대의 역점이 주어짐에 따라 정부지출비율에는 큰 변화가 일어나지 않았다.

본 소고에서 다룬 우리나라 공공부문의 규모나 그 구조변동에 관한 실증분석은 분석상 완전을 기하지 못하였는데, 대략 다음과 같은 문제점이 지적될 수 있다. 첫째로, 본 연구모형에서는 소득, 개방도, 조세부담율과 같은 대표적인 결정요인만을 설명변수화하였다. 따라서 우리나라 공공부문의 양적변화와 관련하여 중요한 영향을 미치는 것으로 보여지는 몇몇 변수가 부득이 제외되었다. 우선 경제발전과정상 중요한 현상인 人口變異(demographic changes)에 대한 고려가 없었다. 도시화(urbanization), 인구규모(population size), 인구구조(population structure) 등의 인구변수와 공공지출은 중요한 상관관계를 가지나 표본수의 제약 등의 이유로 본 모형에서는 이 점이 제외되어 아쉬움이 있다. 둘째로, 우리나라의 공공경비의 증가요인을 분석함에 있어서 정부지출에 관한 의사결정이 어떠한 형태로 이루어져 왔는가를 규명하는 것이 매우 중요한 의미를 가진다고 보여진다. 대중 민주주의와 고도화된 정당체제에 바탕을 둔 선진국의 경우 정부지출에 관한 의사결정이 상대적으로 민주적으로 이루어지는 반면 우리나라의 경우 공공재원의 배분이 매우 제한된 정치집단에 의해 결정되어져 왔다는 사실은 공공부문의 適定규모 및 그 構造的 樣態에 중요한 성격규정을 가해왔다.²⁹⁾ 따라서 정치구조 특히 예산결정 mechanism에 관한 公共選擇的 考察(public choice approach)은 공공부문의 비중, 역할에 관한 숨겨진 그러나 유의한 결정요인을 파악하는 데 매우 필요한 접근방법이라 하겠다.

아울러 본 연구에서는 정부의 재정활동중 일반정부의 총지출, 경상지출, 소비지출만을 실증분석의 대상으로 삼았다. 이에 따라 우리나라의 재정구조에서 적지 않은 비중과 역할을 수행하는 公企業, 豫算外 재정활동 특히 租稅支出(tax expenditure) 등과 공공지출일반과의 상관관계에 관한 규명이 제외되었다.³⁰⁾ 물론 이같이 제외한 것은 資料의 한계, 개념규정상의 문제 등의 이유 때문이나 공공활동행태에 관한 포괄적인 분석을 기하지 못한 아쉬움이 있다.

또한 1962~1986년이라는 24년의 짧은 분석대상기간은 여러가지로 본 연구의 분석영역을 제약해 왔다. 불충분한 표본수, 그에 따른 설명변수 선택의 제약, 적절한 전위요인의 선택상의 난점 등의 적지 않은 어려움을 안겨주었다. 이와같은 여러 요인들은 개별적으로 혹은 복합적으로 본 연구결과에 적잖은 영향을 미친 것으로 보여진다. 이상과 같은 여러가지 문제점 등으로 인하여 본 연구는 그 분석상 완전을 기하지 못한 점이 있는데 이는 앞으로의 보다 정교한 모형의 정립, 이론적 규명과 자료의 충실을 통해 보완하여야 할 과제일 것이다.

29) 이 점에 관하여는 조연상(1988) 참조.

30) 우리나라 조세지출의 규모나 그 성격 등에 관한 체계적인 연구는 차병권, 최광(1988) 참조.

參 考 文 獻

1. 經濟企劃院, 『재정관련통계집』, 1987.
2. 經濟企劃院, 『韓國의 社會指標』, 1986.
3. 經濟企劃院, 『韓國統計年鑑』, 各년도.
4. 財 務 部, 『韓國의 재정통계』, 各년도.
5. 崔 洸 編, 『재정통계자료집』, KDI, 1983.
6. 韓國銀行, 『國民計定』, 1987.
7. 金東建, 李俊求, 朴泰圭, 吳然天, 『재정과 경제복지』, 博英社, 1986.
8. 沈定根, 白珍基, “도시재정의 결정요인: 중소도시 경비를 중심으로”, 『재정논집 2』, 1988, pp. 327~342.
9. 柳漢晟, “한국경제발전과 재정투융자”, 『국가예산과 정책목표』, KDI, 1983, pp. 437~514.
10. 柳漢晟, “국민복지와 재정투융자”, 『재정논집 1』, 1987, pp. 59~96.
11. 李載殷, “한국재정과 소득재분배”, 성균관대 박사학위논문, 1984.
12. 조연상, “한국재정의 특성분석: 재정규모 및 재정구조를 중심으로”, 『재정논집 2』, 1988, pp. 119~162.
13. 韓昇洙, 『한국재정 20년—配分과 分配機能을 中心으로』, 『經濟論集 21』, 서울대 경제연구소, 1982.
14. Abizadeh, S. and J. Gray, “Wagner's Law: A Pooled Time-Series Cross-Section Comparison,” *National Tax Journal*, Vol. 38, No. 2, 1985, pp. 209~218.
15. Amemiya, T., “Specification Analysis in the Estimation of Parameters of a Simultaneous Equation Model with Autoregressive Residuals,” *Econometrica* 34, 1966, pp. 283~306.
16. Bahl, R.W., Kim, C.K. and C.K. Park, *Public Finances during the Korean Modernization Process*, Boston: Harvard Univ. Press. 1986.
17. Beck, M., *Government Spending: Trends and Issues*, New York: Praeger, 1981.
18. Bird, R.M., “Wagner's 'Law' of Expanding State Activity,” *Public Finance*, Vol. 26, No. 1, 1971, pp. 1~26.
19. Bird, R., “The Displacement Effect: A Critical Note,” *Finanzarchiv*, Vol. 30, No. 3, 1972, pp. 454~463.
20. Cameron, D.R., “The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis,” *American Political Science Review* 72, 1978, pp. 1234~1261.
21. Christ, D.F., *Econometric Models and Method*, New York: John Wiley and Sons, 1966.

22. Diamond, J, "Economic Testing of the Displacement Effect: A Reconsideration," *Finanzarchiv*, Vol. 35, No. 3, 1977, pp.387~404.
23. Fair, R.C., "The Estimation of Simultaneous Equation Models with Lagged Endogenous Variables and First Order Serially Correlated Errors," *Econometrica* 38, 1970, pp.507~516.
24. Fisher, F.M., "The Choice of Instrumental Variables in the Estimation of Economy-Wide Econometric models," *International Economic Review*, Vol. 6, No. 3, 1965, pp.245~274.
25. Gandhi, V.P., "Wagner's Law of Public Expenditures: Do Recent Cross-Section Studies Confirm It?," *Public Finance*, Vol. 26, No. 1, 1971, pp. 44~56.
26. Gujarati, D., *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill, 1988.
27. Gujarati, D., "Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in Linear Regressions: A Note," *American Statistician*, Feb. 1970, pp.50~52.
28. Gujarati, D., "Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in Linear Regression: A Generalization," *American Statistician*, Dec. 1970, pp.18~21.
29. Gupta, S.P., "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis," *Public Finance*, Vol. 22, No. 4, 1967, pp.423~461.
30. Heller, W.W., "Fiscal Policies for Underdeveloped Economies," *Readings on Taxation in Developing Countries*, Baltimore: Johns Hopkins Univ. Press, 1954.
31. Ho, Y.P., "Endogenous Government Expenditure: A Test of Wagner's Hypothesis for Hong Kong," *International Economic Journal*, Vol. 1, No. 3, 1987, pp.31~47.
32. Kelly, A.C., "Demographic Change and the Size of the Government Sector," *Southern Economic Journal*, Vol. 43, No. 4, 1976, pp.1056~1066.
33. Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, New York: MacMillan, 1971.
34. Lindbeck, A., "Stabilization Policy in Open Economics with Endogeneous Politicians," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 1, 1976, pp.1.
35. Musgrave, R.A., *Fiscal Systems*, New Haven: Yale University Press, 1969.
36. Musgrave, R.A., "Expenditure Policy for Development," in Geithman D. T., ed., *Fiscal Policy for Industrialization and Development in Latin America*.
37. Peacock, A. and J. Wiseman, *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, 2nd edition, London: George Allen and Unwin, 1967.
38. Peacock, A. and J. Wiseman, "Approaches to the Analysis of Government

- Expenditure Growth," *Public Finance Quarterly*, Vol. 7, No. 1, 1979, pp. 3~23.
39. Pindyck, R.S., and D., Rubinfeld, *Econometric Models and Econometric Forecasts*, 2nd edition, New York: McGraw-Hill, 1983.
40. Pluta, J.E., "The Declining Public Sector Thesis: An Additional Test and Implications for Developing Regions," *Social and Economic Studies* 28, 1979, pp. 69~84.
41. Sargan, J.D., "The Maximum Likelihood Estimation of Economic Relationship with Autoregressive Residuals," *Econometrica* 29, 1961, pp. 414~426.
42. Tanzi, V., "The Growth of Public Expenditure in Industrial Countries: An International and Historical Perspective," mimeo, IMF, 1986, pp. 1~39.
43. Tussing, A.D. and J.A., Henning, "Econometric Testing of the Displace Effect: A Comment," *Finanzarchiv*, Vol. 37, No. 3, 1979, pp. 476~484.
44. Tussing, A.D., Henning, J.A., and J.C., Johnson, "Long-Run Public Expenditure Growth: Displacing the Displacement Effect," mimeo. 1987, pp. 1~13.
45. Wagner, A., "Three Extracts on Public Finance," in Musgrave, R.A., and A.T., Peacock, eds., *Classics in the Theory of Public Finance*, London: Macmillan, 1958, pp. 1~15.