

歲入・歲出間의 因果關係의 檢證

朴 完 奎*

<目 次>

- I. 序
- II. 資料 및 分析方法
- III. 實證分析結果 및 解釋
- IV. 要約 및 앞으로의 研究方向

I. 序

우리가 回歸分析을 통해 어떤 經濟的 意味를 도출해 내고자 할 때 그 資料가 橫斷面 資料이든, 時系列 資料이든 흔히 관습이나 이전의 연구에 기초하여 獨立變數를 選擇하는 경우가 종종 있다. 財政學과 관련된 유명한 예로는 政府支出이 外生的인 政策道具(policy instrument)로서 經濟成長에 영향을 미친다는 Keynes식 見解(Keynesian mode of thought)가 있는가 하면 國家活動의 증가와 그에 따른 政府支出의 增加는 經濟成長의 結果라는 Wagner의 法則도 存在한다. 이처럼 因果關係의 順序(causality ordering)가 相反되고 있는데 반해 Singh and Sahni(1984)은 政府支出과 總國民支出(Gross National Expenditure) 간의 因果關係가 雙方的(bidirectional)이라는 結果를 얻어내어 이들 두 變數들 간의 關係는 Keynes式도 Wagner式도 아니라는 結論을 내고 있다.

計量經濟學 體系 내에서의 因果關係에 대한 研究는 Simon으로부터 시작되어 Strotz와 Wold 등으로 이어져 내려오고 있다고 하나¹⁾ 因果關係 概念은 Granger(1969)에 의해 구체적으로 可視化되었다고 할 수 있으며, Granger의 因果關係 概念을 채택하여 實證分析을 한 대표적인 예로 Sims(1972)의 分析을 들 수 있다.

1980年代에 들어와서 政府支出과 國民所得(經濟成長) 간의 因果關係에 대한 研究

* 中央大學校 經濟學科

1) Zellner(1984, pp.46-53).

와 더불어 歲出(expenditure)과 歲入(revenue) 간의 因果關係에 대한 研究가 進行되어 오고 있다. 支出水準이 歲入水準에 의해 결정된다는 假說은 개인의 消費行態와 유사한 반면, 反對方向으로의 因果關係, 즉 支出水準이 歲入을 決定한다는 假說은 그 理論的 根據가 미약하다. 本 論文에서는 Granger의 概念에 기초하여 우리나라에 있어서의 政府支出과 歲入 間의 因果關係를 中央政府 및 地方政府에 대해 각각 分析하면서 그 과정에서 직면하게 되는 여러 計量經濟學의 問題들을 검토하여 두 변수 중 어떤 변수가 他 變數의 成長을 主導하는지 與否를 밝히고자 한다.

Ⅱ節에서는 實證分析에 사용되는 資料 및 因果關係를 決定하는 데 있어서의 接近方法이 提示되고, Ⅲ節에서는 實證分析結果를 해석하며, 끝으로 要約 및 앞으로의 研究方向으로 이어진다.

Ⅱ. 資料 및 分析方法

本 論文에 사용되는 歲入, 歲出에 대한 資料는 中央政府의 경우 會計年度(fiscal year)가 아닌 曆年(calendar year)에 基礎하여 1966~1989년까지 24個年度의 資料를 利用하고, 地方政府의 경우에는 역시 曆年에 基礎하여 1967~1989년까지 23個年度의 資料를 使用하고 있다. 두 경우 모두 經常價格으로 計算된 金額과 1985年 不變價格으로 換算한 額數를 모두 使用하고 있다. 또한 中央政府의 分析에 追加로 使用되는 GNP에 대한 資料는 該當年度의 經常價格에 따른 GNP와 1985年度 不變價格에 따른 GNP를 각각 利用하고 있다.²⁾

Granger 檢證을 위해 사용되는 模型은 다음과 같다.

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^I \alpha_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^J \beta_j E_{t-j} \quad (1)$$

$$E_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{I'} \gamma_i E_{t-i} + \sum_{j=1}^{J'} \delta_j R_{t-j} \quad (2)$$

여기서 R_t 는 t 期の 歲入(revenue)이고 E_t 는 t 期の 歲出(expenditure)을 意味한다. 식(1)의 回歸分析結果 β_j 들이 統計적으로 有意性이 없으면(즉, $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0$ 가 採擇) 歲出은 歲入에 影響을 미치지 않는다고 할 수 있고, 식(2)에서 δ_j 들이 有意性이 없으면(즉, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = 0$ 가 採擇) 歲入은 歲出에 影響을 미치지 않는다고 한다. 이와 같은 형태의 假說檢定을 위해서는 F -統計量을 계산해야 하는데 이는 다음과 같이 표현된다.

2) 經濟統計年報(各年度) 및 主要經濟指標(各年度) 參照.

$$F\text{-統計量} = \frac{(R^2_{UR} - R^2_{RE})/q}{(1 - R^2_{UR})/(T - k)} \quad ^3)$$

여기서 R^2_{UR} 은 回歸變數로 時差從屬變數들(lagged dependent variables)뿐만 아니라 타 변수들의 時差變數들도 포함된 경우(非制約模型)의 決定係數(coefficient of determination), R^2_{RE} 는 회귀변수로 時差從屬變數들만 포함된 경우(制約模型)의 決定係數이다. 또한 T 는 관찰되는 標本數, k 는 回歸變數(常數項 包含)의 數, q 는 비제약 모형에 비해 制約模型에서 줄어드는 回歸變數의 數가 된다. 한편 위와 같은 時系列 資料에서 F -統計量의 값은 殘差들(residuals) 間의 自己相關(autocorrelation)의 존재에 대해 상당히 민감하기 때문에 우리는 우선 Durbin(1970)의 檢證方法(DT)에 따라 ρ (一階自己相關係數: first-order autocorrelation coefficient)=0를 檢證하는 것이 필수적이다.⁴⁾ 그 結果 $\rho=0$ 이라는 歸無假說(null hypothesis)이 채택되지 않는다면 우리는 資料를 적절히 統計的으로 濾過(filtering)해야 할 것이다.⁵⁾

本 論文에서 채택한 방법은 系列相關(serial correlation)이 존재할 때 흔히 쓰는 방법인 1次階差(first difference) 즉 어떤 變數 X_t 대신 $(1-L)X_t$ 로 모든 變數를 變換시키고⁶⁾ 그 다음 여러 時差에 걸쳐 회귀분석을 행한 다음 DT값을 검토하여 $\rho=0$ 의 假說이 채택되는 時差들만을 분석하고 있다.

中央政府의 경우 歲入과 歲出 間의 時間的 關係는 GNP의 變動에 의해 영향을 받을 수 있을 것이다. 그렇다면 GNP變數가 다른 변수들과 함께 위의 식에 포함될 때 그 이전의 分析結果가 계속 유효할 것인가가 관심사가 된다. 이를 보기 위해 다음 식이 추가적으로 사용된다.

3) Pindyck and Rubinfeld (1981, p.119).

4) Durbin(1970)은 時差從屬變數들(lagged dependent variables)이 존재하는 모형에서 $\rho=0$ 를 검증하는 두 가지 방법을 제시하고 있다. i) h -檢證 ii) 殘差(residual) \hat{U}_t 를 \hat{U}_{t-1} 과 其他 時差從屬變數들을 包含한 모든 回歸變數들(regressors)에 대해 回歸한 다음 t -檢證에 의해 \hat{U}_{t-1} 의 係數(DT값)의 有意性 檢定.

이들 두 방법은 동일하나 h -檢證의 경우 時差從屬變數의 係數의 分散이 觀察值數(number of observations)의 逆數보다 크게 되면 h 의 값이 虛數(imaginary number)가 되어 적용할 수 없게 된다. 이 밖에도 h -檢證의 경우에는 時差從屬變數가 두 개 이상 포함되는 경우에 어떻게 공식이 확장되는지에 대한 설명이 결여되어 있다[Maddala (1977, p.372) 參照]. 이에 반해 Singh and Sahni(1984, p.634)는 그와 같은 경우에도 두번째 방법이 변함없이 적용될 수 있음을 명기하고 있다.

5) Sims(1972)는 通貨量과 國民所得 間의 因果關係檢證(causality test)에서 濾過를 위한 時差로 $(1-0.75L)^2$ 을 사용하고 있다. 이 때 $L'X_t = X_{t-1}$ 이고, L 을 後方移動演算子(backshift operator)라 한다.

6) 참고로 Marlow and Manage(1987)는 원래의 資料를 그대로 回歸分析에 사용하고 있고, Delorme, et al.(1988)은 원래 資料의 自然代數의 1次階差를 사용하고 있으며, von Furstenberg, et al.(1986)은 資料들의 변화율의 1次階差를 사용하며, Blackley (1986)는 원래 資料의 1次階差를 사용하고 있다.

$$E_t = \gamma_0' + \sum_{i=1}^{I'} \gamma_i' E_{t-i} + \sum_{j=1}^{J'} \delta_j' R_{t-j} + \sum_{j=1}^{J'} \mu_j' \text{GNP}_{t-j} \quad (3)$$

이와 같이 Granger 因果關係 檢증을 中央政府와 地方政府 歲入, 歲出 間에 각각 시도하였는데 그 이유는 歲入, 歲出 水準에 영향을 미치는 諸般要因들이 相異한 政府 形態에 대해 判이할 것으로 생각되기 때문이다.

Ⅲ. 實證分析結果 및 解釋

1. 中央政府의 경우

前節에서 제시한 기준에 따르면 歲出→歲入으로의 因果關係에서는 回歸變數時差(2, 2)의 경우에만 系列相關을 무시할 수 있게 되는데, 그 判斷基準은 DT값의 t-檢證이다. 이 때 判호안의 처음 숫자는 時差從屬變數의 時差이고 두번째 숫자는 獨立變數의 時差를 뜻한다. 다시 말하면 (2, 2)란 回歸變數에 $(1-L)R_{t-1}$, $(1-L)R_{t-2}$, $(1-L)E_{t-1}$, $(1-L)E_{t-2}$ 가 포함되는 경우를 의미한다.

또한 歲入→歲出로의 關係에서는 回歸變數時差(1, 1), (2, 2), (2, 3), (3, 2) 등의 경우에 $\rho=0$ 의 假說이 採擇된다. <表 1>은 이에 대한 具體的 數值를 보여주고 있다.

<表 1> 中央政府의 因果關係(經常價格)

	回歸變數時差	F-統計量	自 由 度	DT값(t-統計量)	R ²	MSER
(1) 歲出→歲入	(2, 2)	.4204	(2, 19)	-.0097(-.015)	.8238	.9588
(2) 歲入→歲出	(1, 1)	12.1507**	(1, 21)	-.1568(-.618)	.8435	.6335
	(2, 2)	8.9963**	(2, 19)	.0909(.161)	.8755	.5136
	(3, 2)	9.9511**	(2, 18)	-.3706(-.766)	.8855	.4749
	(2, 3)	6.7579**	(3, 18)	-.3965(-.816)	.8860	.4703

註: 1) ** 信賴水準 99%에서 有意함.

<表 1>로부터 歲入水準이 歲出水準을 결정하는 것을 알 수 있다. 이는 豫算制約下에서의 個人的 소비지출행태와 유사하다. 이와 같은 일반적인 因果關係는 추정된 平均自乘誤差比率(Mean Square Error Ratio: MSER)로도 확인될 수 있다. 어떤 母數 θ 의 推定量 $\hat{\theta}$ 의 平均自乘誤差(MSE)는 다음과 같이 정의된다.⁷⁾

$$\text{MSE}(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2 = \text{Var}(\hat{\theta}) + \{\text{bias}(\hat{\theta})\}^2 \quad (4)$$

실제 回歸分析에서 사용되는 추정된 平均自乘誤差는 식(4) 대신 다음과 같이 정

7) Pindyck and Rubinfeld (1981, p.29).

의될 수 있다.⁸⁾

$$MSE = \frac{\sum (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{T} \quad (5)$$

이 때 \hat{Y}_t 은 從屬變數 Y_t 의 豫測值이다. 식(5)에 의해 MSER은 다음과 같이 표현된다.

$$MSER = \frac{\text{非制約模型에서의 MSE}}{\text{制約模型에서의 MSE}} = \frac{1 - R^2_{UR}}{1 - R^2_{RE}}$$

따라서 이 比率로 인해 時差從屬變數들 이외에 다른 說明變數들이 포함됨에 따라 說明될 수 없는 變動(unexplained variation)이 얼마나 줄어드나를 알 수 있게 된다.

〈表 1〉에서 알 수 있듯이 歲入變數가 回歸變數에 포함됨으로써 說明할 수 없는 變動의 比率이 급격히 하락하게 되어 說明力이 크게 증가하는 것이 증명되나, 그 反對方向으로의 因果關係에서는 歲出變數가 포함되어도 별로 說明力에 영향을 주지 못하는 것을 알 수 있다.

이와 같이 歲入→歲出로의 일방적인 因果關係가, GNP가 함께 고려되어도 계속 유효한가를 檢討하기 위해 식(3)을 利用하여 回歸分析한 結果가 〈表 2〉에 나타나 있다.

〈表 2〉 歲入, GNP→歲出

回歸變數時差	F-統計量	自 由 度	$\sum_{j=1}^{j'} \delta_j'$	$\sum_{j=1}^{j'} \mu_j'$	DT값(t-統計量)	R ²	MSER
(1, 1, 1)	6.0286**	(2, 20)	1.5772	-.0571	-.4709(.682)	.8459	.6239
(2, 2, 2)	4.5177*	(4, 17)	2.9200	.0375	.3384(.514)	.8825	.4847
(3, 2, 2)	4.7118*	(4, 16)	2.8688	-.0709	.3397(.494)	.8893	.4591
(2, 3, 3)	3.1742*	(6, 15)	2.9693	-.1997	.2284(.292)	.8932	.4406

註: 1) * 信賴水準 95%에서 有意함.

2) ** 信賴水準 99%에서 有意함.

〈表 2〉에서 (j, k, m) 은 回歸變數들이 $(1-L)E_{t-1}, \dots, (1-L)E_{t-j}, (1-L)R_{t-1}, \dots, (1-L)R_{t-k}, (1-L)GNP_{t-1}, \dots, (1-L)GNP_{t-m}$ 인 경우를 意味하고 F-統計量은 歸無假說(null hypothesis) $\delta_1' = \delta_2' = \dots = 0, \mu_1' = \mu_2' = \dots = 0$ 에 대한 統計量이다. 〈表 2〉에서도 F-統計量으로 確認되었지만 GNP로 조정(control)되어도 역시 歲入→歲出로의 강한 因果關係가 계속 존재하는 것을 알 수 있다. 또한 $\sum \delta_j'$ 로 측정되는 歲入의 總效果는 時差가 늘어남에 따라 증가하는 반면 $\sum \mu_j'$ 로 측정되는 GNP의 效果는 時間이 흐름에 따라 그 크기나 부호조차 一貫性을 갖고 있지 못한 것을 볼 수 있다. 또한 MSER로부터 GNP와 歲入이 回歸變數에 포함됨으로써 歲出을 예측하는 데 있

8) 郭相瓊(1987, p.378).

어서 說明할 수 없는 變動이 크게 줄어드는 것을 알게 된다.

이상을 要約하면 우리나라의 경우 中央政府의 歲入이 歲出水準을 결정하는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 사실은 Blackley(1986)의 分析結果와 일치되고 있다.

2. 地方政府의 경우

Marlow and Manage(1987)는 美國의 1952~1982년에 걸친 資料로 州政府(state government)와 地方政府(local government)에 있어서의 歲入, 歲出 間의 因果關係를 검토하고 있다. 우리나라의 1967~1989년에 걸친 分析結果는 <表 3>(經常價格), <表 4>(1985年 不變價格)로 요약되고 있다.

<表 3>에서 볼 수 있는 것처럼 歸無假說 $\rho=0$ 가 採擇되는 모든 時差에 대해 歲出 變數(들)는 歲入을 決定하는 데 전혀 影響을 미치지 못하고 있는 반면, 歲出을 決定하는 데 있어서는 歲入이 制限의으로 特定時差에 한해서는 影響을 미치는 것을 발견

<表 3> 地方政府의 因果關係(經常價格)

	回歸變數時差	F-統計量	自 由 度	DT값(t-統計量)	R ²	MSER
(1) 歲出→歲入	(1, 1)	.4301	(1, 20)	-.4169(-1.101)	.7457	.9788
	(1, 2)	.5780	(2, 19)	-.3389(-.795)	.7551	.9426
	(1, 3)	1.4727	(3, 18)	-.3914(-.973)	.7914	.8029
	(1, 4)	1.9636	(4, 17)	-.0638(-.138)	.8223	.6840
(2) 歲入→歲出	(1, 1)	5.3844*	(1, 20)	-.1795(-.467)	.9269	.7877
	(2, 2)	1.9932	(2, 18)	-.4657(-.914)	.9281	.8180
	(3, 2)	2.1493	(2, 17)	-.5431(-1.041)	.9300	.7982
	(3, 4)	3.8278*	(4, 15)	-.4684(-.871)	.9566	.4948
	(4, 4)	1.6175	(4, 14)	-.3020(-.547)	.9617	.6839

註: 1) * 信賴水準 95%에서 有意함.

<表 4> 地方政府의 因果關係(不變價格)

	回歸變數時差	F-統計量	自 由 度	DT값(t-統計量)	R ²	MSER
(1) 歲出→歲入	(1, 1)	3.7503	(1, 20)	-.1110(-.164)	.1958	.8421
	(1, 2)	1.8293	(2, 19)	-.0880(-.126)	.1992	.8385
	(1, 3)	1.1904	(3, 18)	-.1706(-.226)	.2031	.8345
	(1, 4)	.9409	(4, 17)	-.2444(-.313)	.2181	.8187
(2) 歲入→歲出	(1, 1)	3.9606	(1, 20)	.1746(.188)	.2688	.8347
	(2, 2)	3.2698	(2, 18)	.4914(.470)	.2907	.8181
	(3, 2)	1.7772	(2, 17)	.6588(1.130)	.2907	.8271
	(3, 4)	.9899	(4, 15)	.5642(.448)	.3215	.7912
	(4, 4)	.7627	(4, 14)	.6074(.460)	.3227	.8211

하게 되나 그 정도는 中央政府의 歲入→歲出 因果關係에 비해 상당히 미약하다. 이와 같은 사실은 1985年度 不變價格을 사용하는 경우 더욱 뚜렷이 나타나서 <表 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 양쪽 방향으로의 因果關係 가운데 統計的으로 有意의인 (F -檢證을 통해 檢討할 때) 경우는 하나도 없다.

地方政府의 경우 中央政府에 비해 뚜렷한 因果關係가 나타나는 것은 아니지만 經常價格으로 분석한 경우의 MSER을 비교해 보면 歲出→歲入에 비해 歲入→歲出의 경우가 時差從屬變數 이외의 변수도입에 의해 說明力이 증가하는 것을 목격할 수 있으나, 그러한 현상도 1985年 不變價格으로 분석한 경우에는 나타나지 않고 있다.

이상을 要約하면 우리나라의 경우 地方政府에 있어서 歲入, 歲出 間의 因果關係는 明確하지 않은 것으로 판단될 수 있는데(經常價格인 경우 制限的으로 미약하나마 歲入→歲出로의 因果關係 存在) 이는 Marlow and Manage(1987)의 分析結果와 대동소이하나 過去의 歲入이 현재의 支出을 豫測하는 데 도움이 된다는 Holtz-Eakin *et al.*(1989)의 結論과는 거리가 있다.

IV. 要約 및 앞으로의 研究方向

本 論文에서 實證分析을 통해 밝혀진 점들을 要約하면 다음과 같다.

첫째, 中央政府의 歲入, 歲出間 因果關係에서는 歲入→歲出로의 강한 일방적인 因果關係가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 反對方向으로의 因果關係를 檢證하는데 있어서는 모든 변수들이 1次階差의 形態로 전환되었음에도 불구하고 여러 時差들에 걸쳐 系列相關이 존재할 뿐만 아니라 그와 같은 問題點이 存在하지 않는 경우도 F -統計量의 값이 무시할 정도로 작아 因果關係는 존재하지 않는다는 結論에 이르게 된다. 이와 같은 사실은 MSER로도 다시 한번 確認되고 있다.

둘째, 中央政府의 歲入→歲出로의 강한 因果關係는 國民總生產(GNP)을 變數에 포함시켜 조정(control)을 해도 역시 계속 존재하는 것으로 나타났다. 또한 歲入의 歲出에 대한 總效果는 時差가 늘어날수록 계속 증가하지만 GNP의 效果는 時差가 늘어나도 그 크기나 符號에서 一貫性을 보이지 못하고 있다.

세째, 地方政府의 경우 歲入, 歲出 間의 因果關係는 없거나, 있다 해도 미약하다고 結論지을 수 있다. 經常價格으로 分析한 경우에는 그나마 部分的으로 두 개의 時差에서 歲入→歲出로의 因果關係가 存在하는 것으로 나타나나 1985年度 不變價格에 따른 분석에서는 그나마 모두 統計的으로 有意性이 없는 것으로 나타나고 있다.

이상과 같이 中央政府의 경우에는 歲入이 歲出을 決定한다는 假說이 채택되고 있

다. 따라서 政府財政에 대한 새로운 政策을 시도하는 경우 이와 같은 因果關係가 반영됨으로써 보다 效率인 政策效果를 얻을 수 있을 것이다. 예를 들어 小規模 政府(small government)를 政策擔當者를 포함한 모든 국민들이 원한다면 稅率引下 및 불필요한 租稅의 폐지를 통해 歲入을 감소시킬 수 있고 歲入→歲出로의 立證된 因果關係에 따라 세출감소가 초래되어 국민경제 내의 政府部門 成長을 억제할 수 있는 것이다.

本 論文에서 다루지 못했거나 미흡하여 앞으로 研究가 계속 進行되어야 할 점들을 열거하면 다음과 같다. 우선, 왜 中央政府와 地方政府 간에 相異한 因果關係가 나타나는지에 대한 원인규명이 있어야 할 것이다. 또한 보다 긴 기간에 걸쳐 분석이 되어도 계속 一貫된 結論이 도출될 수 있는지도 검토가 되어야 할 것이다. 둘째, 다른 나라에 대해서도 比較分析이 있어야 하겠다. 다른 나라의 結果도 本 論文에서의 結果와 比較할 때 一貫된 規則性이 存在하는지 아니면 상이한지, 만약 상이하다면 그 이유는 무엇인지도 밝혀져야 할 것이다. 끝으로 地方政府의 경우 여러 地方政府들의 몇 개 년도에 걸친 橫斷面資料, 즉 時系列-橫斷面 結合資料(pooling data)를 분석해 보는 것도 중요한 의미가 있을 것이다. 왜냐하면 本 論文에서와 같이 모든 地方政府들을 합친 資料를 이용하게 되면 地方政府 特有의 效果가 포착되지 않기 쉽기 때문이다. 時系列-橫斷面 結合資料를 통한 分析은 이러한 缺陷을 補完해 주게 되므로 이와 같은 시도도 바람직하다.

參 考 文 獻

1. 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 各年度.
2. 郭相瓊, 『計量經濟學』, 茶山出版社, 1987.
3. 韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.
4. Blackley, P.R., "Causality between Revenues and Expenditures and the Size of the Federal Budget," *Public Finance Quarterly*, Vol. 14, No. 2, 1986, pp. 139-156.
5. Delorme, Jr., C.D., P.A. Cartwright, and E. Kespohl, "The Effect of Temporal Aggregation on the Test of Wagner's Law," *Public Finance*, Vol. 43, No. 3, 1988, pp. 373-387.
6. Durbin, J., "Testing for Serial Correlation in Least-squares Regression When Some of the Regressors Are Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, Vol. 38, No. 3, 1970, pp. 410-421.
7. Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 424-438.

8. Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H.S. Rosen, "The Revenue-expenditure Nexus: Evidence from Local Government Data," *International Economic Review*, Vol. 30, No. 2, 1989, pp.415-429.
9. Maddala, G.S., *Econometrics*, McGraw-Hill, 1977.
10. Marlow, M.L., and N. Manage, "Expenditures and Receipts: Testing for Causality in State and Local Government Finances," *Public Choice*, Vol. 53, 1987, pp.243-255.
11. Pindyck, R.S., and D.L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, 2nd ed., McGraw-Hill, 1981.
12. Sims, C., "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, 1972, pp.540-552.
13. Singh, B., and B.S. Sahni, "Causality between Public Expenditure and National Income," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, 1984, pp.630-643.
14. von Furstenberg, G.M., R.J. Green, and J.H. Jeong, "Tax and Spend, or Spend and Tax?" *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 2, 1986, pp.179-188.
15. Zellner, A., *Basic Issues in Econometrics*, Univ. of Chicago Press, 1984.