

법인세가 투자 및 GDP에 미치는 영향분석 - Structural VAR에 의한 Causality 분석 -*

하 인 봉 (한국경제학회 부회장, 경북대학교)

1. 서 론

법인세가 기업의 투자와 기업의 활동에 미치는 영향연구는 재정학에 있어서 많은 논란이 되어 왔으며 많은 재정학자들이 조세정책의 평가 및 디자인, 경제성장 문제 등에 관련하여 연구를 하여 있다. Hall and Jorgenson(1967), Eisner(1969, 1970), Eisner and Nadiri(1968), Chirinko and Eisner(1983) 등의 실증분석 결과에 의하면 생산 또는 매출액 변수는 투자와 밀접한 관련이 있는 반면, 금리나 법인세제 관련 변수들은 투자에 대해 설명력이 낮은 것으로 나타났다.

James(1994a, 1994b) 및 James and Matier(1995)는 캐나다 경제에 대한 신고전파 모형을 구축하여 조세부담 감축과 함께 경상 이전지출을 축소시키는 정책이 경제성장률에 미치는 영향을 모의 실험하였다. 이들의 연구결과에 의하면 자본관련세(capital income tax)의 감축이 노동관련세(labor income tax)나 소비관련세(sales tax)의 축소보다 경제성장률 증대에 효과가 큰 것으로 나타났다.

Roeger and Veld(1997)가 중앙은행이 중장기적으로 물가안정 목표를 위한 통화정책을 수행한다고 가정 하에 QUEST II 모형을 이용하여 ① 법인세, ② 소득세, ③ 부가가치세에 대해 GDP 1%에 상응하는 규모의 감세정책을 시행하면서 각각 동일한 규모의 경상이전지출을 감축하는 경우, ④ 동일한 규모의 법인세를 소득세로 전환하는 경우, ⑤ 소득세를 부가가치세로 전환하는 경우, ⑥ 소득세를 법인세로 전환하는 경우 등에 대해 모의실험을 한 결과에 의하면 법인세가 감소가 장기적으로 경제성장 제고에 가장 큰 효과를 내는 반면, 부가가치세 감축은 가장 작은 효과를

* 본 논문은 국회예산정책처의 2008년 사업 “성장동력강화를 위한 기업관련 세제의 현황과 개선과제” 보고서를 바탕으로 자료 및 내용을 수정한 것이다.

내는 것으로 나타났다.

Djankov(2008) 등은 법인세가 총투자, 외국인 직접투자(FDI), 기업활동 등에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 유효법인세율이 10% 상승할 때 GDP대비투자율은 2% 포인트 감소하는 것으로 나타났다.

국내 연구의 경우 이인실 등(2002)은 CGE모형을 이용하여 ①법인세율 인하 + 개인소득세율 인상 ② 법인세율 인하 + 부가가치세율 인상 ③ 법인세율 인하 + 정부소비지출 축소 ④ 법인세율 인하 + 가계에 대한 보조금 삭감 등 4가지 방안에 대하여 정책모의실험을 한 결과, 4가지 방안 중에서 법인세율 인하에 의한 세수감소분을 가계에 대한 보조금 삭감으로 보전하는 경우에만 실질GDP를 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 경제적 효과의 크기는 법인세수를 30% 정도 줄일 경우 실질GDP가 0.096% 상승하여 Xu(1999)의 추정결과보다 다소 크게 나타났다.

김진수 등(2003)은 1980년부터 2002년까지의 한국의 자료를 이용하여 법인세부담이 기업의 설비투자에 미치는 영향을 미치는 장기설비투자식을 오차수정모형(Error Correction Model)으로 추정하였다. 추정결과 법인세율, 유효한계세율은 모두 통계적으로 유의하게 설비투자에 영향을 주는 것으로 나타났으나 그 크기는 법인세부담을 측정하는 지표에 따라 다르게 나타났다.

이윤재 등(2004)은 패널분석에 의해 명목법인세율 및 한계실효세율의 인하가 산업별로 미치는 영향을 분석하고 명목세율인하가 기업의 투자를 크게 늘리지 않는 것으로 분석하였다.

김현숙(2004)의 추정결과에 의하면 법인세 부담에 대한 순투자의 탄력성은 -0.131로 나타나 기업의 세 부담이 투자에 영향을 미치는 것으로 분석했으며, 순투자의 경우 총투자의 경우보다 탄력성이 2배 가까이 큰 것으로 나타나, 기업의 세부담이 기업의 신투자 의사 결정에 다소 큰 영향을 주는 것으로 설명하고 있다.

김우철(2005)의 연구에 의하면 법인세 부담이 투자에 미치는 영향은 음(-)의 방향으로 나타나지만, 그 효과는 통계적으로 유의하지 않는 경우가 많으며, 부분적으로 통계적 유의성이 확인된 경우라도 계수 추정치의 절대값은 0.01 근처의 매우 낮은 수준이었다고 보고하고 있다.

Kang Joong-Sik(2008) 등은 5개국의 거시자료를 이용하여 투자 결정 요인을 GMM패널분석과 국가별 Vector Error Correction Model을 이용하여 실증 분석을 하였다. GMM 분석결과 가속도이론이 혹은 수요충격이 의미하듯이, 빠른 경제성장은 높은 투자를 촉진하는 것으로 나타났다. 가용신용이 투자에 미치는 영향은 적고 유의하지 않으나, 자본비용이 투자에 미치는 영향력은 유의한 것으로 분석하였다. 국가별 VECM 추정에 있어서는 투자는 자본비용에는 더 부정적으로, 가용신용에는 더 약하게 영향을 받고 있었다.

본 연구는 Sims-Bernanke의 Structural Vector Auto-Regression(SVAR)을 사용하여 법인세변화가 투자증가율 및 GDP증가율에 미치는 인과관계가 있는지를 분석하였다. Sims-Bermanke SVAR은 Cholesky의 error decomposition에 의해 인식(identifying) 되었다.

2. 계량모형

1) 분석자료

실증 분석 자료는 1978년부터 2009년 기간 사이의 실질GDP, 실질설비투자 및 법인세율이다. 투자와 근접한 개념은 한국은행의 국민계정에서 총고정자본형성이다. 총고정자본형성은 건설투자, 설비투자, 무형자산투자 및 재고증감으로 나타난다. 본 논문에서는 투자의 지표로 법인의 실질설비투자를, 법인세율 지표로는 신고분 및 원천분 합계법인세를 신고분 과세표준으로 나눈 과표대비-평균유효세율[(신고분+원천분)/법인과표(신고분)]을 사용하였다.¹⁾

2) Structural Vector Auto-Regression

설명의 편의를 위해 두변수의 SVAR 모형을 가정하자. 두 변수 y 와 z 의 SVAR(1) 모형은 다음과 같이 표현되어 진다.

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + c_{11}y_{t-1} + c_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + c_{21}y_{t-1} + c_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

여기서 $\varepsilon_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$, 그리고 $cov(\varepsilon_y, \varepsilon_z) = 0$. 즉 $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$ 는 공분산 값이 0이 white noise이다. (1식)과 (2식)을 행렬식으로 둑으면

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3)$$

혹은

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

이 된다. 만약 $b_{21} \neq 0$ 이 아니면 ε_{yt} 는 z_t 변수에 대해 간접적으로 동시대적인 영향 (contemporaneous effect)을 주고, 만약 $b_{12} \neq 0$ 이 아니면 ε_{zt} 는 y_t 변수에 대해 간접적으로 동시대적인 영향을 준다.

1) 법인의 세부담의 다른 지표는 법인의 평균유효세율로 법인세를 법인의 과세표준으로 나눈 과표대비 평균유효세율과 법인세 징수액을 법인의 사업소득으로 나눈 소득대비 평균유효세율이 있다. 평균유효세율은 법인세를 과세표준으로 나눈 [법인세(신고분)/법인과표(신고분)], [법인세(신고분+원천분)/법인과표(신고분)]과 법인세를 법인소득으로 나눈 [법인세(신고분)/법인소득(신고분)], [법인세(신고분+원천분)/법인소득(신고분)] 등이 있다.

이를 일반적인 VAR로 바꾸기 위하여서는 (4)식에 B 의 역행렬인 B^{-1} 을 가하면

$$B^{-1}BX_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t, \quad (5)$$

이 되고, 이를 정리하면 VAR 모델이 된다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

혹은

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + e_t. \quad (7)$$

VAR의 오차항 e_t 를 white noise로 나타내면

$$e_t B^{-1} \varepsilon_t \Rightarrow \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1 - b_{21}b_{12})} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$e_{1t} = \frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{\Delta}, \quad e_{2t} = \frac{-b_{21}\varepsilon_{yt} + \varepsilon_{zt}}{\Delta}, \quad \Delta = 1 - b_{21}b_{12} \quad (9)$$

이며, e_t 는 평균이 0이며 분산은 시간 t 변화에 따라 변하지 않으나 공분산은 0이 아니다.

$$E(e_{it}) = 0$$

$$Var(e_{1t}) = E(e_{1t}^2) = \frac{E(\varepsilon_{yt}^2 + b_{12}^2\varepsilon_{zt}^2)}{\Delta^2} = \frac{\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2}{\Delta^2}$$

$$Covar(e_{1t}, e_{2t}) = E(e_{1t}e_{2t}) = \frac{E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})]}{\Delta^2} = \frac{-(b_{12}\sigma_z^2 + b_{21}\sigma_y^2)}{\Delta^2} \neq 0.$$

그러므로 e_t 는 white noise의 성격을 가질 수 없다. e_t 의 공분산 행렬은 다음과 같다.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

여기서 $b_{12} = 0$ 혹은 $b_{21} = 0$ 의 제약을 주게 되면, 즉 (3)식에 삼각형 행렬의 Cholesky

decomposition 변환이라는 제약을 주게 되면 VAR은 정확하게 식별(exactly identify)되어 진다. 이제 VAR(1)을 X 에 관해 풀면 VAR의 오차항 e_t 로 구성된 VMA(Vector Moving Average)를 얻게 된다.

$$X_t = \frac{A_0}{1 - A_1 L} + \frac{e_t}{1 - A_1 L} \quad (10)$$

Wald 정리에 따라 VAR을 VMA로 변환하기 위하여서는 변수 X 는 안정적이어야 한다. 즉 X 변수의 안정성이란 $(I - A_1 L)$ 의 근의 값이 단위 원(unit circle)의 바깥에 위치 하여야 한다. 식(10)을 다시 풀면

$$\begin{aligned} \frac{A_0}{I - A_1} &= (I - A_1)^{-1} A_0 = \frac{(I - A_1)^a A_0}{|I - A_1|} = \frac{\begin{bmatrix} 1 - a_{11} & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 - a_{22} \end{bmatrix} A_0}{\begin{vmatrix} 1 - a_{11} & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 - a_{22} \end{vmatrix}} \\ &= \frac{\begin{bmatrix} 1 - a_{22} & a_{21} \\ a_{12} & 1 - a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}}{(1 - a_{11})(1 - a_{22}) - a_{21}a_{12}} = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} (1 - a_{22})a_{10} + a_{21}a_{20} \\ a_{12}a_{10} + (1 - a_{22})a_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} \\ \frac{e_t}{I - A_1 L} &= \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \underbrace{\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}}_{A^i}^i \begin{bmatrix} e_{1,t-i} \\ e_{2,t-i} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

이 되고, 이를 행렬로 정리하면 식 (11)로 표현 되어 진다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \underbrace{\begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix}}_{A^i}^i \begin{bmatrix} e_{1,t-i} \\ e_{2,t-i} \end{bmatrix} \quad (11)$$

그러나 식 (11)의 VMA는 white noise innovation이 아닌 e_t 에 의해 표현 되므로 SVAR모형의 structural innovation인 ε_t 로 나타내기 위하여서는 (5)식

$$e_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

혹은

$$e_t = \frac{1}{||} \begin{bmatrix} 1 & 1b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

에 의해 e_t 를 structural innovation인 ε_t 로 환원하여야 한다. 그러면 VMA는 structural innovation ε_t 만으로 표현되어 질 수 있다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \underbrace{\frac{A^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}}_{\Phi_i} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{z,t-i} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Phi_{11}^{(i)} & \Phi_{12}^{(i)} \\ \Phi_{21}^{(i)} & \Phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{z,t-i} \end{bmatrix} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \end{aligned} \quad (11)$$

Sims-Bernanke Identification

일반적으로 원래의 구조모형을 모를 경우 축약식으로 표현된 VAR를 SVAR로를 정확하게 인식(identifying)하기 위하여서는 VAR에 $(n^2 - n)/2$ 제약이 가해져야 한다. 그런 의미에서 Cholesky decomposition은 언제나 VAR에서 SVAR을 just identify 할 수 있게 한다. 그러나 Cholesky decomposition은 VAR 변수를 나열하는 순서에 따라 분산분해의 결과가 달라지는 문제점을 갖고 있다. Sims(1986)와 Bernanke(1986)는 VAR모델에 $(n^2 - n)/2$ 이나 혹은 그 이상의 제약을 주어 SVAR을 identify 할 수 있는 Sims –Bernanke 방법론을 개발하였다. 만약 VAR에 $(n^2 - n)/2$ 제약이 주어지면 SVAR은 just identify 되며 $(n^2 - n)/2$ 이상의 제약이 주어진다면 SVAR은 과도식별(over-identifying)되게 된다.

3. 실증분석

1) 단위근 검정

Dickey-Fuller에 의한 단위근 검정결과 실질GDP, 실질설비투자 및 법인세율 모두 단위근을 갖고 있는 불안정한 시계열로 나타나 실질GDP, 실질설비투자 변수는 1차 차분하여 증가율로 변환하였고 법인세율은 1차 차분만 하였다. 자료를 1차 차분의 변수로 변환한 결과 실질GDP증가율, 실질설비투자증가율은 0 lag과 1 lag에서 안정적인 것으로 나타났으며, 1차 차분 법인세율은 단지 0 lag에서만 10% 유의수준 하에서 단위근이 없는 것으로 나타났다.²⁾

2) 실증분석은 실질GDP증가율, 실질설비투자증가율 1차차분 법인세율로 이루어졌다. 그러나 실증분석에 사용된 변수들의 이름이 너무 길므로 GDP증가율은 실질GDP, 실질설비투자증가율은 투자, 1차차분 법인세율은 법인세율로 간단히 칭한다.

<Table 1> Unit root tests

Augmented Dickey–Fuller regression

$$AX_t = a_0 + ax_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta x_{t-i} + \nu_t$$

Variable	Dickey–Fuller test	
	0 lags	1 lags
TAXDBASE1	-2.66368	-1.57713
PINVRATE	-4.88793	-5.02258
RGDP RATE	-3.68094	-3.15265

Critical values: 1% = -3.734 5% = -2.991 10% = -2.635.

Notes

TAXDBASE1 = 법인유효세율(1차 차분)

PINVRATE = 실질설비투자증가율

RGDP RATE = 실질GDP증가율

2) VAR모형

(1) 시차길이(Lag Length) 검정

VAR모형의 시차길이(lag length)는 Akaike 검정법에 의하여 이루어 졌다. 검정결과 VAR모형의 시차길이는 3변수에서 모두 1시차로 판명되었지만, 시차길이가 너무 짧아 과거시차변수들의 설명력이 상당히 상실되므로, VAR의 시차는 2시차로 정하였다.

<Table 2> Lag Length Test

Number of Lags	AICC
0 lag	-199.12241
1 lag	-209.24033*
2 lag	-183.19593
3 lag	-69.38287

Variable in the VAR System.

TAXDBASE1 = 법인유효세율(1차 차분)

PINVRATE = 실질설비투자증가율

RGDP RATE = 실질GDP증가율

(2) Estimation

세 변수 2시차길이의 VAR를 추정한 결과는 <Table 3>에 나타나 있다. 추정결과에 의하면 10% 유의수준 하에서 변수들 사이의 Granger causality 관계는 나타나지 않고 있다. 이는 VAR이 Unknown SVAR의 축약형이므로 변수들 사이의 진정한 인과관계를 추정하지 못하기 때문일 수도 있다.

〈Table 3〉 Estimate of VAR

F-Tests		Dependent Variable RGDPRATE	
Variable	F-Statistic		Signif
RGDPRATE	2.3682		0.1256255
PINVRATE	0.5380		0.5941160
TAXDBASE1	0.1159		0.8913398

F-Tests		Dependent Variable PINVRATE	
Variable	F-Statistic		Signif
RGDPRATE	2.3604		0.1263852
PINVRATE	1.7466		0.2060085
TAXDBASE1	0.0944		0.9104152

F-Tests		Dependent Variable TAXDBASE1	
Variable	F-Statistic		Signif
RGDPRATE	0.3852		0.6864334
PINVRATE	1.0521		0.3721721
TAXDBASE1	13.6278		0.0003504

3) Block exogeneity

본 논문에서는 3변수 VAR모형에서 법인세의 모든 과거시차 값을 0으로 두고, 법인세가 설비투자 및 GDP에 대해 block exogeneous 하는지를 검정하였다. χ^2 검정결과, 법인세는 1% 수준에서 설비투자와 GDP변수에 대해 block exogeneous 한 것으로 나타났다.

〈Table 4〉 Block Exogeneity 검정

Model	Log Determinant	Significance Level
Unrestricted	-12.568150	
Restricted	-15.038695	
Chi-Squared(4)	39.528727	0.00000005

4) VAR의 Cholesky 분산분해

〈Table 5〉의 Cholesky 분산분해를 보면 i) 법인세율의 분산은 다른 변수의 변화에 의해서는 거의 영향을 받고 있지 않으며, 법인세율 자체의 변화에 90%이상 기인되고 있다. 이는 법인세율이 다른 두 변수에 대해 상당히 외생적임을 보여 주는 것이다. ii) 투자증가율의 분산은 법인세율의 변화와 GDP증가율의 변화에 의해 10%대의 영향을 받고 있으며, iii) GDP증가율의 분산은 그

자체의 변화와 투자증가율의 변화에 의해 각각 50%와 40%대의 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.

〈Table 5〉 Cholesky Decomposition

Decomposition of Variance for Series TAXDBASE1				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.02513284	100.000	0.000	0.000
3	0.03814491	91.025	7.456	1.519
6	0.04403983	90.205	8.024	1.770
9	0.04502457	89.528	8.529	1.942
12	0.04516310	89.410	8.614	1.976

Decomposition of Variance for Series PINVRATE				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.12467666	11.286	88.714	0.000
3	0.14642772	10.447	72.403	17.151
6	0.15015040	12.462	70.607	16.931
9	0.15101603	12.631	70.418	16.951
12	0.15108161	12.644	70.406	16.951

Decomposition of Variance for Series RGDP RATE				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.01964200	0.782	51.726	47.492
3	0.02200314	1.237	43.170	55.592
6	0.02230134	2.884	42.490	54.626
7	0.02233359	3.054	42.462	54.484
9	0.02238150	3.435	42.302	54.262
12	0.02238928	3.483	42.289	54.228

5) Structural VAR: Sims-Bernanke Decomposition

SVAR을 VAR에서 인식은 Cholesky 분산분해의 정보에 의해 이루어졌다. 첫째 Cholesky 분산분해 표에서 특정 변수의 분산이 자체변수의 변화에 의해 주로 설명되어 진다는 것은 SVAR구조에서 그 변수가 위쪽에 위치하게끔 한다. 그러므로 본 연구에서는 각 변수들의 자체의 영향력의 크기를 고려하여 SVAR에서 변수들이 법인세-투자-GDP 순으로 배열되게 하였다. 둘째 Cholesky 분산분해 표에서 변수들 사이의 동시대적(contemporaneous)인 영향관계는 VAR로부터 SVAR을 유도해 내는데 많은 정보를 제공한다. Cholesky 분산분해 표에서 법인세는 다른 변

수들에 의해 전혀 동시대적인 영향을 전혀 받고 않고 있지만 투자는 법인세율 의해, GDP증가율은 법인세와 투자에 의해 동시대적인 영향을 받고 있다.

변수들의 동시대적인 영향관계

동시대적인 영향을 받는 변수	동시대적인 영향을 주는 변수
TAXDBASE1	없음
PINVRATE	TAXDBASE1
RGDPRATE	TAXDBASE1, PINVRATE

$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ 의 B^{-1} 행열에 $(n^2 - n)/2$ 제약을 두어 SVAR을 just identify하기위하여 B^{-1} 행열에 아래의 동시대적인 영향분석의 제약을 주었다.

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Proposition: SVAR에서 만약 ε_z innovation이 e_1 과 e_2 에 영향을 주고, ε_y innovation이 e_1 에만 영향을 주고 e_2 에 영향을 주지 않는다면 z 는 y 에 Granger causally prior 하다.

<Table 6>은 SVAR에서 유도된 VMA의 분산분해를 추정한 값이다. 법인세의 분산분해는 거의 자체의 structural innovation에 의해서 설명되어지고 있다. 이는 block 외생성 검정에서도 밝혀졌듯이 법인세는 투자나 GDP에 대해 외생적이라는 것을 의미한다.

투자의 분산분해를 보면 투자는 자체의 innovation에 의해서는 50% 정도, GDP에 의해 45% 대 정도 설명되어지고 있다. 여기서 특기할 것은 SVAR을 위한 B^{-1} 행열에 제약을 주어 투자가 법인세에 의해 동시대적으로 영향을 받을 수 있도록 하였음에도 불구하고, Sims-Bernanke 분산분해의 결과는 Cholesky 분산분해와 달리 투자는 법인세의 innovation에 의해서는 거의 설명되지 않고 있다는 것이다. GDP의 분산분해의 경우에서도 GDP는 법인세의 innovation에 의해서는 거의 설명되어지지 않고 있다.

법인세의 innovation이 투자분산이나 GDP분산에 2 – 3%의 미미한 설명력만을 미친다는 것은 법인세가 투자나 GDP에 대해 Granger causally prior하지 않는다는 것이다. 즉 법인세율 인하는 시설투자 증가나 GDP 증가에 영향을 거의 주지 않는다는 것이다.

<Table 6> Sims-Bernanke의 Structural Decomposition

Decomposition of Variance for Series TAXDBASE1				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.02513284	100.000	0.000	0.000
3	0.04283784	91.148	2.587	6.265
6	0.04858769	90.563	4.451	4.985
9	0.04957847	90.012	5.149	4.839
12	0.04971618	89.916	5.270	4.815

Decomposition of Variance for Series PINVRATE				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.12431671	0.086	62.192	37.722
3	0.14935543	0.838	52.347	46.816
6	0.15240441	1.875	51.030	47.095
9	0.15344760	2.176	50.558	47.266
12	0.15354331	2.223	50.520	47.257

Decomposition of Variance for Series RGDP RATE				
Step	Std Error	TAXDBASE1	PINVRATE	RGDP RATE
1	0.01971619	0.132	95.670	4.198
3	0.02245075	1.119	84.918	13.963
6	0.02279152	3.046	83.145	13.809
9	0.02288396	3.678	82.522	13.800
12	0.02290205	3.792	82.419	13.789

■ 참고문헌

- 김우철, 법인세부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과분석, 한국조세연구원, 2005. 12.
- 김유찬, “경제활성화를 위한 효과적인 감세정책의 모색,” 세무학회 발표자료, 2003. 10. 18.
- _____, 외국자본에 대한 과세제도의 현황 및 개편방안, 연구보고서 94-10, 한국조세연구원, 1994.
- 김진수 · 박형수 · 안종석, “주요국의 법인세제 변화 추이와 우리나라 법인세제의 개편방향,” 한국조세연구원, 2003. 12.
- 이인실 · 김성태 · 안종범 · 이상돈, “법인세제 개편방향에 관한연구,” 한국경제연구원 연구 02-14, 2002.
- 전영준, “GCE 모형을 이용한 법인세의 성장 및 분배효과 분석,” 『한국은행 경제분석』, 제9권 2호, 2003, pp. 135-182.
- 주영진, “2012년도 대한민국재정,” 국회예산정책처, 2012. 3.
- 하인봉 · 김희호, “한 · 미 FTA가 지역경제에 미치는 영향분석,” 『한국경제연구』, 2008.
- 하인봉, “환율, 임금, 물가가 국제경쟁력 및 수출입 산업에 미치는 영향분석,” 집문당, 2006.

- 하인봉, “기후변화가 경제, 산업에 미치는 영향과 미래예측,” 에너지관리공단, 2006.
- Auerbach, Alan, “Taxation and Corporate Financial Policy,” in Alan Auerbach and Martin Feldstein (eds.) *Handbook of Public Economics*, Vol. III, 1251–1292, Amsterdam: North-Holland, 2002.
- Auerbach, Alan, and Kevin Hassett, “Tax Policy and Business Fixed Investment in the United States,” *Journal of Public Economics*, 47(2): 1992, pp. 141–170.
- Bas van Aarle, Harry Garretsen Niko Gobbin, “Monetary and Fisal Policy Tranmission in the Euro-area: Evidence from a Structural VAR Analysis,” *Journal of Economics and Business*, 55, 2003, pp. 609–638.
- Blanchard, O. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 655–673.
- Chirinko, R.S., and R. Eisner, “Tax Policy in Major Macroeconomic Models,” *Journal of Public Economics*, 20, 1983, pp. 139–66.
- Djankov Simeon, Tim Ganser, Caralee McLiesh, Rita Ramalho, & Andrei Shleifer, “The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship,” NBER Working Paper No. 13756 Issued in January 2008.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057–1072.
- Doan, T, Litterman, R. B., and Sims, C. A., “Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions,” *Econometric Review*, Vol. 3, pp. 1–100.
- Eisner, R., “Tax Policy and Investment Behavior: Comment,” *American Economic Review*, 59, 1969, pp. 379–88.
- _____, “Tax Policy and Investment Behavior: Further Comment,” *American Economic Review*, 60, 1970, pp. 746–52.
- Eisner, R. and M. I. Nadiri, “Investment Behavior and Neoclassical Theory,” *Review of Economics and Statistics*, 50, 1968, pp. 369–82.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 56, 1987, pp. 252–276.
- Fragetta, Matteo, “Monetary Policy and Identification in SVAR Models: A Data Oriented Perspective,” Munich Personal RePEc Archive, 2010. 1.
- Ha, Inbong, Gwangheon Hong, and BS Lee, Information Conents of Dividends and Share Repurchases, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 2011.
- Ha, Inbong, B. S. Lee, and C. Cheong, “What Caused the Korean Currency Crisis in 1997? Weak Fundamentals or Self-fulfilling Expectations,” *Asian Economic Journal*, 2007.
- Ha, Inbong, J. W. Gil, and B. S. Lee, “On the Rationality of Korea’s Stock Market: Was the Recent Korean Financial Crisis Due to Fundamental Factors?,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2001.
- Ha, Inbong, “Forecasting Exchange Rates with Learning,” *Advances in Investment Analysis*, 1991.
- _____, “Predictability of Exchange Rates,” Ph D. thesis, University of Minnesota, 1986.
- Hall, R. E., and D. W. Jorgenson, “Tax Policy and Investment Behavior,” *American Economic Review*, 57, 1967.
- James, S., “The Interaction of Inflation with a Canadian-Type Capital Tax System: A Dynamic General Equilibrium Analysis Incorporating Endogenous Leverage and Heterogeneous Households,” Department

- of Finance Canada Working Paper, No. 94-01, 1994a.
- James, S. and C. Matier, "The Long-Run Economic Impacts of Government Debt Reduction," Department of Finance Canada Working Paper, No. 95-08, 1995.
- Kang, Joong-Sik and Murtaza Syed, "What determines Investment in Korea," *Korean Economic Association*, August 2008.
- Lucia Alessi, Matteo Barigozzi, Marco Capasso, A Review of Nonfundamentalness and Identification in Structural Var Models, Working Paper Series, European Central Bank, NO 922, 2008. 7.
- Mardi Dungey and Renee Fry, The Identification of Fiscal and Monetary Policy in A Structural VAR, CAMA Working Paper Series, 2007. 12.
- Merette, M., "Income Taxes, Life-Cycles and Growth," Department of Finance Canada, mimeo, 1996.
 "Taxes, Life-Cycles and Growth: a Cross-Country Comparison," Department of Finance Canada Working Paper, 1997.
- Miller, Merton, and Franco Modigliani, "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, 48(3): 1958, pp. 261-297.
- Robert G. King and Mark W. Watson, Testing Long-Run Neutrality, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. Vol. 83/3, 1997
- Romer, Christina D., and David H Romer, "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimated Based on a New Measure of Fiscal Shocks," Unpublished manuscript, University of California, Berkeley, March 2007.
- Roeger Werner and Jan in't Veld, "Effects of Taxation in QUEST II," in Taxation and Economic Performance, OECD, Paris, 1997a.
 _____, "Simulating Permanent Shocks with QUEST II: Sensitivity of Results to Terminal Conditions," Paper Presented at TROLL 1997 Conference, Brussels, 1997b.
 _____, "QUEST II: A Mutli-Country Business Cycle and Growth Model," EC Economic Papers No. 123, 1997c.
- Summers, Lawrence. 1981, "Taxation and Corporate Investment: A q-Theory Approach," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(1): pp. 67-127.
- Xu, Jing, "The Dynamic Effects of Taxes and Government Spending in a Calibrated Canadian Endogenous Growth Model," Department of Finance Canada Working Paper, No. 97-02, 1997.
- Xu, Jing, "Taxation and Economic Performance: A Cross-Country Comparison and Model Sensitivity Analysis," Department of Finance Canada, Working Paper No. 99-01, 1999.