

한국의 이자율 모형에서의 구조변화분석

전덕빈*, 박대근*

*한국과학기술원 테크노경영대학원

130-010 서울특별시 동대문구 청량리동 207-43 우:130-010

ABSTARCT

It is important to find the relationship of interest rate with other macroeconomic variables. However, it is difficult to find it because like the most macroeconomic model the interest model has parameter instability problem caused by structural change. In order to cover these problems structural change detection model of interest rate is developed. 3 equations are established to find various effects of other interest-related macroeconomic variables and from each equation, structural changes are found. Those structural change points are consistent with common expectation. Oil Crisis, the starting point of Economic Stabilization Policy, the starting point of capital liberalization, the starting and finishing points of Interest deregulation, Foreign Exchange Crisis are detected as important points.

Keywords

Interest Rate, Parameter Instability, Structural Change

I. 머리말

이자율은 실물과 금융부문에서 중요한 역할을 하는 거시경제변수로서 다른 변수와의 관계를 파악하는 것이 중요하다. 그렇지만, 대부분의 거시경제 모형들과 같이 이자율 결정모형들도 경제 외적인 충격에 의해 모수의 불안정성 문제를 가지게 된다. 따라서, 경제 외적인 충격에 유연한 이자율모형의 개발이 필요하다.

우선 명목금리와 거시경제변수간의 관계를 모형화한 함정호와 최운규[5], 김세진과 이증락[1], 그리고 장홍범[3] 등의 모형에 근거하여 피셔효과, 피셔와 실물효과, 소득효과와 유동성효과를 개별적으로 고려한 3개의 방정식을 이용하여 이자율모형을 수립한다.

구조변화와 관련하여 수행된 지금까지의 연구들은 모수의 불안정성 문제를 회피하기 위해 구간을 나누어서 모형을 수립하였고, 이를 계량적으로 검정하기 위해 Chow [11]와 Quand[17], 그리고 Brown, Durbin과 Evans[10]의 방법을 이용하여 왔다.

그런데, 이러한 통계량들은 안정적인 시계열과 한번의 구조변화를 가지는 모형을 가정하고 있기 때문에 불안정적인 시계열과 여러 번의 구조변화를 가지는 모형에 대해서는 논리적인 적용이 어렵다. 이를 해결하기 위해 Bai and Perron[8]은 여러 번의 구조변화문제를 다루었고,

Hansen[13]은 불안정적인 시계열문제를 다루었다.

따라서, 불안정적인 시계열에 여러 번의 구조변화가 존재하는 문제를 해결하려면 Bai and Perron[8]과 Hansen[13]의 방법을 함께 고려하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 Hansen[13]의 방법에 여러 번의 변화를 감지할 수 있는 방법론을 개발하고 이를 이자율모형과 결합하여 구조변화 감지모형을 수립한다.

II. 기존이론 및 연구동향

1. 금리결정모형

이자율에 미치는 효과는 관점에 따라 다양하게 파악할 수가 있다. 실물부문에서 파악하는 피셔효과(기대물가 상승률 효과)와 실물효과(실물부문에서 실질생산, 실질정부지출, 실질환율 효과), 금융부문에서 파악하는 소득효과(금융부문에서 실질생산 효과)와 유동성효과(실질통화량 효과)이다.

함정호와 최운규[5]은 75년 1사분기부터 90년 4사분기까지 오차수정모형을 이용하여 피셔와 실질생산효과, 그리고 유동성효과를 분석하였다.

김세진과 이증락[1]은 75년 1월부터 92년 12월까지 오차수정모형을 이용하여 피셔효과를 중점적으로 분석하였다. 이들은 구간을 나누어서 장기와 단기피셔효과를 각각 분석하였다.

장홍범[3]은 83년 2사분기부터 95년 4/4분기까지 오차수정모형을 이용하여 정부지출과 유동성효과를 분석하였다. 다른 연구들과는 다르게 단기적인 피셔효과를 고려하여 공적분관계식에서 파악하고 있지 않다.

3. 구조변화시기

서승환과 한성신[4]은 Pettitt의 비모수 기법을 이용하여 이자율에 대해 77년 1/4분기부터 91년 4/4분기까지 세 번의 구조변화가 있다고 파악하고 있다.

[표1] 서승환과 한성신(1992)의 구조변화시점

구간	이자율수준평균	설명
1 77 1/4 - 79 4/4	고금리 (22.6%)	금리규제시기
2 80 1/4 - 81 3/4	(24.3%)	석유파동이후 물가상승
3 81 4/4 - 87 4/4	저금리 (14.7%)	대출금리 조치이후
4 88 1/4 - 91 4/4	(15.3%) (16.2%)	CP금리 자유화와 자본시장 개방이후

김웅진[2]은 명목금리의 추세와 다른 거시경제변수와
 의 관계를 통해 1975년 1월부터 1992년 12월까지 다음
 [표5]와 같은 세번의 구조변화를 설명하고 있다.

[표2] 김웅진(1992)의 구조변화시점

구간	이자율 수준평균	설명
1 75 - 78 년대	고금리 (20.5%)	금리규제시기
2 79 - 81 년대	(23.3%)	석유파동 이후 물가상승, 부동산가 급등, 투자과열
3 82 - 87 년대	저금리 (13.8%)	안정화정책(재정긴축)의 추진
4 88 - 92 년대	(15.1%)	고성장물류지속, 수지흑자, 부동산투기, 주식시장활황

두 분석에 의하면 공통적으로 78년과 79년 사이와 81
 년 그리고 87년에 유의한 구조변화가 있었음을 시사하고
 있다. 92년 이후로는 금리자유화완료와 IMF 구제신청이라
 는 두가지 중요한 경제사건이 있었으므로 95년과 97년
 의 두 번의 구조변화를 가정한다면 5번의 구조변화에 따
 라 성격이 다른 6개의 구간이 존재할 수 있음을 시사한다.

4. 구조변화분석 방법

선형회귀모형에서 모수의 변화를 검정하는 방법중
 서 가장 빈번하게 쓰이는 방법은 Chow [11]의 방법이다.
 Chow [11]은 안정적인 시계열에서 한번의 구조변화를 안
 다고 가정하고 전체 모수들의 안정성을 검정하는 통계량
 과 분포를 유도하였다.

Quandt [17]는 Chow [11]의 가정을 한단계 완화하여
 구조변화시점을 모른다고 가정하고서 가장 유의한 구조변
 화시점과 전체 모수들의 안정성을 동시에 검정하는 통계
 량을 제시하였다. Andrews [6]는 Quandt [11]의 통계량에
 대한 분포를 유도하였는데, Supremum Wald 통계량,
 Supremum Lagrangian Multiplier 통계량, Supremum
 Likelihood Ratio 통계량에 공통적인 분포를 유도하였다.
 자유도와 구조변화시점의 양극단에 대한 제한, 그리고 유
 의수준에 따른 임계치를 구하였다.

Hansen [13]은 회귀변수에 대한 가정을 완화하여 불
 안정적인 회귀변수에도 적용할 수 있는 통계량을 제시하
 고 그 분포를 유도하였다. Kuo [15]는 Hansen [13]의 분석
 에서 전체모수를 동시에 검정하는 방법을 완화하여 부분
 적인 모수의 변화를 검정할 수 있는 방법을 제시하였다.
 Bai and Prron [8]은 구조변화시점의 개수에 대한 가정을
 완화하여 여러개의 구조변화를 검정할 수 있는 통계량과
 분포를 유도하였다. Bai [7]는 회귀변수에 대한 가정을 완
 화하여 자기회귀변수와 시간추세변수에도 적용할 수 있는
 통계량과 분포를 제시하였다.

5. 추세 순환 분리

자료에 계절성이나 순환이 복잡하면 모형수립에 장애
 가 되고 실제로 장기적인 관계를 파악하기가 어려우므로
 계절성과 순환을 제거하고 추세만 가지고 분석하는 것이
 바람직한 경우가 있다. 통상, 전년동기대비증가율이나 계
 절을 나타내는 각각에 대한 가변수를 도입하여 시계열을
 조정하거나 X11 계절변동 조정방법을 이용하여 조정하고
 있다. 그런데, 전년동기대비증가율이나 가변수를 도입하는
 방식은 확정적인 계절추세가 있을 경우에만 가능한 방법
 이기 때문에 제한적인 사용이 불가피하고, X11 계절변동
 조정방법은 원계열과의 관계에 대한 복잡성 때문에 해석
 에 대한 어려움이 존재한다.

추세와 순환을 모형을 통해 분리하는 방법으로는
 Beverage and Nelson [9]의 방법과 Harvey [14]와
 Watson [19]의 상태공간모형을 이용한 방법이 있다. 차이
 점은 Beverage and Nelson [7]의 방법이 하나의 오차항
 을 가정하는 반면에 Harvey (1985)와 Watson [19]의 방
 법은 추세와 순환에 대해 오차항을 다르게 가정한다는 것
 이다.

III. 모형수립과 자료처리

1. 모형수립

이자율과 다른 변수와의 관계식을 3개의 방정식으로
 수립하고 예상시점으로 고려된 시점을 사전정보로 활용하
 여 5개의 구조변화시점을 가정하고 Hansen [13]에 기초한
 접근방법을 이용하여 구조변화시점을 감지한다.

우선 이자율에 대해 피셔효과를 반영하여 식(1)을 세
 운다. Hansen [13]은 식(1)에 대해 설명변수와 오차항의
 상관관계와 계열상관이 있는 경우에 대해 일반적인 접근
 방법을 제시하였는데, 본 연구에서는 오차항들이 서로 독
 립이고 계열상관이 존재하지 않는 것으로 모형화한다.

$$i_t = a_{1k} + a_{2k}\pi_t^e + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

여기서, i_t 는 명목금리, π_t^e 는 기대물가상승률,

$t = 1, 2, \dots, n, k = 1, 2, \dots, 6$, 오차항들은 iid 백색잡음과정이고 서로 독립.

식(2)와 (3)은 각각 실물효과, 소득효과와 유동성효과
 를 반영한 식이다.

$$i_t = a_{1k} + a_{2k}\pi_t^e + a_{3k}y_t + a_{4k}g_t + a_{5k}e_t + \varepsilon_{3t}, \quad (2)$$

여기서, y_t 는 실질생산, g_t 는 실질정부지출, e_t 는 실질환율.

$$i_t = b_{1k} + b_{2k}y_t + b_{3k}m_t + \varepsilon_{2t}, \quad (3)$$

여기서, m_t 는 실질통화량.

제안된 식들에서 구조변화를 검정하기 위한
 Hansen [13]의 일반적인 공적분모형에서의 구조변화인식
 은 다음과 같다. 식(4)와 식(5)는 제안된 모형을 일반적으
 로 나타낸 식들이다.

$$y_t = A_t [1; x_t]^T + u_{1t}, \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (4)$$

$$x_t = x_{t-1} + U_{2t}, \quad (5)$$

여기서,

$$A_t = \begin{cases} A_1, & w \leq t \\ A_2, & w > t \end{cases}$$

x_t 는 회귀변수행렬($h \times 1$), A_t 는 공적분벡터($(h+1) \times 1$),

w 는 알려져 있지 않은 구조변화시점.

$$SupF = \sup_{n \in \Gamma} F_n, \quad \Gamma = [0 + \eta, 1 - \eta] \quad (6)$$

$$F_n = (\sum_{i=1}^t x_i \hat{u}_i)^T (s^2 V_n)^{-1} (\sum_{i=1}^t x_i \hat{u}_i),$$

$$V_n = \sum_{i=1}^t x_i x_i^T - \sum_{i=1}^t x_i x_i^T (\sum_{i=1}^n x_i x_i^T)^{-1} \sum_{i=1}^t x_i x_i^T$$

여기서,

s^2 : x_t 에 대한 장기조건부 분산의 추정량

\hat{u}_i : Phillips and Hansen (1990)의 FM추정법에 의해 구해진 잔차.

A의 변화를 검정하기 위한 통계량 식(6)은
 Quandt [17]과 Andrew [6]에 의해 개발된 Supremum F
 통계량으로서 고전적인 Wald통계량과 유사한 통계량이다

다. 식 (6)의 t 는 구조변화시점까지의 전체표본기간에 대한 비율이고, η 는 분포의 수렴을 위하여 양쪽의 끝구간을 제외시키는 비율을 표시하는 변수이다. Hansen[13]은 식(4)와 식(5)와 같은 불안정적인 시계열에서 Andrew [6]에 따라 η 를 0.15로 가정하고서 Supremum F의 분포를 구하였다.

그런데, 이와 같은 방법은 전구간에서 한번의 구조변화를 가정하고 있기 때문에 빈번한 구조변화에 대해서 적용하기 위해 다음과 같은 알고리즘을 제시한다. 우선, 전구간에서 한번의 구조변화를 감지한다. 감지된 구조변화시점을 중심으로 두 구간으로 나누고, 각 구간에 대해 독립적으로 구조변화를 감지한다. 양 구간에서 유의성이 높은 구조변화시점을 다음의 구조변화시점으로 간주한다. 다음 구조변화시점도 같은 절차로 반복하여 적용함으로써 여러 개의 구조변화시점을 찾는다.

구조변화인식방법을 적용하기 전에 공적분 관계에 대한 가정의 타당성을 검증하기 위해 Augmented Dickey Fuller검정을 이용하여 각 시계열의 단위근 검정과 공적분 검정을 수행한다. 공적분이 성립하지 않는 경우는 두 가지 경우가 존재한다. 첫째로, 종속변수에는 단위근이 존재하지만, 독립변수에는 단위근이 존재하지 않는 경우와 독립변수에도 단위근이 존재하지만 공적분이 성립하지 않는 경우, 둘째로, 종속변수에 단위근이 존재하지 않는 경우이다.

첫 번째 경우에는 차분을 취하여 검정하며, 두 번째 경우에는 그대로 검정하되 두 경우에 있어서 모두 분포표는 안정적인 회귀변수를 가정한 Andrews[6]가 제시한 분포표를 사용한다.

2. 자료처리

제안된 식들을 추정하기 위한 대응변수들은 다음과 같다. (3)식에서 명목금리는 3년만기 월평균 회사채수익률, 기대물가상승률은 전년동기대비 소비자 물가상승률을 사용한다. (6)식에서 실질소득은 산업생산지수(1995=100)를, 실질정부지출은 한국은행에서 집계되는 월정부지출을 소비자물가로 나눈 것을, 실질환율은 대미환율에 미국대 한국 소비자 물가의 상대비율을 곱한 것을 사용한다. (10)식에서 실질통화량은 총통화(M2)를 소비자물가로 나눈 것을 사용한다. 분산이 시간에 따라 증가하는 시계열(산업생산지수, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량)은 자연대수를 취한다.

모든 변수는 전구간에서 단위근을 가지는 불안정적인 시계열이므로, 가정된 식들은 공적분 관계식이 된다. 추세간의 장기적인 관계를 분석하기 위해 Beverage and Nelson[9]의 분해방법을 이용하여 확정적인 시간추세, 계절요인 그리고 순환요인을 제거한다. ARIMA모형추정시 Dickey, Hasza and Fuller[12]의 계절단위근 검정방법과 Said and Dickey[18]의 단위근 검정방법을 이용하였다. 특별히, 산업생산지수, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량등은 계절단위근이 통계적으로는 검정이 되지 않으나 12기 계절차분하여 모형화하는 것이 모형의 분산을 줄이기 때문에 계절차분을 수행하였다. 자연대수를 취한 시계열이므로 전년동기대비 증가율을 사용한 것과 같게 된다.

구간은 회사채수익률에 집계시점에 따라 1975년 1월부터로 하되 계절요인이 존재하여 추세를 구하기 위해 초기값들이 필요할 경우는 앞선 구간에 있는 자료를 활용한다(기대물가상승률, 실질소득, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량에 대해서는 1970년 1월, 해외금리에 대해서는 1971년 1월부터 자료사용). 특별히, 실질정부지출은 99년

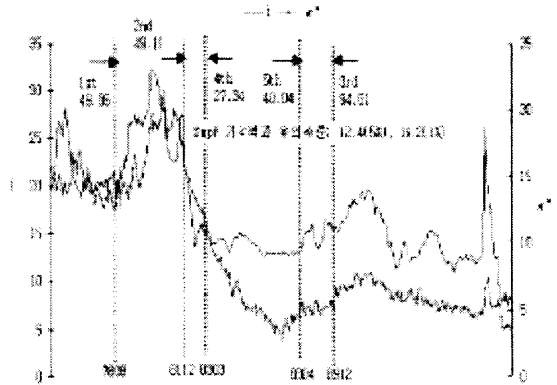
2월까지 자료가 존재하기 때문에 99년 6월까지의 모형에서 구간 예측치를 이용한다.

IV. 모형추정결과

1. 피셔효과

식(1)은 피셔효과만을 이용하여 이자율과의 관계를 파악하는 식이다. 다섯 번의 구조변화가 발생했다는 전제하에 본문에서 제시된 구조변화 인식방법을 적용한다. 인식된 구조변화시점과 통계량이 [그림1]에 제시되어 있다.

[그림1] 구조변화시점감지 순서와 SupF 통계량



명목금리와 기대물가상승률에 대해 각 구간에서 추정된 여섯 식의 결과는 [표3]과 같다. 구간에 따라서는 시계열이 안정적인 구간과 불안정하지만 공적분이 성립하지 않는 구간이 존재한다. 안정적인 구간에서는 그대로 모형을 설정하고, 불안정적이면서 공적분이 존재하지 않는 경우는 차분하여 모형을 설정한다.

[표3] 각 구간 추정모형

구간	추정식	MSE	DF
1	75.1~78.9 $i_t = 20.31$ (149.04)	0.84	
2	78.10~81.12 $i_t = 21.36 + 0.31\pi_t^*$ (5.79) (1.46)	8.74	-1.77 (0.07)**
3	82.1~83.3 $i_t = 1.26\pi_t^*$ (39.99)	2.65	-1.72 (0.08)
4	83.4~88.4 $i_t = 12.27 + 0.22\pi_t^*$ (47.34) (5.20)	0.40	-1.93 (0.05)
5	88.5~89.12 $\Delta i_t = 0$	0.57	
6	90.1~99.6 $i_t = 2.43\pi_t^*$ (76.35)	4.09	-3.99 (0.00)
전구간	$i_t = 9.24 + 0.84\pi_t^*$ (27.77) (26.22)	7.73	-3.76 (0.00)

*()는 t value, **()는 pvalue

함정호와 최윤규[5]는 75년 1/4분기부터 90년 4/4분기까지의 피셔효과를 0.39로 추정하고 있는데 2구간과 4구간의 결과와 일치하고 있다. 김세진과 이증락[1]은 75년 1월부터 92년 12월까지의 피셔효과를 0.76으로 추정하고 있지만, 유사한 구간을 찾을 수가 없다. 장홍범[3]은 83년 2/4분기부터 95년 4/4분기까지 단기피셔효과를 0.84로 추정하고 있는데, 본 결과에서는 동일한 구간에서 5구간처럼 불안정적인 구간과 4구간과 6구간처럼 공적분이 성립하고 있는 구간이 존재하고 있다.

2. 피셔와 실물효과

식(2)는 실물시장의 균형을 나타내는 식으로서 IS-LM 이론에 근거하면, 이자율은 총수요 증감효과로 인해 실질생산과는 음의 관계를, 구축효과로 인해 실질정부지출과는 양의 관계를, 실질생산과 마찬가지로 실질환율과는 음의 관계를 가진다.

다섯 번의 구조변화가 발생했다는 가정 하에 본문에서 제기한 구조변화인식모형으로 감지한 결과는 다음과 같다. 전 구간에서 첫 번째 구조변화시점은 84년 5월 (SupF : 116.00)이고 두 번째와 세 번째 구조변화시점은 각각 94년 12월 (SupF : 60.43), 90년 7월(SupF : 73.12)이었다. 구조변화시점을 중심으로 다른 실질변수들과의 관계는 불안정하다.

3. 소득효과와 유동성효과

식(3)은 금융시장에서 다른 거시경제변수와의 관계를 나타내는 식으로서 IS-LM이론대로라면 소득효과는 양의 효과, 유동성효과는 음의 효과가 나타난다. 다섯 번의 구조변화가 발생했다는 가정하에 본문에서 제기한 구조변화인식모형으로 감지한 결과는 다음과 같다. 전구간에서 첫 번째 구조변화시점은 81년 12월 (SupF : 153.00)이고 두 번째와 세 번째 구조변화시점은 각각 92년 9월 (SupF : 75.57), 78년 12월(SupF : 44.32)이었다. 구조변화시점을 중심으로 앞의 모형들과 같이 모수들의 변화가 급격하게 변동하고 있다.

V. 결론

본 논문은 이자율과 관련이 있는 거시경제변수를 이용하여 금리와와의 관계를 분석하였다. 3개 방정식 각각에서 유의한 구조변화가 감지되었고 서승환과 한성신[4]과 김웅진[2]의 구조변화구간과 대체로 일치하였다. 제 2차 석유과동시작시기 1978년 12월(피셔효과를 고려한 모형인 식(6)과 실물효과까지 고려한 모형인 식(10)은 1978년 12월, 소득효과와 유동성 효과를 고려한 모형인 식(3)은 1978년 9월로 추정, 안정화정책의 추진시작시기 1982년 1월(식(3)과 식(10)은 1981년 12월로 추정, 다른 식은 인식하지 못함), 자본시장개방시기 1988년 1월(식(1)만이 1988년 4월로 추정, 다른 식은 인식 못함), 금리자유화시작 시기 1992년 9월(식(10)만이 92년 9월로 추정, 다른 식은 인식하지 못함), 금리자유화 완료시기 1994년 12월 (식(6)만이 1994년 12월로 추정, 다른 식은 인식 못함) IMF 구제신청시기 1997년 12월(식(3)은 1997년 11월로 추정, 다른 식은 인식 못함) 근방이 중요한 변화시점으로 인식되었고, 이 시점을 전후로 모수들의 변화가 급격하게 변하고 있었다.

참고문헌

1. 국내문헌

[1] 김세진과 이증락, "금리와 인플레이션간의 관계분석 : 공적분과 공현상을 이용한 장단기 피셔효과 분석," 『금융경제연구』 94-3, (1994) p67-97.
 [2] 김웅진, "금리변동의 행태와 요인분석," 『조사통계월보』 4월호, (1993). p3-29.
 [3] 장홍범, "금리결정요인분석," 『경제분석』 제2권 제2호, (1996). p33-70.
 [4] 서승환과 한성신, "구조적 변화하의 명목금리, 기대인플레이션 그리고 통화정책," 『계량경제학보』 제3

권,(1992) p1-29.

[5] 함정호와 최윤규, "우리나라 금리결정요인 분석," 『조사통계월보』 3월호,(1991) p 3-50.

2. 국외문헌

[6] Andrews, Donald W. K., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica* Vol 61, No4(1993), 821-856.
 [7] Bai, J., "Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Change," *Journal of Econometrics* 91(1999), p299-323.
 [8] Bai, J. and Perron, P, "Estimating and Testing for Multiple Structural Changes in Linear Models," *Econometrica* 66(1998). 47-78.
 [9] Beveridge, S. and Nelson, C. R., "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 7(1981), 151-174.
 [10] Brown, R. L., Durbin J. and Evans, J. M., "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*,37(1975), p149-172.
 [11] Chow,G., "Tests of Equality Between Sets of coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28(1960), p591-605.
 [12] Dickey, D. A., Hasza, D. P. and Fuller, W. A.(1984), Said, S. E. and Dickey, D. A.,*Journal of the American Statistical Association*, Vol 79, No 386(1984), p355-367.
 [13] Hansen, B. E, "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics* Vol 10, No 3(1992), p 321-335.
 [14] Harvey, A. C., "Trends and Cycles in Macroeconomic Time series", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(1985), 216-227.
 [15] Kuo Biing-Shen, "Tests for Partial Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Econometrics* 86(1998), p337-368.
 [16] Phillips, P. C. B and Hansen, B. E., "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies* 57(1990), p99-125.
 [17] Quandt, R., "Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association*, 55(1960), p324-330.
 [18] Said, S. E. and Dickey, D. A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*(1984), p 599-607.
 [19] Watson, M. W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, 18(1986), 49-75