

## 실업률 변동구조의 분석과 전환점 진단\*

김태호<sup>1)</sup> 황성혜<sup>2)</sup> 이영훈<sup>3)</sup>

### 요약

회귀모형의 기본가정은 추정된 계수들이 표본 내의 모든 관측값에 대해 일정하다는 것이다. 그러나 자료의 구조적 변화로 인해 모형의 추정계수 중 최소한 일부는 상이한 부분집합으로 전체 표본을 분할해야 하는 경우가 현실적으로는 흔히 존재한다. 본 연구에서는 두 회귀모형 계수들간의 동일성을 검정하는 방법을 확대·일반화하여 자료의 분할시점을 탐색하는 검정절차와 결합시킨 후 이를 최근 가장 큰 사회적 문제가 되고 있는 실업률의 구조변화 발생 여부와 시점을 판별하는 실증분석에 적용시켜 보았다.

주요용어: 자료분할, 반복잔차, CUSUMQ 통계량, 벡터자기회귀

### 1. 서론

금년 8월 통계청의 고용동향 자료에 따르면 7월말 현재 취업자수는 2,275만명으로 작년 12월 말보다 65만 4,000명 증가했다. 통계청 조사에 따르면 7월 실업자수는 81만 4,000명으로 전달에 비해 5만 1,000명이 늘어났으며, 일자리는 한 달 사이에 7만 2,000개가 감소했다. 7월 중 실업률은 3.5%를 기록했으며, 전달에 비해 0.3%포인트 증가, 장기적 상승세를 보이는 것으로 나타났다. 내년의 경기는 올해보다 더 빠르게 하강할 것이라는 것이 각 연구기관들의 공통된 분석이어서 내년의 고용상황은 더욱 악화될 것으로 예상된다. 취업자수는 1999년 35만명, 2000년 87만명, 2001년 41만명, 2002년에는 60만명이 늘었으나 2003년 들어 4만명이 줄었다. 이는 외환위기 직후인 1998년을 제외하고는 처음이다. 또한 신용불량자도 370만명으로 급증했으며, 500만명에 달하는 빈곤층과 더불어 사회적 분열과 갈등이 근본적으로 우리경제가 일자리를 만들지 못하는데 그 원인이 있다. 즉 실업문제의 해결이 정책의 최우선 순위에 올라야 할 이유가 여기에 있는 것이다.

생산성 향상과 기업의 구조조정에 따라 단위 사업장의 일자리는 감소하는 추세에 있으나 경기 침체가 이를 더욱 가속화시키고 있다. 경총은 경제성장률이 1% 하락할 때마다 일자리는 7만개가 감소한다고 밝힌 바 있다. 취업난은 신용불량자 양산과 범죄율 증가 등의 사회불안을 낳게 된다. 10년 전부터 실업자 급증으로 인해 일본은 실업 → 구직 포기 →

\* 이 논문은 2004년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음

1) (361-763) 충북 청주시 개신동 12번지, 충북대학교 정보통계학과, 교수

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

2) (361-763) 충북 청주시 개신동 12번지, 충북대학교 정보통계학과, 대학원생

E-mail: statist020@hotmail.com

3) (361-763) 충북 청주시 개신동 12번지, 충북대학교 경제학과, 교수

E-mail: yhlee@chungbuk.ac.kr

사회 낙오 → 신용불량 → 범죄율과 자살증가의 악순환을 반복하고 있으며, 이는 우리에게 제도 그대로 적용될 수 있는 심각한 사회문제이다. 특히 청년층의 실업은 향후 20 - 30년의 국가경쟁력을 좌우하기 때문에 대책이 시급한 실정이다.

실업문제를 다룬 해외 통계학 분야의 연구들을 보면 Lancaster and Nickell(1980)은 실업자의 재취업 확률을 분석했으며, Addison and Portugal(1987, 1992)은 실업기간의 분포형태에 관해 추정하고, 이어 EGGD(extended generalized gamma distribution)을 이용하여 경제활동인구의 신분과 성에 따른 실업의 결정요인을 추정하였다. Dynarsky and Sheffrin(1990)은 실업의 지속성과 순환성 사이의 관계를 분석했고, Holzer(1991)는 지역 노동시장 내 또 시장 사이의 수요변화가 실업과 취업에 미치는 효과를 분석했으며, Parsons(1991)는 취업자의 구직 확률은 현 임금이 다른 직장의 임금분포에 비해 상대적으로 감소할수록 증가한다는 것을 발견했다. Swaim and Podgursky(1992)는 Addison and Portugal의 추정결과가 분포의 가정에 민감하다는 것을 보였으며, Beeson and Montgomery(1993)는 대학의 질과 지역 노동조건간의 관계를 분석했다. 그리고 Light and McGarry(1998)는 직장이동 패턴이 임금과 고용기간에 미치는 영향을 추정했으며, Papell, Murray and Ghilblawi(2000)는 16개 OECD국가들의 실업률에 구조변화를 적용시킬 때 실업의 지속성에 대해 분석했다. 반면 국내 통계학 분야에서는 실업문제에 대한 연구를 거의 발견할 수 없으며, 경영·경제 분야에서 일부 다루고 있지만 국내외 연구들 중 실업과 이에 영향을 미치는 변수들간의 관계를 국가적 차원에서 거시적으로 검토한 연구는 없다. 이는 실업률과 관련 변수들간의 장기적 관계에 대한 추정이 잘 되지 않는데 근본 원인이 있으나 실업률 변동의 구조를 거시적 관점에서 구체적으로 파악하기 위해서는 이들간의 관계에 대한 규명이 반드시 필요하며 본 연구의 목적도 여기에 있다.

## 2. 실업률 변동의 장기적 구조

통계청의 고용통계와 한국은행의 경제통계 자료를 이용하여 1983년 1월부터 2003년 12월까지 21년간의 월간 실업률의 변동과 이에 영향을 미치는 경제지표들간의 장기적 관계를 구체적으로 파악하고, 실업률의 구조적 변동관계를 분석해 보고자 한다. 정부는 관심의 대상이 되는 변수의 동향을 분석할 때 해당 기간의 자료값보다는 전 기간 대비 변동을 새로운 기준으로 삼겠다고 밝힌 바 있어 본 연구에서도 일반적으로 사용하는 실업률 대신 실업률의 월변동을 분석 대상으로 한다. 표본기간 동안 실업률 변동의 추세는 그림 2.1과 같다.

먼저 전체 표본기간에 대해 실업률의 변동에 영향을 미치는 것으로 고려될 수 있는 변수들을 대상으로 추정을 반복한 결과 경기전망, 물가, 대외교역조건, 제조업 가동률, 금리로 구성된 변수들의 조합이 실업률의 월별 변동을 설명하는 최적모형을 주는 것으로 나타났다. 추정결과는 표2.1과 같으며 실업률, 가동률지수는 계절조정 자료를 사용하였다. 추정결과 미래의 경기전망과 금리의 추정계수가 1%, 제조업 가동률이 5% 유의수준에서 실업률의 월간 변동상황을 통계적으로 유의하게 설명하는 것으로 나타났다. 경기전망이 낙관적일수록, 또 가동률이 높을수록 실업률의 변화는 하락세로, 반면 금리가 상승할수록 실업

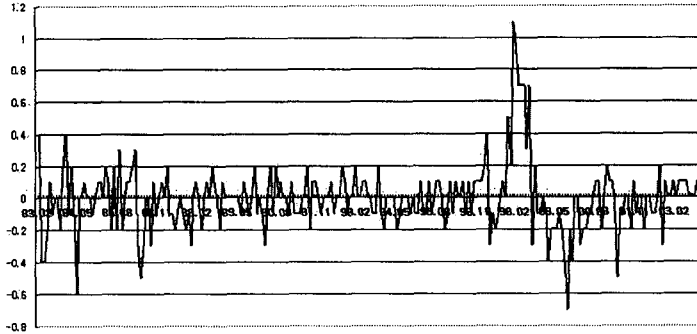


그림 2.1: 실업률 변동의 추이 (1983년 1월 ~ 2003년 12월)

률은 상승세로 돌아서는 현실이 잘 반영되고 있다.

표 2.1: 전체 표본기간에 대한 추정 결과

$$\Delta UR_t = \alpha + \beta_0 LI_t + \beta_1 FIRM_t + \beta_2 OPR_t + \beta_3 (EX/IM)_t + \beta_4 CPI_t$$

변수	회귀계수	표준오차	t-통계량	p-value
$\alpha$	0.3771	0.3131	1.2047	0.2295
$\beta_0$	-0.0166	0.0031	-5.4343	0.0000
$\beta_1$	0.0219	0.0040	5.4463	0.0000
$\beta_2$	-0.0068	0.0028	-2.4495	0.0150
$\beta_3$	0.0209	0.0802	0.2615	0.7939
$\beta_4$	0.0011	0.0008	1.4916	0.1371

$R^2 = 0.317$        $DW = 1.736$

$\Delta UR$ : 실업률의 월간 변화      OPR: 가동률지수(2000=100)  
 LI: 경기선행지수(전년동월비, %)      EX/IM: 대외교역조건(수출액/수입액)  
 FIRM: 3년만기 회사채 수익률      CPI: 소비자물가지수(2000=100)

그림 2.1을 보면 IMF 외환위기 발생 직후 실업률의 월간 변동 추이가 급격하게 변화했음을 알 수 있다. 이러한 현실을 반영하기 위해 변화가 심한 1997년 11월부터 1998년 9월까지의 기간을 1, 그외의 기간을 0으로 놓는 가변수를 추가하여 다시 모형을 추정한 결과는 표 2.2와 같다. 재추정 결과 모형의 적합도는 향상되나 실업률의 변동과 같은 방향으로 이동하던 대외교역조건과 물가지수는 이번에는 반대 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. 또한 통계적으로 유의한 변수이던 금리와 가동률지수는 유의하지 않게, 또 대외교역조건은 그 반대로 나타난다. 따라서 모형을 더욱 심층적으로 분석할 필요성이 제기된다.

표 2.2: 더미변수를 고려한 회귀방정식 추정 결과

$$\Delta UR_t = \alpha + \beta_0 LI_t + \beta_1 FIRM_t + \beta_2 OPR_t + \beta_3 (EX/IM)_t + \beta_4 CPI_t + \beta_5 DUM$$

변수	회귀계수	표준오차	t-통계량	p-value
$\alpha$	0.2696	0.3012	0.8951	0.3716
$\beta_0$	-0.0124	0.0031	-4.0595	0.0001
$\beta_1$	0.0064	0.0051	1.2603	0.2088
$\beta_2$	-0.0007	0.0029	-0.2370	0.8128
$\beta_3$	-0.1852	0.0885	-2.0916	0.0375
$\beta_4$	-0.0006	0.0008	-0.7233	0.4702
$\beta_5$	0.4375	0.0928	4.7136	0.0000
$R^2 = 0.374$		$DW = 1.839$		

DUM : 1983년1월~1997년10월 , 1998년10월~2003년12월=0  
 1997년11월~1998년9월=1

### 3. 실업률 변동의 구조변화

회귀모형의 기본가정은 모수벡터  $\beta$ 가 표본 내의 모든 관측값에 대해 변함이 없이 동일하다는 것이다. 만약 모수값이 모든 관측값에 대해 일정하지 않다면 모형은 변화하게 되고 최소제곱추정량은 불편·일치·효율적 추정값을 얻지 못하게 된다. 그러나 모형의 일부 또는 전체 모수가 둘 이상의 다른 부분집합으로 전체 표본을 나누어야 할 경우가 현실적으로는 흔히 존재한다. 설명변수들이 계절에 따라 다른 효과를 주는 계절성 모형, 지역에 따라 또는 특정 기간 동안 다른 반응계수를 수용할 수 있는 모형, 그리고 성별·인종·교육수준·결혼여부와 같은 질적인 요인에 따라 개인의 행위가 달리 나타나도록 설정된 모형 등이 이에 속한다.

시계열자료를 이용하여 추정되는 회귀모형은 시간이 흐름에 관계없이 각 계수가 일정하다고 가정한다. 만일 특정 구간에서 계수값이 변화한다면 모형은 설정오류 또는 구조적 변화를 포함하게 되어 모형이 안정성을 유지하지 못하게 된다. Chow(1960)는 일정 기간 동안 변수들간의 관계에 구조적 변화가 발생했는가를 분석하기 위해 선형회귀모형에서 전체 모수들의 안정성을 검정하는 통계량과 분포를 유도하였으며, 이후 Farley and Hinich(1970), Farley, Hinich and McGuire(1975), Harvey(1976)등에 의해 발전되었다. Rea(1978)는 관측값의 수가 충분치 않을 때는 Chow의 검정법에 한계가 있다는 사실을 발견했으며, Dufour(1982)는 여러 회귀모형의 계수벡터의 동일성을 검정하는 것으로 Chow 검정법을 일반화시켰다. 한편 Hansen(1992)은 회귀변수에 대한 가정을 완화하여 불안정적인 회귀계수에도 적용할 수 있는 통계량을 제시하고 그 분포를 유도하였으며, Andrews(1993)는 여러 통계량에 공통적인 분포를 유도하여 자유도와 구조변화 시점의 양극단에 대한 제한 및 유의수준에 따른 임계치를 구하였다. 국내 문헌으로는 박형근·정익준(2000), 전덕빈·박대

근(2001), 또 조용대·이필상(2001)이 있다.

Chow검정법은 전체 자료를 가지고 추정한 회귀계수와 부분집합 자료에 대한 회귀계수가 같다는 가설을 통계적으로 검정하는 것이다. 그러나 어느 기준으로 부분집합을 구분하는가에 따라 검정결과가 크게 다를 수 있고, 자료 분할방법의 임의성이 존재한다는 단점이 있으므로 구조변화의 시점을 사전에 정확히 알 수 있는 경우 유용한 통계적 검정방법이다. 모형의 구조변화를 분석한 대부분의 연구들은 구조변화의 시점을 알고 있는 경우를 가정하고 있으나 현실적으로 구조변화의 시점이 정확히 알려지는 경우는 드물다. 구조변화의 시점이 알려지지 않은 경우에 대한 연구로는 Brown, Durbin and Evans(1975), Harvey(1976a), Hawkins(1977), James, James and Siegmund(1987), Gombay(1990), Buckley(1991), 그리고 Cantrell, Burrows and Vuong(1991), Bai(1994) 등이 있다. 본 연구에서는 정태적 모형의 구조 내에서 두 회귀모형 계수들의 동일성을 검정하는 기존의 방법을 확대·일반화시키고, 회귀계수의 급격한 변화로 인한 전환점을 탐색하는 절차를 접목하여 이를 실증분석에 적용, 구조변화 발생 여부와 시점을 판별해 보기로 한다. 그리고 이를 기준으로 전체 표본기간을 분할하여 구조변화 전과 후 변수들간의 관계를 분석하고, 추가로 동태적 모형체계 내에서의 변수들간의 관계와 비교·검토해 보고자 한다.

구조변화의 발생 시점을 기준으로 표본기간을 두 구간으로 나눌 때 관측값의 수가 각각  $n_1$ 개와  $n_2$ 개라면 구조변화 모형은 다음과 같은 회귀방정식으로 나타낼 수 있다.

$$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + e \quad Y = \alpha_2 + \beta_2 X + e \quad (3.1)$$

절편과 기울기가 두 기간 사이에 다를 수 있으므로 모형(3.1)은 절편 또는 기울기가 같아야 한다는 제약이 없는 비제약형이다. 모형(3.1)을 행렬 형태로 놓아 축약시키면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} y &= \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & O \\ O & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} i_1 & x_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & i_2 & x_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} = X\beta + e \end{aligned} \quad (3.2)$$

여기서 행렬  $X$ 는 블록대각적이며,  $X_1$ 과  $X_2$ 는 각각 첫 열이 단위열이고 다음이 관측값의 열로 구성된  $n_1 \times 2$ ,  $n_2 \times 2$ 인 행렬이다. 따라서  $X_1$ 은  $n_1 \times 1$  단위열벡터인  $i_1$ 과  $n_1 \times 1$  관측값의 열벡터로 분리시킬 수 있으며,  $X_2$  역시 같은 원리로 분리될 수 있다. 또  $n_1 \times 2$ 와  $n_2 \times 2$ 인 각 0행렬도 벡터로 분리시킬 수 있다. 식(3.2)에 OLS를 적용시키면 아래와 같이

식(3.1)의 각 표본기간별로 OLS를 적용시킨 것과 같은 결과가 나온다.

$$\begin{aligned}
 \mathbf{b} &= \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \\ \dots \\ a_2 \\ b_2 \end{bmatrix} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\
 &= \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1)^{-1} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & (\mathbf{X}'_2\mathbf{X}_2)^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{X}'_1\mathbf{y}_1 \\ \mathbf{X}'_2\mathbf{y}_2 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}'_1\mathbf{y}_1 \\ (\mathbf{X}'_2\mathbf{X}_2)^{-1}\mathbf{X}'_2\mathbf{y}_2 \end{bmatrix} \quad (3.3)
 \end{aligned}$$

(3.3)에서  $(n_1 + n_2)$  잔차들의 벡터를 구할 수 있고, 비제약잔차제곱합  $e'e$ 가 구해진다. 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0 : \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

따라서 제약모형은 아래와 같이 설정된다.

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \mathbf{e}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{i}_1 & \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{i}_2 & \mathbf{x}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \mathbf{e}_2 \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

제약잔차제곱합  $e^*e^*$ 는 (3.4)의 가정하에서  $(n_1 + n_2)$ 개의 종속변수와 설명변수간의 모형을 추정하여 얻어지고, 아래의 검정통계량에 의해 구조변화의 발생여부를 검정할 수 있으며, 이때  $k = 2$ 이다.

$$\frac{(e^*e^* - e'e) / k}{e'e / (n_1 + n_2 - 2k)} = F_\alpha(k, n_1 + n_2 - 2k) \quad (3.6)$$

위의 두 변수, 두 기간의 경우에 대한 검정은  $k$ 개의 변수에 대해, 또 둘 이상의 기간을 비교하기 위한 검정으로 일반화시킬 수 있다. 비제약모형이 아래와 같다 하자.

$$\mathbf{y}_1 = \mathbf{X}_1 \beta_1 + \epsilon_1 \quad \mathbf{y}_2 = \mathbf{X}_2 \beta_2 + \epsilon_2$$

이는 다시 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{bmatrix} = \mathbf{X}\beta + \epsilon \quad (3.7)$$

여기서  $\mathbf{y}_1$ 과  $\mathbf{y}_2$ 는 각각 차수  $n_1 \times 1$ 과  $n_2 \times 1$ 인 종속변수벡터이고,  $\mathbf{X}_1$ 과  $\mathbf{X}_2$ 는 각각 차수  $n_1 \times k$ 와  $n_2 \times k$  설명변수행렬,  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 각각  $k$  계수벡터, 또  $\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 는 각각  $n_1 \times 1$ 과

$n_2 \times 1$ 인 오차항의 벡터이다. 식(3.7)에 OLS를 적용시키면 역시 분할된 각 표본에 따로 OLS를 적용시키는 결과가 된다.

$$b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (X_1'X_1)^{-1}X_1'y_1 \\ (X_2'X_2)^{-1}X_2'y_2 \end{bmatrix}$$

$X_1$ 과  $X_2$ 를 첫 열인 단위열 그리고 설명변수들의 관측값으로 구성된 나머지  $k-1$ 열인  $\widetilde{X}_1$ 와  $\widetilde{X}_2$ 로 각각  $X_1 = [i_1, \widetilde{X}_1]$ ,  $X_2 = [i_2, \widetilde{X}_2]$ 와 같이 분할하면 두 기간에 대한 회귀모형이 같은 경우, 또 다른 경우 모형은 각각 (3.8)과 (3.9)와 같다.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & \widetilde{X}_1 \\ i_2 & \widetilde{X}_2 \end{bmatrix} \beta + \epsilon \tag{3.8}$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & 0 & \widetilde{X}_1 & 0 \\ 0 & i_2 & 0 & \widetilde{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \widetilde{\beta}_1 \\ \widetilde{\beta}_2 \end{bmatrix} + \epsilon \tag{3.9}$$

여기서  $k \times 1$ 벡터  $\beta$ 는 다음과 같이 분할된다.

$$\beta = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \widetilde{\beta} \end{bmatrix}$$

모형(3.8)과 (3.9)에 OLS를 적용시키면 각각 잔차제곱합  $RSS_A$ 와  $RSS_B$ 를 구할 수 있으며, 구조변화가 발생했다는 귀무가설은  $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ 가 되어 검정통계량은 아래와 같게 된다. 분자의 자유도는 잔차제곱합들의 자유도의 차이이다.

$$F = \frac{(RSS_A - RSS_B) / k}{RSS_B / (n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_\alpha(k, n_1 + n_2 - 2k) \tag{3.10}$$

모형의 구조변화 검정과정은 Chow타입의 검정법에 비해 가변수(dummy variable)를 사용하면 축약될 수 있다(Gujarati, 1970a,b). Chow검정과 가변수검정의 적용 결과는 전반적으로 같지만 전자는 구조변화 전후의 모형 사이에 절편, 기울기 또는 어떤 계수가 다른지 명확히 판명해 주지는 않는다. 즉 기울기나 절편만이 다르거나 또는 둘 다 달라도 유의한 Chow 검정결과를 얻는다. 가변수 접근법은 두 기간의 회귀모형이 다른지 또 차이의 근원이 어디에 있는지 식별이 가능하다는 점에서 명백한 장점을 지닌다 할 수 있다. 그러나 대부분의 실증분석에서는 회귀모형의 기울기나 절편의 변화보다는 구조변화의 발생 여부 자

체가 관심사이다. 문제는 위의 두 접근방법은 구조변화의 시점이 알려진 경우에만 사용이 가능하다는 점이며, 이 시점을 전후로 회귀모형에 차이가 존재하는가를 통계적으로 검정하게 된다. 따라서 추정계수들이 변화할 것이라고 예측되는 특정 시점에 대한 뚜렷한 증거가 없거나 정보가 부족할 때에는 시계열의 특성을 이용하여 구조변화의 기준 시점을 우선적으로 식별해야 한다는 것이며, 이는 회귀계수의 불변성에 대한 검정과 직결된다.

회귀계수가 불변이라는 귀무가설은 설정되는 대립가설에 따라 우도비검정과 LM검정 외에도 Garbade(1977), LaMotte and McWhorter(1978), Gourieroux, Holly and Montfort(1982) 등에 의해 다양한 검정방법이 제안되었다. Brown, Durbin and Evans는 위의 검정법들과는 달리 대립가설로서 시간가변적 계수들을 가진 회귀모형을 명확히 설정할 필요가 없는 검정방법을 제시하였다. 이는 구조변화가 발생하고 그 시점이 알려지지 않은 경우 회귀방정식의 반복잔차(recursive residuals)를 이용하여 회귀계수의 체계적 움직임을 감지함으로써 구조변화를 발생시키는 전환점을 탐색할 수 있는 검정법이다. 즉 관측값을 추가 하면서 회귀계수의 추정을 지속적으로 시행하여 얻어지는 반복잔차들의 변화추이를 이용하는 CUSUM(Cumulative Sum)검정과 CUSUMQ(Cumulative Sum of Squares)검정을 통해 구조변화에 대한 유의도를 측정하는 방법이다. 이 검정법은 후에 Krämer, Ploberger, and Alt(1988)에 의해 시차종속변수가 포함된 선형회귀모형에, 또 Ploberger and Krämer(1992)에 의해 반복잔차만이 아닌 OLS잔차에도 적용될 수 있는 것으로 밝혀졌다.

먼저 전체 표본기간에 대한 회귀방정식을 추정한 후 CUSUM 또는 CUSUMQ검정을 통해 아래와 같이 모든 기간에 있어서 추정계수의 벡터가 동일하다는 추정계수들의 구조적 안정성을 검정한다.

$$y_t = \mathbf{X}_t \beta_t + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta$$

위의 두 가지 검정법은 한 기간 앞의 예측오차  $y_t - \mathbf{x}_t \mathbf{b}_{t-1}$ 에 근거하며, 여기서  $\mathbf{b}_{t-1}$ 은 기간  $t-1$ 까지의 자료를 사용한 회귀계수벡터의 OLS 추정값이다. 이 오차들은 표준화되어 다음과 같은 반복잔차를 형성한다.

$$w_t = \frac{y_t - \mathbf{x}_t \mathbf{b}_{t-1}}{[1 + \mathbf{x}_t (\mathbf{X}'_{t-1} \mathbf{X}_{t-1})^{-1} \mathbf{x}'_t]^{1/2}} \quad t = r+1, \dots, T \quad (3.11)$$

여기서

$$\bar{w} = \frac{\sum_{t=r+1}^T w_t}{T-r}, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=r+1}^T (w_t - \bar{w})^2}{T-r-1}$$

라 할 때 CUSUM 검정통계량은 다음과 같다.

$$W_t = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{j=r+1}^t w_j \quad t = r+1, \dots, T \quad (3.12)$$

추정계수의 벡터가 전 표본기간에 대해 동일하다는 귀무가설하에서  $W_t$ 는 평균 0과 분산  $t-r$ 인 점근적 정규분포를 갖는다. CUSUM의 검정절차는  $W_t$ 의 경로에 대한 확률적 범위



를 결정한 후  $W_t$ 가 그 범위를 벗어날 경우 귀무가설을 기각한다. 즉  $r+1$ 과  $T$ 사이의 어떤  $t$ 에 대해서도 아래와 같으면 귀무가설은 기각된다.

$$|W_t| > a(T-r)^{1/2} + 2a(t-r)(T-r)^{-1/2}$$

상수  $a$ 는 1%와 5%의 유의수준에 대해 각각 값 1.143과 0.948을 갖는다. (3.12)의 검정통계량은 예측오차가 과대와 과소를 반복하면서 불규칙하게 전개될 경우 상쇄효과가 발생하므로 오차를 제대로 포착하지 못한다는 단점이 있다. 따라서 예측오차의 방향에 관계없이 오차의 절대값을 그대로 반영하는 CUSUMQ 통계량이 의미를 갖게 된다. 회귀계수의 움직임이 체계적이지 아니고 돌발적인 경우 반복잔차제곱합에 근거한 CUSUMQ통계량은 다음과 같다.

$$S_t = \frac{\sum_{j=r+1}^t w_j^2}{\sum_{j=r+1}^T w_j^2} \quad t = r+1, \dots, T \quad (3.13)$$

귀무가설 하에서  $1 - S_t$ 는 아래와 같은 밀도함수를 가진 베타분포를 갖는다.

$$f(x) = \frac{(\alpha + \beta + 1)!}{\alpha! \beta!} x^\alpha (1-x)^\beta \quad 0 < x < 1$$

여기서

$$\alpha = -1 + \frac{T-r}{2} \quad \beta = -1 + \frac{t-r}{2}$$

이고, 이 분포의 평균은  $(t-r)/(T-r)$ 이며,  $S_t$ 의 신뢰구간이 이를 중심으로 세워진다.  $S_t$ 가 이 신뢰구간을 벗어나면 귀무가설은 기각되고, 기각되는 기간을 구조변화가 발생한 전환점으로 추론할 수 있게 된다.

그림 2.1을 보면 1997년말 이전의 변동패턴은 비슷하게 나타나나 외환위기 시점부터 이후는 그 양상이 다르게 나타난다는 것을 알 수 있다. 이는 IMF위기 발생 후 실업률의 월간 변동에 구조적 변화가 한 번 발생했을 가능성이 있음을 시사한다. 그러나 외환위기 발생에 따른 갑작스러운 불황의 여파로 인해 실제로 구조변화가 발생했는지, 또 발생했다면 정확한 변화 시점은 언제인지 통계적으로 검정해야 할 것이다. 회귀잔차를 이용한 그림 3.1의

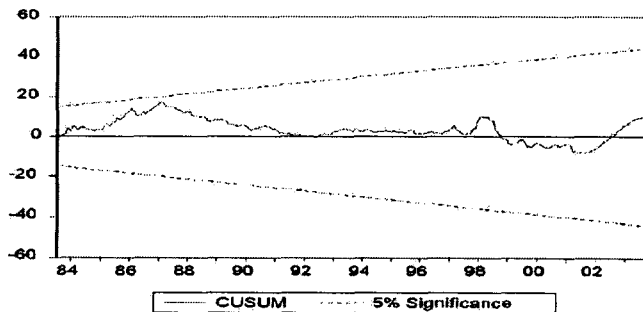


그림 3.1: CUSUM 검정

CUSUM 검정결과를 보면 1987년까지는 CUSUM 통계량의 추이가 평균선을 벗어나 장기적인 상승세를 보이지만 이후는 감소세가 지속되다 1992년 부터는 평균값인 0에 근접해 5% 유의수준을 벗어나지 못하고 있다. CUSUM 통계량은 구조변화로 인해 과소예측이 계속되면 양의 잔차값이 누적되어 상단 임계선에 접근하게 되고, 과대예측이 계속되면 음의 잔차값이 누적되어 하단 임계선 쪽으로 접근한다. 그러나 과대 및 과소예측이 불규칙하게 반복되는 경우는 잔차값이 서로 상쇄되어 통계량에 반영되지 못하는 단점이 있다.

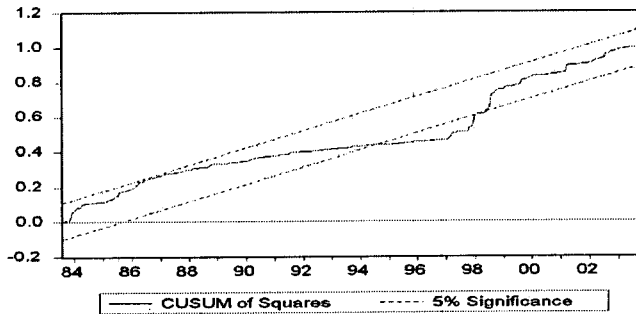


그림 3.2: CUSUMQ 검정

따라서 예측오차의 방향에 관계없이 오차의 절대크기를 그대로 반영하여 CUSUM 검정을 보완해 주는 CUSUMQ 검정을 실시한다. 그림3.2에서 실선은 CUSUMQ 통계량의 경로를, 또 점선은 5% 유의수준에 따른 신뢰구간을 나타낸다. 검정 결과 통계량의 경로가 이 구간을 한 번 벗어나고 있어 추정계수의 안정성에 대한 귀무가설을 기각하게 된다. 따라서 표본기간 내에 회귀계수의 급격한 변화에 의해 구조변화가 한 번 발생했음을 알 수 있다. 구조변화가 확인됨에 따라 전환점을 식별하기 위해 CUSUMQ 검정에서 사용된 회귀방정식의 반복잔차를 구해보면 그림3.3과 같다. 그림3.3에 의하면 반복잔차가 95% 신뢰구간을 급격히 벗어나는 시점은 외환위기 발생 이후인 1998년 8월로 판별되었고, 이 시점에서 실업률의 변동을 설명하는 회귀방정식의 계수가 급격하게 변화했음을 추론할 수 있다. Zeileis,

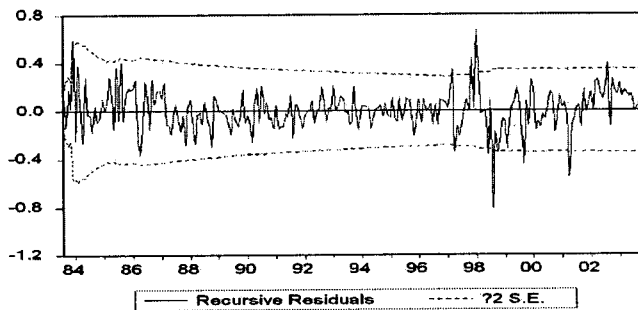


그림 3.3: 반복잔차

Kleiber, Krämer, and Hornik(2003)은 선형회귀모형 계수의 유의한 변화는 자료의 구조변화를 초래한 인지할 수 있는 역사적, 정치적, 경제적 사건과 일치함을 보였다.

검정결과에 따라 1998년 8월의 구조변화 발생 시점을 기준으로 전체 표본기간을 나누어 각 기간별로 회귀방정식을 다시 추정한 후 구조변화 검정을 실시하였다. 검정 결과 F통계량의 값이 9.8153으로 1% 유의수준에서 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 전체 표본기간을 1998년 8월을 기점으로 분할하는 것이 타당하다는 근거를 제시해 준다. 표3.1에서 보듯이 기간을 분할하여 추정하면  $R^2$ 값이 각각 40, 50% 이상씩 증가함과 동시에 통계적으로 유의한 변수들의 수도 증가하여 표2.1의 추정결과보다 설명력이 크게 향상된다는 것을 알 수 있다. 따라서 구조변화 이전과는 다른 실업률 변동의 구조적 성향이 정확히 파악된다.

표 3.1: 구조변화 전·후의 기간별 추정 결과

$$\Delta UR_t = \alpha + \beta_0 LI_t + \beta_1 FIRM_t + \beta_2 OPR_t + \beta_3 (EX/IM)_t + \beta_4 CPI_t$$

구조변화 시점 : 1998년 8월  
F-statistic : 9.8153 ( p-value : 0.0000 )

변수	회귀계수	표준오차	t-통계량	p-value
표본기간 1983년 1월 ~ 1998년 7월				
$\alpha$	0.9916	0.3271	3.0311	0.0028
$\beta_0$	-0.0160	0.0057	-2.7907	0.0058
$\beta_1$	0.0182	0.0053	3.4211	0.0008
$\beta_2$	-0.0144	0.0032	-4.4745	0.0000
$\beta_3$	0.1331	0.0868	1.5332	0.1270
$\beta_4$	0.0024	0.0012	1.9583	0.0517
$R^2 = 0.446$		$DW = 1.918$		
표본기간 1998년 8월 ~ 2003년 12월				
$\alpha$	1.5678	1.2108	1.2949	0.2009
$\beta_0$	-0.0111	0.0036	-3.1227	0.0029
$\beta_1$	0.1034	0.0301	3.4342	0.0011
$\beta_2$	-0.0237	0.0073	-3.2663	0.0019
$\beta_3$	-0.4981	0.2733	-1.8225	0.0739
$\beta_4$	-0.0252	0.0109	-2.3129	0.0246
$R^2 = 0.477$		$DW = 2.221$		

구조변화 이전 기간인 1983년 1월부터 1998년 7월까지의 추정결과를 보면 경기전망, 금리, 또 가동률이 유의수준 1%에서, 물가가 유의수준 5%에서 실업률의 월간 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구조변화 이후 기간인 1998년 8월부터 2003년 12월까지의 추정결과에서는 경기전망, 금리, 그리고 가동률이 유의수준 1%에서, 물가는 5%

표 3.2: VAR(1) 추정 결과

		종속변수					
		$\Delta UR_t$	$LI_t$	$FIRM_t$	$OPR_t$	$EX/IM_t$	$CPI_t$
표본기간 1983년 1월 ~ 1998년 7월							
설명 변수	$\Delta UR_{t-1}$	0.0905 (1.1916)	-0.5647 (-2.2783)	0.6483 (1.5199)	-0.2473 (-0.2324)	0.0643 (1.3404)	0.2732 (1.6335)
	$LI_{t-1}$	-0.0119 (-1.9839)	0.9822 (50.1763)	0.0597 (1.7723)	0.1976 (2.3501)	-0.0041 (-1.0783)	0.0238 (1.7981)
	$FIRM_{t-1}$	0.0227 (3.9895)	-0.0843 (-4.5476)	0.9224 (28.9038)	-0.1580 (-1.9844)	0.0002 (0.0449)	0.0401 (3.2070)
	$OPR_{t-1}$	-0.0072 (-2.0460)	-0.0157 (-1.3689)	0.0219 (1.1101)	0.7677 (15.6334)	-0.0018 (-0.8239)	0.0133 (1.7267)
	$EX/IM_{t-1}$	0.3035 (3.3860)	-0.1017 (-0.3478)	-0.5067 (-1.0065)	-2.8779 (-2.2911)	0.6617 (11.6809)	-0.2582 (-1.3081)
	$CPI_{t-1}$	0.0027 (2.0714)	-0.0059 (-1.4159)	0.0040 (0.5514)	0.0286 (1.5731)	-0.0008 (-0.9614)	1.0070 (352.223)
	상수항	0.0008 (0.0022)	3.2791 (2.9160)	-1.1911 (-0.6155)	25.1166 (5.2013)	0.5934 (2.7250)	-1.9673 (-2.5923)
표본기간 1998년 8월 ~ 2003년 12월							
설명 변수	$\Delta UR_{t-1}$	-0.0267 (-0.1965)	0.0037 (0.0045)	-0.2944 (-0.6828)	-0.6388 (-0.3414)	-0.0944 (-1.5277)	0.4889 (1.1658)
	$LI_{t-1}$	-0.0123 (-2.8452)	0.9874 (37.9402)	0.0139 (1.0231)	0.1361 (2.2935)	-0.0000 (-0.0489)	-0.0059 (-0.4494)
	$FIRM_{t-1}$	0.0105 (0.4492)	-0.6711 (-4.7419)	0.7377 (9.9185)	0.4037 (1.2508)	0.0152 (1.4302)	0.0338 (0.4676)
	$OPR_{t-1}$	0.0062 (0.9116)	-0.1804 (-4.4195)	0.0110 (0.5132)	0.5663 (6.0834)	-0.0069 (-2.2591)	0.0187 (0.8941)
	$EX/IM_{t-1}$	0.1134 (0.5146)	5.1166 (3.8462)	-0.9416 (-1.3467)	-3.1158 (-1.0269)	0.5339 (5.3305)	-0.6996 (-1.0287)
	$CPI_{t-1}$	0.0139 (1.5009)	-0.1572 (-2.8110)	-0.0804 (-2.7348)	0.2302 (1.8041)	0.0045 (1.0707)	0.9939 (34.7557)
	상수항	-2.2671 (-1.9077)	33.5263 (4.6711)	10.1243 (2.6839)	18.7206 (1.1436)	0.6083 (1.1257)	-0.3749 (-0.1022)

1) ( ) 안의 숫자는 t-통계값을 나타냄

2) 적정시차는 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)에 의해 1로 선정

유의수준에서, 그리고 대외교역조건 변수까지 10% 유의수준에서 실업률의 변화에 통계적으로 유의한 변수인 것으로 나타났다. 즉 실업률의 변화를 설명하기 위해 고려된 모든 변수들이 외환위기 이후 영향력이 강화되었음이 확인되고 있다. 따라서 구조적 변화가 발생했을 때 구조변화 발생 시점을 기준으로 기간을 분할하는 것이 통계적으로 더욱 향상되고, 변화 이후의 현실을 잘 반영할 수 있다는 점에서 더욱 신뢰성 높은 추정결과를 얻을 수 있게 된다. 교역조건과 물가의 경우 전체적으로 볼 때는 교역조건이 향상될수록, 물가가 상승할수록 실업률의 변동이 상승세로 향하는 우리나라의 전반적 현실이 나타나지만 외환위기 이후는 반대로 수출여건이 향상될수록, 또 물가가 상승해 기업이윤이 늘어날수록 실업률은 하락세로 향한다는 최근의 현실이 그대로 반영되고 있다.

표 3.3: 변수들간의 동적 인과관계

		설명변수					
		$\Delta UR_{t-1}$	$LI_{t-1}$	$FIRM_{t-1}$	$OPR_{t-1}$	$EX/IM_{t-1}$	$CPI_{t-1}$
		표본기간 1983년 1월 ~ 1998년 7월					
종 속 변 수	$\Delta UR_t$		29.69***	13.98***	3.11*	12.83***	10.24***
	$LI_t$	9.07***		23.72***	0.47	0.00	2.45
	$FIRM_t$	0.01	3.90**		3.00*	3.09*	0.04
	$OPR_t$	3.59*	7.86***	6.34**		11.11***	0.57
	$EX/IM_t$	6.28**	2.69*	1.16	5.71**		0.00
	$CPI_t$	0.47	5.04**	8.11***	3.03*	3.47*	
		표본기간 1998년 8월 ~ 2003년 12월					
종 속 변 수	$\Delta UR_t$		10.85***	2.18	0.00	0.43	7.13***
	$LI_t$	0.78		0.00	42.35***	23.36***	3.60*
	$FIRM_t$	3.39*	9.53***		1.85	1.80	9.96***
	$OPR_t$	1.42	3.46*	0.06		0.79	0.34
	$EX/IM_t$	4.21**	0.47	3.04*	7.76***		1.34
	$CPI_t$	1.95	0.11	0.18	1.84	2.06	

1) 표 안의 숫자는 F-통계값을 나타냄

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

지금까지 분석에 사용된 회귀모형은 통상적인 정태적 분석모형이다. 모형에 설정된 실업률과 이에 영향을 미치는 변수들간의 일방향 인과관계의 성격이 동태적 분석에서도 그대로 성립되는지 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 추가로 검증해 보기로 한다. 변수 상호간에 동태적 움직임을 파악하기 위해 앞에서와 같이 구조변화 시점을 기준으로 표본기간을 나누어 VAR모형을 추정한 결과는 표 3.2와 같다. VAR모형은 구조방정식이 아니라 축차형방정식이므로 추정된 계수값에 근거한 통계적 추론은 큰 의미가 없으나 변수들간의 상호 인과관계를 검증하는데 유용하게 사용될 수 있다. 표3.3은 동태적 관점에서 각 변수

들이 실업률의 변동에 대해 예측력을 갖는지 VAR모형에 근거한 인과관계 분석결과를 보여준다. 구조변화 이전 기간에는 경기전망, 금리, 교역조건, 물가는 실업률의 변동을 인과하지 않는다는 귀무가설이 1% 유의수준에서, 또 제조업 가동률은 10% 유의수준에서 기각됨을 알 수 있다. 따라서 모든 변수들이 실업률 변동에 영향을 미치는 성향을 갖는다는 구조적 회귀방정식의 정태적 분석결과와 일관된 결론에 이른다. 그러나 실업률의 변동도 경기전망, 가동률, 교역조건에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 이들간에는 양방향 인과관계가 성립된다 볼 수 있다. 구조변화 이후에는 경기전망과 물가가 실업률 변동을 인과하지 않는다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 이들이 실업률 변동에 유의한 예측력을 가지고 있음을 알 수 있다. 반면에 실업률 변동은 금리와 교역조건에 선행하며 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 변수들간의 관계를 같은 기간으로 제한한 정태적 분석결과와는 다소 차이를 보인다.

표 3.4: 각 변수들의 변화에 대한 종속변수의 반응도

구분	LI	FIRM	OPR	EX/IM	CPI
전체기간	-0.0272	0.0823	-0.1992	0.0209	0.0244
구조변화이전	-0.0322	0.0872	-0.4749	0.0441	0.0518
구조변화이후	-0.0131	0.0179	-0.6606	-0.0003	-0.7828

추가로 각 독립변수들이 1% 변화할 때 실업률의 월간 변동이 보인 반응을 계산해 보기로 한다. 표3.4에 의하면 실업률의 변동은 각 변수들의 변동에 전반적으로 비탄력적 반응을 보인 것으로 나타나며, 구조변화 이전과 이후의 반응도에 완전한 차이를 보여 기간 구분을 하지 않는 경우 분석의 결과에 오류를 범할 수 있음을 알 수 있다. 전체 기간에 비해 외환위기 이후 실업률이 금리와 교역조건에 변동에 보인 반응은 급격히 떨어지는 것으로 나타난 반면 가동률과 물가의 변동에는 급격히 민감해지는 것으로 나타났다.

#### 4. 결론

최근 실업문제가 가장 큰 사회적 이슈가 되고 있음에도 불구하고 어떤 변수들이 장기적으로 실업의 변동에 영향을 미쳤는가를 거시적 관점에서 분석한 연구는 아직 존재하지 않는다. 취업난은 심각한 사회문제의 악순환을 가져올 수 있다는 점에서 실업률의 변동에 영향을 미치는 변수들과의 관계가 구체적으로 규명되어야 이를 완화시킬 수 있는 근본원인에 대한 대책 마련도 가능할 것이다. 시계열자료를 이용하여 추정하는 회귀모형은 모수벡터가 시간의 흐름에 관계없이 일정하다고 가정한다. 만일 특정 구간에서 모수값이 모든 관측값에 대해 일정하지 않으면 모형은 설정오류 또는 구조적 변화를 포함하게 되어 안정성을 유지하지 못하므로 최소제곱추정량은 불편·일치·효율적 추정값을 얻을 수 있는 장점을 상실하게 된다. 그러나 현실적으로는 시계열의 구조변화로 인해 모형의 일부 또는 모든 모수가 다른 부분집합으로 전체 표본을 나누어야 할 경우가 흔히 존재한다. 본 연구에서는

두 회귀모형 계수들의 동일성을 검정하는 방법을 확대, 일반화하여 구조변화 시점을 탐색하는 검정절차와 접목, 이를 회귀모형을 이용하여 국내 실업률 변동의 구조변화 발생 여부와 구조변화 시점을 판별하는데 적용시켜 보았다. 추가로 회귀모형에 근거한 통상적 정태 분석에 의한 변수들간의 인과관계가 벡터자기회귀모형을 이용한 동태분석에서도 그대로 성립하는가를 검정해 보았다.

### 참고문헌

- 박형근, 정익준(2000). 은행주가의 금리 민감도 분석, 한국은행 특별연구실 <경제분석>, 6권 1호, 33-53.
- 전덕빈, 박대근(2001). 실질금리결정모형에서의 구조변화 분석, <경영과학>, 18권 1호, 119-133.
- 조용대, 이필상(2001). 주식수익률 시계열의 구조변화 시점 추정에 관한 연구, <재무연구>, 14권 2호, 131-160.
- Addison, John T. and Portugal, Pedro(1987). On the distributional shape of unemployment duration, *Review of Economics and Statistics*, **69**, 520-526.
- Addison, John T. and Portugal, Pedro(1992). The distributional shape of unemployment duration : A reply, *Review of Economics and Statistics*, **74**, 717-721.
- Andrews, Donald W.K.(1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, **61**, 821-856.
- Bai, Jushan(1994). Least squares estimation of a shift in linear processes, *Journal of Time Series Analysis*, **15**, 453-472.
- Beeson, Patricia and Montgomery, Edward(1993). The effects of colleges and universities on local labor markets, *Review of Economics and Statistics*, **75**, 753-761.
- Brown, R.L, Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society*, **37**, 149-192.
- Buckley, M. J. (1991). Detecting a smooth signal: optimality of cusum based procedures, *Biometrika*, **78**, 253-256.
- Cantrell, R. Stephen, Burrows, Peter M. and Vuong, Quang H.(1991). Interpretation and use of generalized Chow tests, *International Economic Review*, **32**, 725-741.
- Chow, G.C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, **28**, 591-605.
- Dufour, J.M. (1982). Generalized Chow tests for structural change: A coordinate-free approach, *International Economic Review*, **23**, 565-575.
- Dynarski, Mark and Sheffrin, Steven M.(1990). The behavior of unemployment durations over the cycle, *Review of Economics and Statistics*, **72**, 350-356.
- Farley, J. and Hinich, M.(1970). Testing for a shifting slope coefficient in a linear model, *Journal of the American Statistical Association*, **65**, 1320-1329.
- Farley, J., Hinich, M. and McGuire, T. (1975). Some comparisons of tests for a shift in the slopes of a multivariate linear time series model, *Journal of Econometrics*, **3**, 297-318.
- Garbade, K. (1977). Two methods for examining the stability of regression coefficients, *Journal of the American Statistical Association*, **72**, 54-63.
- Gombay, E.(1990). Asymptotic distributions of maximum likelihood tests for change in the mean, *Biometrika*, **77**, 411-414.

- Gourieroux, C., Holly, A. and Montfort, A.(1982). Likelihood ratio test, wald test and Kühn-Tucker Test in linear models with inequality constraints on the regression parameters, *Econometrica*, **50**, 63-80.
- Gujarati, D.(1970a). Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two linear regressions: A note, *American Statistician*, **24**, 50-52.
- Gujarati, D.(1970b). Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two linear regressions: A generalization, *American Statistician*, **24**, 18-21.
- Hansen, B.E.(1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 321-335.
- Harvey, A. C. (1976). An alternative proof and generalization of a test for structural change, *American Statistician*, **30**, 112-123.
- Hawkins, D. M.(1977). Testing a sequence of observations for a shift in location, *Journal of the American Statistical Association*, **72**, 180-186.
- Holzer, Harry J.(1991). Employment, unemployment and demand shifts in local labor markets, *Review of Economics and Statistics*, **73**, 25-32.
- James, B., James, K. L. and Siegmund, D.(1987). Tests for a change point, *Biometrika*, **74**, 71-83.
- Krämer, Walter, Ploberger, Werner and Alt, Raimund(1988). Testing for structural change in dynamic models, *Econometrica*, **56**, 1355-1369.
- LaMotte, L. R. and McWhorter, Jr. A.(1978). An exact test for the presence of random walk coefficients in a linear regression model, *Journal of the American Statistical Association*, **73**, 816-820.
- Lancaster, Tony and Nickell, Stephen J.(1980). The analysis of re-employment probabilities for the unemployed (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, **143**, 141-165.
- Light, Audrey and McGarry, Kathleen(1998). Job change patterns and the wages of young men, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 276-286.
- Papell, David H., Murray, Christian J. and Ghiblawi, Hala(2000). The structure of unemployment, *Review of Economics and Statistics*, **82**, 309-315.
- Parsons, Donald O.(1991). The job search behavior of employed youth, *Review of Economics and Statistics*, **73**, 597-604.
- Ploberger, Werner and Krämer, Walter(1992). The CUSUM test with OLS residuals, *Econometrica*, **60**, 271-285.
- Rea, John. D.(1978). Indeterminacy of the Chow test when the number of observations is insufficient, *Econometrica*, **46**, 299.
- Swaim, Paul and Podgursky, Michael(1992). The distributional shape of unemployment duration : A reconsideration, *Review of Economics and Statistics*, **74**, 712-717.
- Zeileis, Achim, Kleiber, Christian, Krämer, Walter and Hornik, Kurt(2003). Testing and dating of structural changes in practice, *Computational Statistics and Data Analysis*, **44**, 109-123.



## An Analysis for the Structural Variation in the Unemployment Rate and the Test for the Turning Point\*

Tae Ho Kim <sup>1)</sup> Sung Hye Hwang<sup>2)</sup> Young Hoon Lee <sup>3)</sup>

### ABSTRACT

One of the basic assumptions of the regression models is that the parameter vector does not vary across sample observations. If the parameter vector is not constant for all observations in the sample, the statistical model is changed and the usual least squares estimators do not yield unbiased, consistent and efficient estimates. This study investigates the regression model with some or all parameters vary across partitions of the whole sample data when the model permits different response coefficients during unusual time periods. Since the usual test for overall homogeneity of regressions across partitions of the sample data does not explicitly identify the break points between the partitions, the testing the equality between subsets of coefficients in two or more linear regressions is generalized and combined with the test procedure to search the break point. The method is applied to find the possibility and the turning point of the structural change in the long-run unemployment rate in the usual static framework by using the regression model. The relationships between the variables included in the model are reexamined in the dynamic framework by using Vector Autoregression.

*Keywords:* Data Partition, Recursive Residuals, CUSUMQ statistics, Vector Autoregression

---

\* This work was supported by Chungbuk National University Grant in 2004

1) Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongju, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) Graduate Student, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongju, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : statist020@hotmail.com

3) Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongju, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : yhlee@chungbuk.ac.kr