

한국경제의 총수요와 총공급에서의 베이저안 구조변화 분석

A Bayesian Analysis of Structural Changes in Aggregate Demand and Supply of Korean Economy

전덕빈* · 박대근*

Jun, Duk Bin* · Park, Dae Keun*

Abstract

Structural changes in an economy system bring about serious problems in establishing economic policies. The boom of middle-east export, the oil shock, and the recent dollar crisis in Korean economy are such examples. Hence, it is necessary to identify and estimate those structural changes. This study focuses on an output and price and analyzes structural changes in aggregate demand and supply. The aggregate demand and supply structures are described by conventional dynamic simultaneous equations model, where each structural change is represented by dummy variables and estimated by the proposed Bayesian method. By applying this model to Korean output and price, structural changes in the aggregate demand and supply are analyzed.

Keywords: Structural Changes, Aggregate Demand and Supply, Dynamic Simultaneous Equations Model, Bayesian Method.

1. 서론

경제체제에서의 구조변화는 예측하기 어려운 상황을 초래하여 국가경제정책을 수립하는데 있어 장애요인이 되어왔다. 과거의 중동특수와 유가파동, 그리고 최근의 외환위기는 구조변화에 대한 적절한 대응이 어려움을 보여준다. 따라서, 이러한 구조변화와 그 파급효과를 정확히 인식하고 해석하는 것은 중요한 의의를 가지게 된다. 전통적으로 총수요 충격은 산출물과 물가에 대해 같은 방향으로 일시적인 효과를 미치며, 총공급 충격은 다른 방향으로 영구적인 효과를 미친다고 알려져 있다. Blanchard

[1]와 Blanchard 와 Quah[2]는 추세의 방향과 충격의 효과에 대해 계량적으로 검정함으로써 이러한 이론이 현실과 부합함을 보였다.

본 연구에서는 한국의 산출물과 물가를 분석대상으로 하여 두 시계열에 미친 총수요와 총공급의 구조변화를 분석한다. 총수요와 총공급 방정식, 정부지출, 그리고 총통화 방정식들로 이루어진 동적 연립방정식 모형형태의 단순한 거시경제모형을 가정하고 공적분과 공통추세의 정보를 이용하여 수요와 공급구조변화를 경제이론에 근거하여 구성한다. Jun과 Oliver[12], Jun[13][14], Jun과 Lee[10]의 접근방법을 이용하여 총수요와 총공급식에 가변수

로서 구조변화를 나타내고 그 가변수를 베이저안적으로 추정하여 가설을 검정한다. 제안된 모형을 적용하여 한국의 분기별 국내총생산과 소비자물가에 미친 구조변화를 파악하고 적절한 예측과 정책대응을 모색한다.

2. 총수요와 공급모형

식(1)부터 식(4)으로 이루어진 간단한 형태의 거시경제 모형을 가정한다. Y_t 는 GDP, P_t 는 소비자물가지수, G_t 는 정부지출, 그리고 M_t 는 통화로서 자연로그를 취한 시계열들이다. 식(1)은 총수요식, 식(2)는 총공급식, 식(3)은 정부지출식, 그리고 식(4)는 통화화식을 나타낸다. 각 요차항들은 서로 독립이며 평균과 분산은 각각 0와 Σ 로 가정한다.

$$Y_t = a_0 - a_1 P_t + a_2 G_t + a_3 M_t + \epsilon_{Dt} \quad (1)$$

$$(1-B) P_t = b_0 - b_1 (1-B) Y_t + \epsilon_{St} \quad (2)$$

$$(1-B) G_t = c_0 + \epsilon_{Gt} \quad (3)$$

$$(1-B) M_t = d_0 + \epsilon_{Mt} \quad (4)$$

단,

B : Backshift Operator

$$(\epsilon_{Dt}, \epsilon_{St}, \epsilon_{Gt}, \epsilon_{Mt}) \sim MN(0, \Sigma),$$

$$O = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_D^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_S^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_G^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_M^2 \end{bmatrix}$$

각 거시경제 변수들은 하나의 단위근을 가지는 불안정한 시계열로 가정한다. 전통적인 경제이론에 근거하여 총수요식은 공적분(Cointegration) 관계식으로, 총공급식, 정부지출식, 그리고 통화화식은 공통추세, 즉 모형에 유입되는 확률추세로 모형을 수립함으로써, 총수요충격 ϵ_{Dt} 는 일시적인 반면에, 총공급충격 ϵ_{St} 는 영구적인 효과를 갖도록 위와 같이 모형을 수립한다.

3. 구조변화인식모형의 수립

3.1 구조변화인식을 위한 모형의 수립

식(1)부터 식(4)에 N 시점에 발생한 수요와 공급구조변화를 가변수 Δ_D, Δ_S 를 이용하여 나타내면 식(5)부터 식(8)이 된다.

$$Y_t = a_0 - a_1 P_t + a_2 G_t + a_3 M_t + \epsilon_{Dt} + \Delta_D, \quad t \geq N \quad (5)$$

$$(1-B) P_t = b_0 - b_1 (1-B) Y_t + \epsilon_{St} + \Delta_S, \quad t \geq N \quad (6)$$

$$(1-B) G_t = c_0 + \epsilon_{Gt} \quad (7)$$

$$(1-B) M_t = d_0 + \epsilon_{Mt} \quad (8)$$

Δ_D 는 수요구조변화를 나타내는 가변수로서 독립투자나 순수출의 변화 등을 나타내며 Δ_S 는 공급구조변화를 나타내는 가변수로서 노동이나 자본시장의 변화를 나타낸다. Δ_D 는 공적분관계식에서의 구조변화를 나타내고 Δ_S 는 공통추세에서의 구조변화를 나타낸다. 따라서 식의 구조에 따라 시계열에 미치는 효과가 각각 다르게 나타나서 Δ_D 는 Y_t 와 P_t 에 수준 변화(level change)를 일으키는 반면에, Δ_S 는 기울기 변화(slope change)를 초래하게 된다.

3.2 베이저안적 구조변화인식

우선 1단계 미래예측치(one-step-ahead forecast)와 분산을 구하기 위하여 제시된 모형을 축약형으로 나타내면 (9)와 같다.

$$(1-B) Z_t = DC + KA z_{t-1} + DW_t + DH \Delta, \quad t \geq N, \quad (9)$$

단,

$$h = 1/(1 + a_1 b_1)$$

$$z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ G_t \\ M_t \end{bmatrix}, \quad D = \begin{bmatrix} h & -a_1 h & a_2 h & a_3 h \\ b_1 h & h & a_2 b_1 h & a_3 b_1 h \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \\ d_0 \end{bmatrix}, \quad K = \begin{bmatrix} -h \\ -b_1 h \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 \\ a_1 \\ -a_2 \\ -a_3 \end{bmatrix},$$

$$W_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{Dt} \\ \epsilon_{St} \\ \epsilon_{Gt} \\ \epsilon_{Mt} \end{bmatrix}, \quad H = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Delta = \begin{bmatrix} \Delta_D \\ \Delta_S \end{bmatrix}.$$

이러한 축약형 모형은 Engle and Granger[8]의 오차수정모형형태로서 장기균형과 단기균형을 나타내며 오차수정항을 가진다. AZ_{t-1} 가 장기균형으로부터의 편차를 나타내며 K 의 조정계수를 통하여 각 시계열에 영향을 준다.

Δ 와 $\tilde{\Delta}$ 는 각각 구조형(structural type)과 축약형(reduced type)에서의 구조변화를 나타낸다. 본 연구에서는 축약형모형에서 가설검정을 하여 Y 와 P 의 추세를 검정하고 Δ 는 $\tilde{\Delta}$ 로부터 계산하여 변화에 미친 총수요와 총공급충격의 크기를 계산한다. t ($t \geq N$) 시점에서 N 시점에 대하여 (10), (11)과 같은 가설을 세운다.

$$H_0 : \tilde{\Delta} = 0 \tag{10}$$

$$H_1 : \tilde{\Delta} \neq 0, \tag{11}$$

단,

$$DH\Delta = \begin{bmatrix} h\Delta_D - a_1 h\Delta_S \\ b_1 h\Delta_D + h\Delta_S \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} = H\tilde{\Delta}, \quad \tilde{\Delta} = \begin{bmatrix} \Delta_Y \\ \Delta_P \end{bmatrix}.$$

구조변화가 발생하지 않았을 때에 예측치와 분산은 식 (12)과 (13)와 같고 그에 따른 예측오차는 (14)와 같다.

$$f_t = E(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots; H_0) = z_{t-1} + DC + KA z_{t-1} \tag{12}$$

$$V_t = V(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots; H_0) = D \Sigma D^T \tag{13}$$

$$R_t = Z_t - f_t. \tag{14}$$

구조변화가 N 시점에 발생했을 때에 예측치와 분산은

식(15)과 (16)과 같이 변하고 그에 따른 예측오차는 (17)과 같다.

$$E(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots; H_1) = f_t + \Gamma_t H \tilde{\Delta} \tag{15}$$

$$V(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots; H_1) = D \Sigma D^T = V_t \tag{16}$$

$$R_t = Z_t - f_t - \Gamma_t H \tilde{\Delta}. \tag{17}$$

단, Γ_t 는 4×4 단위행렬이다.

N 시점에 발생한 구조변화를 추정하기 위해 $\tilde{\Delta}$ 의 사전확률분포를 식(18)로 하고 베이지안 정리와 우도함수를 이용하여 사후확률분포를 유도하면 식(19)와 같다(Appendix A 참조).

$$\tilde{\Delta} / z_{N-1}, z_{N-2}, \dots \sim BVN(\tilde{\delta}_0, \tilde{S}_0),$$

$$\tilde{\delta}_0 = \begin{bmatrix} \tilde{\delta} & \gamma_0 \\ \tilde{\delta} & \rho_0 \end{bmatrix}, \quad \tilde{S}_0 = \begin{bmatrix} \tilde{S} & \gamma_0 & \tilde{C} & \gamma_{P0} \\ \tilde{C} & \gamma_{P0} & \tilde{S} & \rho_0 \end{bmatrix} \tag{18}$$

$$\tilde{\Delta} / z_t, z_{t-1}, \dots \sim BVN(\tilde{\delta}_t, \tilde{S}_t),$$

$$\tilde{\delta}_t = \begin{bmatrix} \tilde{\delta} & \gamma_t \\ \tilde{\delta} & \rho_t \end{bmatrix}, \quad \tilde{S}_t = \begin{bmatrix} \tilde{S} & \gamma_t & \tilde{C} & \gamma_{Pt} \\ \tilde{C} & \gamma_{Pt} & \tilde{S} & \rho_t \end{bmatrix}, \tag{19}$$

단,

$(\tilde{\delta}_0, \tilde{S}_0)$: Δ 의 사전 평균과 사전 분산-공분산 행렬
 $(\tilde{\delta}_t, \tilde{S}_t)$: t 시점에서 구한 Δ 의 사후 평균과 사전 분산-공분산 행렬

$$\tilde{\delta}_t = \tilde{S}_t^{-1} \tilde{S}_0^{-1} \tilde{\delta}_0 + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} R_j,$$

$$\tilde{S}_t^{-1} = \tilde{S}_0^{-1} + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} \Gamma_j H^{-1}.$$

각 가설에 대한 N 시점에 대한 사후적 확률은 이항분포의 사전확률을 이용하여 (20)과 같이 구한다(Appendix B 참조).

$$\Pr(H_j | z_t, z_{t-1}, \dots) = \frac{Q_j \Pr(H_j)}{\sum_{i=0}^1 Q_i \Pr(H_i)} \quad j = 0, 1. \tag{20}$$

where

$$Q_0 = 1$$

$$Q_1 = \sqrt{\frac{1\tilde{s}_{1,1}}{1\tilde{s}_{0,1}}} \exp\left\{\frac{1}{2}(\tilde{\delta}'_1 \tilde{s}_{1,1}^{-1} \tilde{\delta}_1 - \tilde{\delta}'_0 \tilde{s}_{0,1}^{-1} \tilde{\delta}_0)\right\}$$

N 을 모르는 경우 관찰구간에서 한번만 구조변화가 일어났다는 가정을 통해 구조변화를 인식한다. 즉, 구조변화가 일어나지 않았다는 가설을 기각할 수 있는 시점들을 선택하고 제일 큰 사후적 확률을 갖는 시점을 구조변화시점으로 결정한다. 구조변화시점이 결정되면 예측치를 보정하고 그 인식시점부터 다시 시작하여 새로운 관찰구간을 형성한다. 만약 구조변화시점이 발견이 되지 않으면 그 다음구간으로 이전한다. 보정후의 예측치와 분산은 Z_t 의 조건부확률분포를 이용하여 구하며 식(21)와 (22)와 같다.

$$E(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots, H_t) = f_t + \Gamma_t H \tilde{\delta}_t \quad (21)$$

$$V(Z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots, H_t) = D \Sigma D^T = V_t + H \tilde{s}_t H^T \quad (22)$$

4. 모형추정과 구조변화인식

한국거시경제를 동적 연립방정식모형 형태로 추정하는 것은 Jo[8]와 Park[17]이 있다. Jo는 GDP, 소비자물가, 정부지출, 총통화의 분기별 자료에서 하나의 공적분관계가 있음을 밝히고 이를 Johansen[9]의 방법을 이용하여 추정하였다. Park은 산업생산지수, 소비자물가, 정부지출, 총통화, 회사채수익률, 그리고 대미환율의 월별자료에서 공적분관계가 두 개 존재하며 이를 Park[16]의 방법을 이용하여 추정하였다. Park[17]는 Jo와는 다르게 공적분관계와 공동추세를 경제적으로 의미있는 관계식으로 사전 식별화하여 모형화하였다.

본 연구에서 제시된 모형은 Jo의 공적분관계식과 Park의 사전식별방법을 이용하여 분기별자료에서 수립된 것이다. 자료는 1970년 1사분기부터 1997년 2사분기까지의 GDP, 소비자물가, 정부지출, 총통화이며 X11으로 계절조정을 하고 자연로그를 취하였다. 개별시계열에서 단위근이 있는지를 검증하기 위하여 Dickey와 Fuller[3]의 방법을 사용하였고 수요방정식의 공적분검정을 위해서 Phillips & Ouliaris[18]와 Johansen[9]의 방법을 사용하였다. 모형의 추정은 Engle and Granger[4]과 Park[17]의 방법을

을 이용하여 총수요식과 총공급식의 공적분과 공동추세를 이단계좌소자승추정방법을 이용하여 추정하였고 나머지 식은 개별방정식으로 추정하였다. 총통화와 정부지출의 외생성을 검증하기 위해 Granger[7] 인과검정을 수행하였다. 최종 추정된 구조형과 축약형의 모형은 식(23)부터 식(27)과 같다. 총공급식에서의 상수항은 유의하지 않으므로 추정에서 제외하였다. 오차항이 자기상관을 나타내지만 모형을 단순화하기 위하여 자기상관은 모형화하지 않았다.

$$Y_t = 3.76941 - 0.60283P_t + 0.37656G_t + 0.57558M_t + \varepsilon_{Dt} \quad (23)$$

$$(1 - B)P_t = 1.03464(1 - B)Y_t + \varepsilon_{St} \quad (24)$$

$$(1 - B)G_t = 0.01276 + \varepsilon_{Gt} \quad (25)$$

$$(1 - B)M_t = 0.05103 + \varepsilon_{Mt} \quad (26)$$

$$(1 - B)Z_t = DC + KAZ_{t-1} + DW_t, \quad t \geq N \quad (27)$$

단,

$$D = \begin{bmatrix} 0.61587 & -0.37126 & 0.23191 & 0.03543 \\ 0.63721 & 0.61587 & 0.23994 & 0.03668 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} 3.76941 \\ 0 \\ 0.01276 \\ 0.05103 \end{bmatrix}, K = \begin{bmatrix} -0.61587 \\ -0.63721 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 1 \\ 0.60283 \\ -0.37656 \\ -0.57558 \end{bmatrix}$$

$$\sigma_D^2 = 0.00090, \sigma_S^2 = 0.00119, \sigma_G^2 = 0.00096, \sigma_M^2 = 0.00034.$$

※ () : t value

식(23)의 총수요방정식에서의 충격은 국내총생산과 물가를 동일한 방향으로 움직이게 하며 일시적인 효과를 미친다. 반면에 식(24)의 총공급방정식에서의 충격은 국내총생산과 물가를 다른 방향으로 움직이게 하며 영구적인 효과를 미친다. 정부지출식, 그리고 총통화식은 공동추세 식으로서 충격이 영구적인 효과를 나타내고 있음을 알 수 있다.

표 1. 일계치에 따른 구조변화인식

번호	일계치 분석	0.5				0.6				0.7				0.8				0.9			
		발생시점		70:04				70:04													
인식시점		71:01				71:04															
사후확률		0.5300				0.6289															
축약형(Δ_Y, Δ_P)		0.0402, 0.0671				0.0340, 0.0383															
구조형(Δ_D, Δ_S)		0.0807, 0.0255				0.0572, 0.0031															
사건		정부주도의 사회간접자본 확충사업 시작 (경기 제 1순환기 확장 시작) 새마을 사업년도시작(70.11.1)																			
발생시점		72:02				73:01															
인식시점		73:02				73:04															
사후확률		0.9460				0.8364															
축약형(Δ_Y, Δ_P)		-0.0250, -0.069				-0.038, -0.055															
구조형(Δ_D, Δ_S)		-0.067, -0.043				-0.071, -0.015															
사건		국회해산(72.10.17)과 유신헌법 공포(72.12.27)에 따른 정치불안 (경기 제 1순환기 수축 시작)																			
발생시점		75:03				75:01				75:02				75:02				75:02			
인식시점		76:03				75:04				76:02				76:02				76:02			
사후확률		0.6963				0.7185				0.9304				0.9304				0.9304			
축약형(Δ_Y, Δ_P)		0.0325, 0.0637				0.0205, 0.0710				0.0324, 0.0574				0.0324, 0.0574				0.0324, 0.0574			
구조형(Δ_D, Δ_S)		0.0709, 0.0301				0.0633, 0.0497				0.0670, 0.0239				0.0670, 0.0239				0.0670, 0.0239			
사건		중동건설 특수와 수출호조 (경기 제 2순환기 확장 시작) 실비투자 급격히 증가 / 부동산 경기 과열																			
발생시점		79:03								80:01				80:01				80:01			
인식시점		80:03								80:04				80:04				80:04			
사후확률		0.5876								0.9747				0.9747				0.9747			
축약형(Δ_Y, Δ_P)		-0.0596, -0.0680								-0.0607, -0.0018				-0.0607, -0.0018				-0.0607, -0.0018			
구조형(Δ_D, Δ_S)		-0.0139, 0.0477								-0.0618, 0.0609				-0.0618, 0.0609				-0.0618, 0.0609			
사건		유가파동과 점권교체에 따른 혼란으로 인한 경기위축 (경기 제 2순환기 수축시작) 유가파동 (79.10) 대통령 피살(80.10.26) / 광주민주화운동(80.5.18)																			
발생시점										81:01				81:01							
인식시점										82:01				82:01							
사후확률										0.8482				0.8482							
축약형(Δ_Y, Δ_P)										0.0419, -0.0396				0.0419, -0.0396							
구조형(Δ_D, Δ_S)										0.0180, -0.0830				0.0180, -0.0830							
사건		(경기 제 3순환기 확장시작)																			
발생시점						82:02												81:04			
인식시점						83:02												82:04			
사후확률						0.8708												0.9894			
축약형(Δ_Y, Δ_P)						0.0168, -0.0732												0.0335, -0.0622			
구조형(Δ_D, Δ_S)						-0.0274, -0.0905												-0.0039, -0.0970			
사건		유가의 안정 OAPEC 유가 배럴당 34달러 82년까지 유지결정 (81.10.29)																			
발생시점						87:03															
인식시점						88:03															
사후확률						0.6441															
축약형(Δ_Y, Δ_P)						0.0474, 0.0572															
구조형(Δ_D, Δ_S)						0.0820, 0.0081															
사건		임금인상 관련 전국적 노동쟁의 발생(87. 8)																			

이 모형을 바탕으로 구조변화를 인식한다. 구조변화 인식을 위한 자료는 추정에 사용된 자료와 동일하다. 이러한 분석방법을 선택한 이유는 자료추정에 필요한 자료를 제외하고 구조변화를 인식할 만한 예측구간을 설정하기가 어려웠기 때문이다. 가설은 (10)과 (11)과 같이 수립하고 분산 V_t 는 V 로서 일정하다고 가정하며, 구조변화의 사전평균은 0으로 하고, 사전분산은 구조변화의 확신이 없는 상태라는 의미에서 추정된 분산의 1000배로 크게 설정한다. 각 가설에 대한 사전확률은 1/2로 가정한다. 관찰구간의 크기는 4분기로 하여 4분기 내에 구조변화가 인식되지 않으면 다음 관찰 구간으로 이전한다. 임계치는 0.5부터 0.9까지 하며, N 을 모르는 경우를 상정하여 관찰구간에서 적어도 한번 변화가 일어났다는 가정하에 구조변화를 인식한다. 구조변화의 발생시점과 인식시점, 확률, 종류, 그리고 그 크기는 표 1과 같다.

공적분된 모형에서의 예측치는 Engle과 Yoo[10]에서 본 바와 같이 장기예측에 적합한 모형이므로 구조변화가 발생했을 때 예측치를 보정함으로써 더 큰 예측오차가 일어날 수 있다는 사실을 염두에 두고 예측보정을 하지 않았을 때와 비교하였다. 표 2에서 나타난 바와 같이 임계치 0.7과 0.8을 제외하고는 보정을 한 것이 더욱 예측오차가 커지는 것을 알 수 있다. 이는 실제로 구조변화가 발생하지 않았음에도 불구하고 이를 구조변화라고 인식했기 때문이다. 하지만, 더 근본적인 이유는 추정구간과 예측구간이 동일하기 때문에 발생한 문제이다. 정확한 분석이 되려면 예측구간을 별도로 설정하여 그 구간에서 비교해야 한다. 이러한 문제는 자료가 모이면서 해결되어질

표 2. 임계치에 따른 우도비율

임계치 통계량	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
χ^2_q	132.2778	61.2219	-5.5182	-5.5182	23.02
$\chi^2_q = T(\log(IV' / \log IV))$ T : 표본의 크기 (=110), q : 자유도 (=4) \bar{V} : 예측보정을 하지 않았을 때의 분산 공분산 행렬 V : 예측보정 했을 때의 분산 공분산 행렬 5% 유의 수준 임계치 : 7.82, 1% 유의 수준 임계치 : 13.28					

수가 있다.

구조변화중에 1975년 2사분기는 중동특수가 발생한 시점을 나타낸다. 그림 1은 76년 2사분기에 구조변화를 인식하고 보정해주기 전까지는 Y와 P의 예측치보다 관찰치들이 상회하는 것을 보여주고 있다. Y의 변화크기는 임계치 0.7에서 0.0324(3.2%의 GDP 상승)로 추정되었고 P의 변화크기는 0.0574(5.9%의 물가 상승)이었다. 수요와 공급구조변화의 크기는 각각 0.0670과 0.0239으로서 수요구조변화가 상대적으로 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이는 총수요식에서 국내수요이외에 해외수요가 증가함으로써 나타난 구조변화라고 볼 수가 있다.

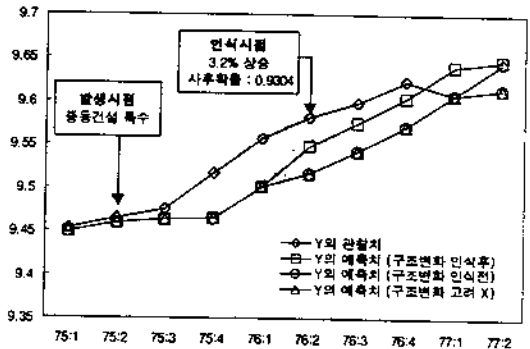
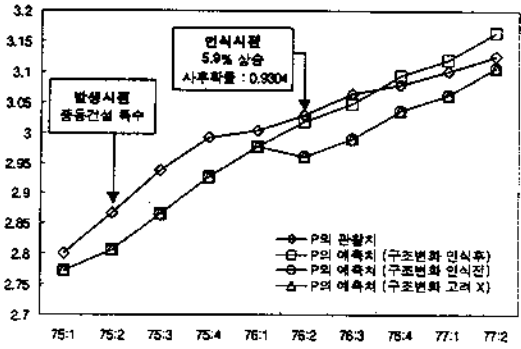


그림 1. 중동건설 특수때의 각 시계열의 변화추세

1980년 1사분기는 제 2차 유가파동과 대통령 피살관련 정권교체가 발생한 시점을 나타낸다. 그림 2는 80년 4사분기에 구조변화를 인식하고 보정해주기 전까지는 Y와 P 모두 예측치보다 관찰치가 하회하고 있다. 임계치 0.7에

서 Y의 변화크기는 -0.0607(5.8%의 GDP 하락)으로 추정되었고 P의 변화크기는 -0.0018(0.1%의 물가 하락)이었다. 수요와 공급구조변화의 크기는 각각 -0.0618, 0.0609로서 수요와 공급구조의 변화가 동일하게 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이는 유가파동과 정권교체의 혼란으로 인해 경기가 위축됨으로써 나타난 구조변화라고 볼 수가 있다. 이외에도 추정된 구조변화가 각 경제적 사건이나 경기변화에 잘 대응되고 있음을 알 수가 있다.

있음을 보였다. 각 식에서 기변수를 이용하여 수요와 공급에서의 구조변화를 나타내고 이를 추정함으로써 가설을 검증하였다. 이 모형을 한국거시경제에 적용함으로써 국내총생산과 물가에 미친 수요와 공급구조변화를 인식하고 임계치와 예측보정유무에 따라 결과를 정리하였다. 중동특수나 유가파동의 경제적 사건이 인식되었고 그러한 사건에 미친 수요와 공급변화의 상대적인 영향을 파악하였다. 이러한 분석은 최근의 외환위기뿐만 아니라 장래의 구조변화가 발생했을 때 신속하게 구조변화를 추정하고 해석할 수 있게 함으로써 적절한 대응책을 수립하는데 유용한 정보를 제공할 것으로 기대한다.

참고문헌

- [1] Blanchard, O. J. (1989), A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations, *American Economic Review* 79, p1146 - 1164.
- [2] Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance, *American Economic Review* 79, p655 - 673.
- [3] Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, p427-431.
- [4] Engle, R. F. and Granger, C. W. J.(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, p251-276.
- [5] Engle, R. F., Hendry, D. F. and Richard, J. F., Exogeneity, *Econometrica* 35, p277-304.
- [6] Engle, R. F. and Yoo, B. S.(1987), "Forecasting and Testing in Co-Integrated System," *Journal of Econometrics* 35, p143-159.
- [7] Granger, C. W. J.(1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica* 37, p424-438.
- [8] Jo, H. H.(1997), 「한국경기변동의 원인과 파급경로」, 서울: 세경사.
- [9] Johansen, S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector

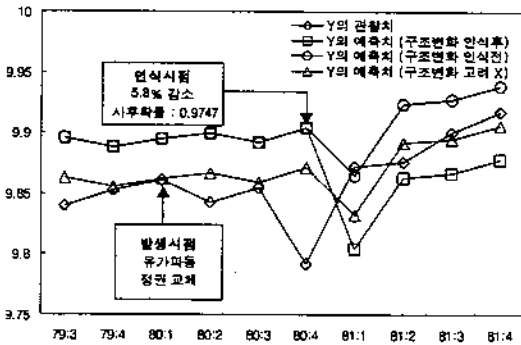
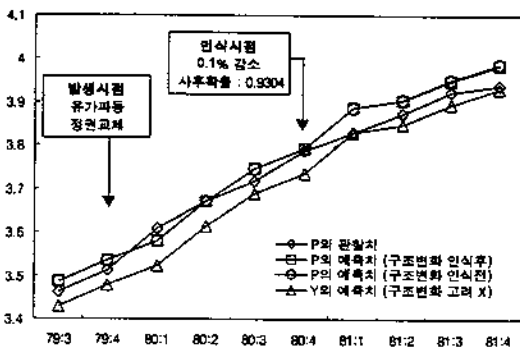


그림 2. 유가 파동때의 각 시계열의 변화추세

5. 결론

본 논문에서는 연립 동적선형모형을 이용하여 총수요와 총공급의 구조변화를 베이지안적으로 인식하였다. 단위근과 공적분의 정보를 이용하여 수요와 공급방정식의 구조를 모형화함으로써 전통적인 경제이론대로 수요충격과 공급충격이 각 시계열의 균형에 다른 효과를 미치고

- Autoregressive Models," *Econometrica* 59, p 1551-1580.
- [10] Jun, D. B. and Lee(1991), "On Identification of a Transient or Level Change in Exponential Smoothing," MA Thesis, KAIST.
- [11] Jun, D. B. and Lim(1991), "A Bayesian Approach to Detect Structural Changes in a Simple State Space Model," MA Thesis, KAIST.
- [12] Jun, D. B. and Oliver R. M (1985), "Bayesian Forecasts Following a Major Level Change in Exponential Smoothing," *Journal of Forecasting* 4, p 293-302.
- [13] Jun, D. B. (1989), "On Detecting and Estimating a Major Level or Slope Change in General Exponential Smoothing," *Journal of Forecasting* 8, p 55-64.
- [14] Jun, D. B. (1991), "Structural Changes in Dynamic Linear Model," *Journal of the Korean OR/MS Society* 16, p 113-119.
- [15] Jun, D. B. and Joo, Y. J. (1993), "Predicting Turning Points in Business Cycles by Detection of Slope Changes in the Leading Composite Index," *Journal of Forecasting* 12, p 197-213
- [16] Park, J. Y. (1992), "Canonical Cointegrating Regression," *Econometrica* 60, p 119-143.
- [17] Park, J. Y. (1997), 「구조적 오차수정모형을 이용한 경제예측」, 서울:한국개발연구원.
- [18] Phillips, P. C. B. and Ouliaris, S.(1990), Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, *Econometrica* 58, p165-193.
- [19] Stock, J. H. and Watson. M. W. (1988), "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association* 83, p1097-1107.
-

Appendix A

\tilde{Z} 의 사후적 평균과 분산은 다음과 같이 구한다.

$$\begin{aligned} & \Pr(\tilde{Z} | z_t, z_{t-1}, \dots; H_1) \\ & \propto \Pr(Z_t, Z_{t-1}, \dots | \tilde{Z}; H_1) \Pr(\tilde{Z}; H_1) \\ & \propto \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{j=N}^t (Z_j - f_j - \Gamma_j H \tilde{Z})^T V^{-1} (Z_j - f_j - \Gamma_j H \tilde{Z})\right\} \times \exp\{(\tilde{Z} - \delta_0)^T \tilde{S}^{-1} (\tilde{Z} - \delta_0)\}. \end{aligned} \tag{A.1}$$

식(A.1)을 \tilde{Z} 에 대해 정리하면 (A.2)와 같다.

$$\begin{aligned} & = \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\tilde{Z} - \left(\tilde{S}_0^{-1} + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} \Gamma_j H \right)^{-1} \left(\tilde{S}_0^{-1} \delta_0 + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} R_j \right) \right]^T \right. \\ & \quad \left. \times \left[\tilde{Z} - \left(\tilde{S}_0^{-1} + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} \Gamma_j H \right)^{-1} \left(\tilde{S}_0^{-1} \delta_0 + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} R_j \right) \right]^T \right\}. \end{aligned} \tag{A.2}$$

where $R_j = Z_j - f_j$.

따라서, \tilde{Z} 의 사후적평균과 분산은 (A.3), (A.4)와 같다.

$$\tilde{\delta}_t = \tilde{S}_t^{-1} \left(\tilde{S}_0^{-1} \delta_0 + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} R_j \right) \tag{A.3}$$

$$\tilde{S}_t = \left(\tilde{S}_0^{-1} + \sum_{j=N}^t H^T \Gamma_j^T V_j^{-1} \Gamma_j H \right)^{-1}. \tag{A.4}$$

Appendix B

$$\Pr(H_j | z_t, z_{t-1}, \dots) = \frac{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_j) \Pr(H_j)}{\sum_{i=0}^1 \Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_i) \Pr(H_i)} \tag{B.1}$$

$$Q_0 = \frac{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_0)}{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_0)} = 1 \tag{B.2}$$

$$Q_1 = \frac{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_1)}{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_0)} \tag{B.3}$$

$$\begin{aligned} & = \int_{\mathbb{R}^F} \frac{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | \tilde{Z}; H_1) \Pr(\tilde{Z} | H_1)}{\Pr(z_t, z_{t-1}, \dots | H_0)} d\tilde{Z} \\ & = \sqrt{\frac{|\tilde{S}_t^{-1}|}{|\tilde{S}_0^{-1}|}} \exp\left\{-\frac{1}{2} (\delta_t^T \tilde{S}_t^{-1} \delta_t - \delta_0^T \tilde{S}_0^{-1} \delta_0)\right\} \end{aligned}$$