

인플레이션의 構造變化에 관한 研究*

金昌鎭** · 申寬浩***

논문초록 최근 Ireland(1999)는 통화정책의 동태적 비일관성에 기초하여 실업률과 인플레이션을 사이에 장기적 균형관계가 있음을 주장하였다. 하지만 미국경제의 총생산과 인플레이션을 각각의 움직임에 구조적 변화가 있었다는 연구결과가 최근에 많이 발표되고 있다. 따라서 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 균형관계도 구조적 변화가 있었을 것으로 기대된다. 본 논문은 이러한 구조적 변화 여부를 경험적으로 분석하였다. 그 결과 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 균형관계는 1960년대와 1970년대에만 성립할 뿐, 1980년대 이후에는 이러한 관계가 매우 약해졌음을 확인하였다. 우리는 이러한 구조적 변화가 장차 인플레이션에 대한 전망을 하는데 있어서도 중요한 변화를 가져온다고 주장한다.

핵심 주제어: 인플레이션, 통화정책, 동태적 비일관성, 실업률
경제학문헌목록 주제분류: E5, E3

* 이 논문은 2001년도 학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음. (KRF-2001-041-C00192)

** 고려대학교 경제학과, e-mail: changjin@korea.ac.kr

*** 고려대학교 경제학과, e-mail: khshin@korea.ac.kr

I. 서론

인플레이션이 경제에 미치는 해악에 대해서는 이미 많은 연구가 행해졌으며, 과도한 인플레이션으로 인한 비용이 막대하다는 것도 많은 경제학자들이 동의하고 있다. 과거 40년간의 미국경제를 살펴보면, 1970년대의 10년간에 걸쳐 유일하게 두 자리 수의 높은 인플레이션을 기록하고 있는 것을 볼 수 있다. 이렇게 높은 인플레이션은 과연 어떠한 이유에 의하여 촉발되었는가? 이렇게 높던 인플레이션을 잠재울 수 있었던 방법이 있었다면 그것은 무엇이었는가? 현재의 낮은 인플레이션은 앞으로도 계속 유지될 것인가? 이러한 질문에 답하는 것은 그 자체로서도 중요할 뿐만 아니라 앞으로의 인플레이션을 방지하는데도 중요한 시사점을 줄 것이다.

본 연구는 1960년 이후 미국경제의 인플레이션 변화 양상을 설명해 주는 이론들을 중심으로 어떠한 이론적 설명이 가능한가를 경험적으로 분석할 것이다. 특히 미국의 최근 인플레이션이 낮아진 결정적 요인을 분석할 것이다. 그리고 이를 바탕으로 장래에 또다시 높은 인플레이션이 닥칠 가능성이 있는가를 추론할 수 있을 것이다. 또한 이와 같은 분석은 한국경제에 있어서도 인플레이션 방지를 위한 방안을 마련하는데 있어서도 중요한 시사점을 제공해 줄 것이다.

본 논문의 구조는 다음과 같다. 제 2절에서는 본 논문의 배경이 된 최근 이론들을 설명하고 특히 제 3절에서 수행될 경험적 분석의 중요한 논거를 제시하는 Ireland (1999)의 모형을 설명할 것이다. 제 3절에서는 Ireland 모형에 수정을 가한 모형들을 제시하고 이를 통해 새로운 해석을 가능하게 할 것이다. 제 4절은 우리의 결과를 바탕으로 기존의 이론들을 재해석했으며, 제 5절은 결론부분이다.

II. 논문의 배경

미국의 최근 40년간 인플레이션의 모습을 보면 흥미있는 양상을 띄고 있음을 알 수 있다. 1965년까지는 매우 낮은 인플레이션이 유지되다가 1965년부터 서서히 상승하던 인플레이션은 1970년대에 10년간에 걸쳐 두 자리 수의 높은 수준을 지속적으로 보여 주었다. 그 후 인플레이션은 다시 하락하여 현재까지 낮은 상태를 유지하고 있다. “전시(戰時)를 제외하고 미국이 경험한 유일한 높은 인플레이션 기간”이라고 DeLong (1997)이 명명한 1970년대는 과연 어떻게 설명될 수 있을까?

DeLong(1997)과 Taylor(1997)는 1970년대의 높은 인플레이션이 경제지식을 습득하는 과정의 부산물이라고 설명한다. 즉 1970년대는 대다수의 경제학자나 실제 정책입안자들이 고정된 필립스곡선을 따라 정책을 수립할 수 있다고 생각하였다. 다시 말해서 어느 정도의 인플레이션을 감수한다면, 낮은 실업률을 유도할 수 있다고 생각했다는 것이다. 대부분의 경제입안자들은 어느 정도의 인플레이션을 감수하더라도 낮은 실업률을 선호하므로 보다 확장적인 총수요정책을 통해 이를 달성하려고 노력하게 된다. 하지만 정작 그러한 시도는 높은 인플레이션으로 귀결되었고, 실업률의 하락이라는 원래의 의도는 달성되지 않았다. 그 결과, 이제는 대다수의 경제학자나 정책입안자들은 필립스 곡선이 더 이상 고정되어 있지 않고 인플레이션 기대에 따라 이동한다는 것을 깨닫게 되었다. 따라서 정책적으로 필립스 곡선을 이용하려고 든다면, 경제주체가 이를 기대하게 되고 이러한 기대의 변동은 필립스 곡선 자체를 이동시키기 때문에 정책입안자들의 시도 자체가 불가능하게 된다. 이를 깨달은 정책입안자들은 더 이상 무모하게 확장적인 통화정책을 수행하지 않을 것이다. 따라서 이러한 경제지식의 발전에 따라 1970년대와 같이 높은 인플레이션이 또다시 오지는 않을 것이라고 이들은 주장한다.

하지만 최근에 Ireland(1999)는 이에 배치되는 연구 결과를 발표하여 주목을 끌었다. Ireland는 1970년대의 높은 인플레이션이 그 때 발생한 공급측에서의 나쁜 충격에 기인한다고 주장한다. 나쁜 공급측 충격이 실업률을 상승시키면, 화폐정책 입안자들은 고민에 빠지게 된다. 왜냐하면 대부분의 화폐정책 입안자는 물가안정을 주요 목표로 생각하지만 동시에 고용의 안정성도 고려하기 때문이다. 이 때 고용안정을 위해서 화폐량을 재량껏 변화시키게 되면 단기적으로는 인플레이션을 유발하지 않고도 낮은 실업률을 유도하는 효과를 거둘 수도 있다. 이 때의 이득은 사전적으로 민간주체가 화폐정책 입안자를 얼마나 신뢰하는가에 달려있다. 즉 통화량을 재량껏 변화시키지 않으리라고 믿으면 믿을수록, 이러한 기대를 저버리는 정책은 효과가 크기 마련이다. 하지만 민간이 이미 통화당국자가 기대를 저버리려하는 성향이 있다는 것을 인지하고 있다면, 이러한 정책은 오히려 높은 인플레이션만 초래하고 고용상의 이득은 기대할 수 없게 된다. 따라서 아예 고용을 무시하고 인플레이션만을 낮게 유지하는 것이 최상의 정책이 된다.

하지만 불행히도 화폐정책 입안자가 미리 화폐정책을 공약(commitment)할 수 없는 일반적인 경우, 인플레이션만을 목적으로 인플레이션을 낮게 유지하는 정책은

달성될 수 없다. 왜냐하면 Kydland와 Prescott (1977) 이 설명한 바와 같이 동태적 비일관성(time inconsistency) 때문이다. 화폐정책자들은 사전적으로 물가를 최우선적으로 생각할지라도, 막상 실업률이 오르면 사후적으로는 고용을 위해서 인플레이션을 희생하는 것이 더 바람직한 것이 된다. 따라서 정책입안자의 사후적 성향을 기대하는 민간주체들은 처음부터 인플레이션만을 낮게 유지하겠다는 정책을 믿지 않게 된다. 즉 인플레이션을 낮게 유지하겠다는 정책이 높은 신빙성을 갖지 않는 한, 이러한 선언만으로는 민간 주체를 설득할 수 없다. 만약 공급측에서 나쁜 충격이 온다면, 민간 경제주체들은 결국 인플레이션을 가져오는 확장정책을 예상하면서 결정을 내리게 되며, 이러한 기대 하에서는 정책당국자도 결국 그 기대에 부응할 수밖에 없게 되는 것이다. 따라서 Ireland는 1970년대의 높은 인플레이션이 그 때 발생한 공급측 충격과 동태적 비일관성을 극복하지 못한 화폐정책의 결과라고 해석한다.

Ireland는 Barro와 Gordon (1983) 의 연구 결과를 이용하여 자신의 생각을 경험적으로 검증하였다. 그에 따르면 동태적 비일관성이 존재할 때 인플레이션율과 실업률은 공적분(cointegration) 관계를 갖게 된다. 그 이유는 다음과 같다. 만약 공급측의 충격이 매우 지속적(persistent)으로 온다고 생각하자. 지속적인 나쁜 충격은 지속적으로 높은 실업률로 반영되며, 실업률은 통계적으로 단위근을 갖게 된다. 또한 높은 실업률이 유지될 때, 동태적 비일관성에 따르면 통화당국자는 이에 순응적(accommodating) 정책을 시행할 수밖에 없게 되고, 이러한 정책은 높은 인플레이션으로 귀착된다. 이 때 지속적인 변화를 보이는 실업률에 대응한 정책반응에 기인하여 높은 인플레이션이 지속적으로 유지되므로, 인플레이션도 단위근을 가질 뿐 아니라, 실업률과 인플레이션은 공통의 충격을 공유하는 셈이 된다. 즉 양자간에는 공적분 관계가 성립한다. Ireland는 인플레이션과 실업률 사이의 공적분 관계를 경험적으로 검증하였는데, 그에 따르면 과거 40년간 공적분 관계가 성립하지 않는다는 가설이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되었다. Ireland는 이러한 결과를 토대로 인플레이션과 실업률 사이의 공적분 관계를 통해 미국 경제의 인플레이션 변화양상을 설명할 수 있다고 주장한다. 결국 그에 따르면, 앞으로 공급측에서 또다시 나쁜 충격이 온다면, 높은 인플레이션을 또다시 맞이할 가능성이 높게 된다.

본 연구에서는 Ireland의 연구에서 사용한 검증방법의 검정력(power)이 낮다는 점에 착안하여, Ireland 논문에서의 문제점을 지적하고 새로운 대안을 찾으려고 한

다. Ireland의 분석에서의 귀무가설은, “인플레이션과 실업률 사이에 공적분 관계가 성립하지 않는다”는 것이고, 이러한 귀무가설이 기각된다고 하더라도 “양 변수간에 공적분 관계가 성립한다”는 것을 의미하지는 않는다. 하지만 Ireland는 이러한 점을 무시하고 자신의 분석 결과를 해석하는 과정에서, 인플레이션과 실업률이 전 기간에 걸쳐 공적분 관계에 있는 것으로 간주하는 오류를 범했다고 볼 수 있다. 예를 들어 만약에 어떤 시점에서의 구조적 변화가 양 변수간의 공적분 관계를 더 이상 성립하지 않게 만들었다고 하자. 이 때 공적분 관계는 단지 구조변화 이전의 기간에서만 성립하게 된다. 만약 이러한 구조 변화를 무시하고 전 기간에 걸쳐 검증을 시도할 경우, “전기간에 걸쳐 공적분 관계가 성립하지 않는다”는 가설은 기각될 가능성이 많아진다. 특히 선행 기간에서의 공적분 관계가 통계적으로 크게 부각된다면 더욱 그러한 경향이 있을 것이다.

본 연구는 미국 경제에 주요한 구조적 변화가 있었는지를 증점적으로 분석하고, 이를 통해 인플레이션에 대한 Ireland 견해에 대한 수정 가능성을 논의할 것이다. 사실 이와 같이 구조적 변화의 가능성은 많은 연구자들에 의하여 지적되어 왔다. 특히 GDP의 움직임과 인플레이션의 움직임에 있어서 그러한 변화의 조짐이 두드러진다. 예를 들어 Kim과 Nelson (1999), McConnell과 Perez (2000)는 GDP의 변동이 1984년 이래 상당한 폭으로 감소하였다고 주장한다. 또한 Cogley와 Sargent (2001), Kim, Nelson과 Piger (2001)는 인플레이션에 있어서 지속성이 현저히 감소하였다고 주장한다. 이러한 변화를 촉발시킨 원인에 대해서는 아직 공감대를 얻지 못하고 있는 실정이지만 그 가능성으로 가장 많이 부각된 사실은 통화정책의 변화이다. 실제로 Clarida, Gali와 Gertler (2000), Judd와 Rudebusch (1998)는, 1979년 이래 통화정책의 반응함수가 인플레이션을 억제하도록 현저하게 반응하고 있다고 주장한다. 이러한 점에 착안하여 Kim, Nelson과 Piger (2001)는 경험적 분석을 통해, GDP의 변동폭의 감소가 이러한 통화정책의 변화에 기인한다고 주장하였다.

만약 통화정책의 변화가 GDP 및 인플레이션의 움직임에 구조적 변화를 초래했다면, 실업률과 인플레이션 사이의 장기적 관계에도 상당한 변화를 주었으리라고 짐작된다. 이것이 사실이라면, 실업률과 인플레이션 사이의 공적분 관계가 어느 시점에서는 깨어졌다는 것을 의미한다. 양자 사이의 공적분 관계가 깨어진 시점을 추정하는 것은 양자간 관계 변화의 원인이 어디에 있는가를 이해하는데 중요한 실마

리를 제공해 줄 것이다. 특히 그 시점이 통화정책이 변화되는 시점과 동일하다면 통화정책의 변화가 그러한 변화를 가져왔을 가능성이 높게 된다. Ireland 모형에 따르면 실업률과 인플레이션과의 공적분 관계가 없어지는 것은 동태적 비일관성의 문제가 해결되는 시점이다. 또한 통화정책의 변화가 더욱 신뢰를 주게 되는 시점, 즉 인플레이션을 줄이려는 노력이 신뢰를 받게 되는 시점에서는 동태적 비일관성의 문제가 적어지게 된다. 따라서 본 연구에서 추정되는 시점은 바로 통화정책에서의 중대한 변화와 밀접한 관련이 있을 수밖에 없게 된다.

Ⅲ. 경험적 분석

만약 통화정책의 변화가 특히 인플레이션의 지속성을 감소시키는데 공헌하였다면 인플레이션율은 더 이상 단위근을 갖지 않을 가능성을 시사한다. 더 나아가서 실업률과 인플레이션을 사이에도 공적분 관계가 상실되었을 가능성을 시사한다. 특히 인플레이션에 대한 강력한 대처가 민간경제주체로 하여금 통화정책의 신뢰를 높이고 이러한 신뢰를 바탕으로 동태적 비일관성의 문제를 해결하였다면, 실업률이 단위근을 갖더라도 인플레이션은 단위근을 가질 이유가 없어지게 된다.

본 절에서는 그러한 가능성을 미리 진단하기 위하여 실업률과 인플레이션율에 대하여 각각 단위근을 검정하였다. 인플레이션율은 분기별 GDP 디플레이터를 로그 차분한 것이고 실업률은 월별 실업률의 분기 평균값을 나타낸다. 단위근 검정의 결과는 <표 1>에 제시하였다. 단위근 검정을 위해서는 Phillips와 Perron (1988)의 통계량(P_t)을 이용하였는데, 잔차항이 자기상관을 가질 가능성을 고려하기 위하여 Newey와 West (1987)의 방법을 사용하여 조정하였다. 또한 최적의 시차(q)를 결정하기 위하여는 Andrews (1991)의 방법을 사용하였다. 표에서 보는 바와 같이 1970년 1분기-2000년 3분기 동안의 전 구간에서는 실업률과 인플레이션이 모두 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되지 않고 있다. 하지만 구조적 변화가 있었다고 짐작되는 1984년 이전과 이후로 구간을 나누어 분석한 결과는 중요한 변화의 조짐을 보여준다. 즉 전반기에는 실업률과 인플레이션이 모두 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되지 않지만 후반기에는 오직 인플레이션율만이 1%의 유의 수준에서 단위근이 있다는 귀무가설이 기각된다. 즉 짐작한대로 1984년 이후에는 오직 실업률만 단위

근을 갖게 되고 인플레이션율은 단위근을 갖고 있지 않다. 따라서 이러한 변화가 실업률과 인플레이션의 장기적 관계에 있어서도 중요한 변화를 가져왔음을 강력히 시사한다고 하겠다.

〈표 1〉 단위근 검정

기 간	변 수	ρ	τ	q	P_t
1970:1	실업률	0.9652	-0.2411	4	-2.3121
- 2000:3	인플레이션율	0.8909	-2.6033	4	-2.3440
1970:1	실업률	0.9337	-1.7714	3	-2.0277
- 1983:4	인플레이션율	0.7673	-2.5830	3	-2.4698
1984:1	실업률	0.9675	-1.5059	4	-1.6085
- 2000:3	인플레이션율	0.6163	-3.9535	3	-3.7309**

참고: 인플레이션율은 분기별 GDP 디플레이터를 로그 차분한 것이고 실업률은 월별 실업률의 분기 평균값을 나타낸다.

〈표 1〉의 관계는 어느 정도 공적분 관계가 상실될 가능성을 시사하지만 직접적으로 그러한 사실을 보여준다고 생각하기는 힘들다. 본 연구는 공적분 관계의 변화를 보다 자세히 살펴보기 위하여, 실업률과 인플레이션 사이의 공적분 관계가 어느 시점부터 깨지기 시작했는지를 직접 추정하려고 한다. 이를 위해서는 다음과 같이 생각하자. Ireland에 따르면 동태적일관성이 없는 경우, 실업률과 인플레이션은 공적분 관계에 있으므로, 실업률을 인플레이션에 회귀한 잔차는 안정적(stationary)인 상태가 된다.

$$z_t = U_t - \beta \pi_t \quad (1)$$

즉 식 (1)에서의 z_t 가 안정적(stationary)이라면 실업률과 인플레이션 간의 공적분 관계는 성립하게 되는 셈이다¹⁾. 우리는 이러한 관계를 다음과 같은 모형을 통해

1) 잔차의 실제 값은 어떠한 변수를 설명변수로 하고, 어떠한 변수를 종속변수로 하느냐에 따라 그 실제 값이 달라진다. 따라서 추후의 분석결과도 달라질 가능성이 있다. 본고에서는 실업률을 종속변수로 삼고 인플레이션율을 설명변수로 삼았지만 그 반대의 경우에도 본 논문의 주된

해석할 수 있다.²⁾

〈모형 1〉

$$z_t = \rho z_{t-1} + \sum_{j=1}^I \phi_j \Delta z_{t-j} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$\rho < 1 \quad (3)$$

모형 1에서 $\rho < 1$ 이라는 사실은 z_t 가 안정적이기 위한 조건이 된다. 따라서 실업률과 인플레이션을 사이의 공적분 상태가 유지되는가를 검정하려면 ρ 가 계속적으로 1보다 작은지를 보면 된다. 만약 ρ 가 1과 같게 된다면 공적분 관계는 상실된다. 이와 같이 경제 내에서의 구조적 변화에 의해 공적분 관계가 없어지는 시점을 추정하기 위하여 다음과 같은 모형을 고려하자.

〈모형 2〉

$$z_t = \rho_{D_t} z_{t-1} + \sum_{j=1}^I \phi_{j,D_t} \Delta z_{t-j} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (2')$$

$$\rho_{D_t} = \rho_0(1 - D_t) + \rho_1 D_t \quad (4)$$

$$-1 < \rho_0 < 1, \quad \rho_1 = 1 \quad (5)$$

$$\phi_{j,D_t} = \phi_{j,0}(1 - D_t) + \phi_{j,1} D_t \quad (6)$$

$$D_t = 0, \text{ for } t = 1, 2, \dots, \tau, \quad D_t = 1, \text{ for } t = \tau + 1, \dots, T \quad (7)$$

전구간의 표본이 1에서 T 까지 주어졌다고 하자. 이 때 〈모형 2〉에서 τ 는 구조적 변화가 생기는 시점으로, 추정해야 할 중요한 모수(parameter)들 중의 하나이다. 시점이 τ 를 넘지 않으면, 식 (7)에 따라 $D_t = 0$ 이므로, 식 (4)에 의해

결론에는 큰 차이가 존재하지 않았다.

- 2) 공적분 관계가 안정적으로 유지되는지를 테스트하는 방법으로 Hansen (1992)의 방법을 들 수 있다. 실업률과 인플레이션 사이의 안정성 여부를 Hansen의 방법으로 테스트하여도 후에 보고될 본 논문의 결과와 유사하게 1979년에서 1982년 사이에 공적분 관계가 불안정해지는 것으로 밝혀진다.

$\rho = \rho_0$ 가 된다. 이는 식 (5)에 의해 ρ 의 절대값이 1보다 작음을 의미하므로, 실업률과 인플레이션간에는 공적분이 유지됨을 의미한다. 반면에 시점이 τ 를 넘어서게 되면 식 (7)에 따라 $D_t = 1$ 이므로, 식 (4)에 의해 $\rho = \rho_1$ 이 된다. 이는 식 (5)에 의해 ρ 의 값이 1과 같아짐을 의미하므로, 실업률과 인플레이션간에는 공적분이 더 이상 유지되지 않음을 의미한다.

위의 모형과 같이 구조적 변화가 생기는 시점인 τ 가 알려져 있지 않은 경우에, 이행변수 D_t 는 목격되지 않을 뿐 아니라 내생적으로 결정되게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 본 연구에서는 D_t 를 잠재변수(latent variable)로 간주하여, 다음과 같은 이행동태(transition dynamics) 관계를 갖는다고 가정한다.³⁾

$$\Pr[D_t = 0 | D_{t-1} = 0] = q, \quad \Pr[D_t = 1 | D_{t-1} = 1] = 1 \quad (8)$$

즉 구조적 변화가 오기 전에는(즉 $D_{t-1} = 0$), 다음 기에 $(1-q)$ 의 확률로 구조 변화가 생길 가능성이 존재하다가, 구조적 변화가 생긴 후에는(즉 $D_{t-1} = 1$), 더 이상의 변화가 없는 것을 가정한다. 이 때 추정되는 q 의 값은 구조적 변화가 오기 전까지의 기간이 얼마나 지속되는가에 대한 중대한 정보를 제공할 것이다. 즉 구조적 변화가 오기까지의 평균적인 기간은 $\hat{\tau} = \frac{1}{1-q}$ 로 계산될 수 있다.

고전적(classical) 통계이론에 근거하여, <모형 1>과 <모형 2>를 비교하고 구조적 변화의 시점을 추정하는 데에는 여러 가지 문제가 발생할 수 있다. 특히 구조적 변화가 없다는 귀무가설 하에서는 τ 가 아예 존재하지 않는다는 문제가 발생한다. 이러한 사실이 어떠한 문제를 야기시키는가에 대해서는 Andrews(1993), Andrews와 Ploberger(1994) 등에 자세히 설명되어 있다. 하지만 우리는 이러한 문제를 베이지안의 접근방법을 사용하여 해결하고자 한다.

베이지안의 접근방법을 사용하기 위해서 먼저 우리는 실업률을 인플레이션율에 OLS 회귀하여 z_t 를 구하고, 위에서 제시한 두 모형의 파라미터에 대한 추론을 행하고자 한다. 이를 통해 우리는 구조적 변화를 가정하지 않는 <모형 1>과 구조적

3) 이러한 모형은 Chib(1998)과 Kim, Nelson and Piger(2001)에 의해 사용된 바 있다.

변화를 가정하는 <모형 2> 중에서 데이터가 어떤 모형을 더 선호하는지 알 수 있게 된다. 보다 구체적으로 다음과 같은 Bayes Factor를 이용하면 <모형 1>과 <모형 2>를 비교할 수 있는 것이다.

$$BF = \frac{m(\widetilde{Z}_T | \rho_0 < \rho_1 = 1)}{m(\widetilde{Z}_T | \rho_0 = \rho_1 < 1)} \quad (9)$$

식 (9)에서 $\widetilde{Z}_T = [z_1, \dots, z_T]$ 을 의미한다. 식 (9)의 분자는 식 (2)'과 (4)-(8)로 이루어진 <모형 2>에 대한 한계우도(marginal likelihood)이며, 분모는 식 (2)와 (3)으로 이루어진 <모형 1>에 대한 한계우도를 나타낸다. 따라서 BF가 커질수록 <모형 2>가 <모형 1>에 비해서 데이터에 의해 상대적으로 더욱 뒷받침된다고 결론내릴 수 있다.

베이저안의 접근방법을 이용하여 추정하기 위해서는 Gibbs Sampling 기법을 사용하는 것이 적절하다. Gibbs Sampling을 이용하여, 식 (9)의 Bayes Factor를 계산하기 위해서는 Chib(1995)의 방법을 사용할 것이다. 또한 이와 유사한 모형에서 Gibbs Sampling을 어떻게 이용할 수 있는지에 대해서는 Kim, Nelson and Piger (2001)을 참조할 수 있을 것이다. 그 논문에서는 베이저안 접근방법이 일반적으로 어떠한 우월성을 가지고 있는지에 대해서도 설명되어 있다.

<그림1>은 1965: I - 2000: III 기간동안의 실업률과 인플레이션율의 분기별 자료를 그림으로 나타낸 것이다. 전 표본구간에 걸쳐 각각의 변수에 대해서 단위근을 검증한 결과 모든 검증방법에 있어서 5%의 기각력에서는 단위근이 있다는 가설을 기각할 수 없었다. 이러한 사실은 이미 잘 알려져 있으므로 따로 보고하지 않았다.

<그림2>는, 장기간에 걸친 관계에 구조적 변화가 없다는 전제하에서, 실업률을 인플레이션율에 회귀하여 구한 잔차항(z_t)을 그림으로 나타낸 것이다. 만약에 구조적 변화가 없었다고 한다면, 이 잔차항은 전체 표본구간에서 안정적(stationary)이어야 할 것이다. <표2>는 <모형1>에서의 파라미터를 베이저안 접근에 의해 추정한 결과이다. 이 때 지속성 파라미터 ρ 의 사후적 평균값은 0.906이고, 90% 신뢰구간 하에서의 사후구간(posterior band)은 (0.844, 0.966)으로 1을 포함하지 않는다. 4) 우리는 고전적 통계방법으로 잔차항을 이용한 공적분 검증을 하는 경우 z_t 가

단위근을 갖는다는 가설을 기각하게 된다. 따라서 이러한 결과만을 보면 Ireland의 결과와 일치하는 것으로 전체 구간에 걸쳐 실업률과 인플레이션을 사이에 공적분 관계가 있는 것으로 해석할 수 있다. 하지만 이러한 결론은 아래의 결과를 토대로 볼 때 주의해서 해석하여야 할 것이다.

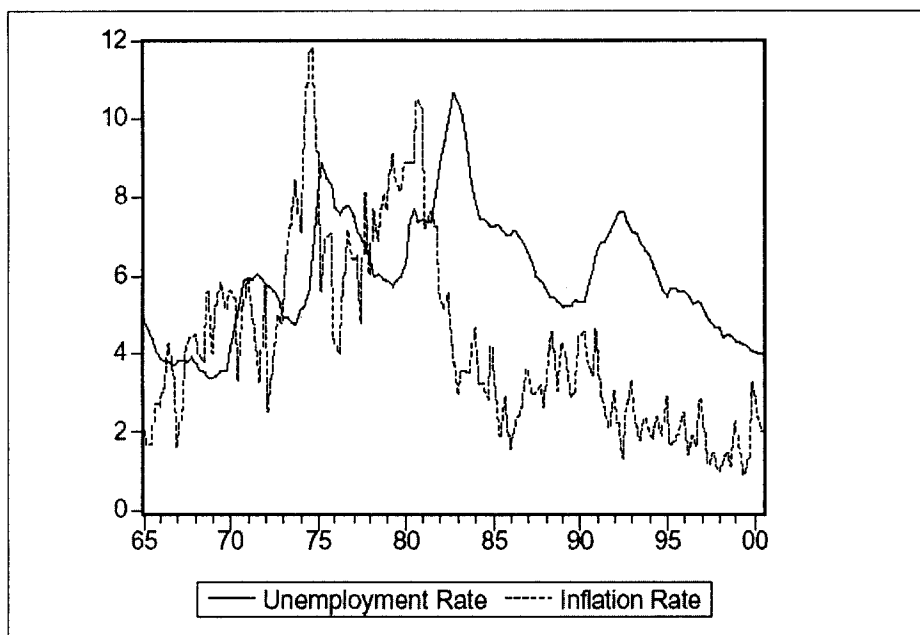
〈표3〉은 〈모형2〉를 베이지안 접근방법을 통해 추정한 결과이다.⁵⁾ 다시 강조하지만 만 〈모형2〉는 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 관계에 구조적인 변화 가능성을 허용한 경우이며, 이 때 z_t 는 구조적 변화의 시점(τ)을 기점으로 하여 더 이상 안정적이지 않고 단위근을 갖게 된다. ($\rho_1 = 1$) 따라서 우리는 τ 를 추정하여 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 관계에 있어서 언제 구조적 변화가 발생했는지도 함께 추론할 수 있게 된다. 만약에 전체 표본구간 동안 장기적인 관계가 유지된다면, 즉 z_t 에 있어서 구조적 변화가 없다면, 구조적 변화의 시점을 나타내는 τ 의 사후분포는 표본구간상의 마지막 부분에서 대부분의 밀도(mass)를 갖게 될 것이다.

하지만 〈그림3〉에 나타나 있듯이 구조적 변화의 시점에 대한 사후분포는 1970년대 말 부근에서 높은 밀도를 갖고 있는 것을 확인할 수 있다. 이 때 구조적 변화의 시점에 대한 사후평균값은 1979:I로 계산되었다. 우리는 이러한 사실을 〈그림4〉에 의해서도 확인할 수 있다. 〈그림4〉는 구조변화의 확률($P_r[D_t=1 | I_T]$)을 그림으로 나타낸 것이다. 〈그림4〉에 따르면 구조변화가 있었을 확률은 1975년부터 급격히 상승하여 1985년에는 거의 1의 값을 갖는다. 따라서 구조적 변화는 적어도 1975년에서 1985년 사이에 이뤄진 것으로 판단할 수 있다.

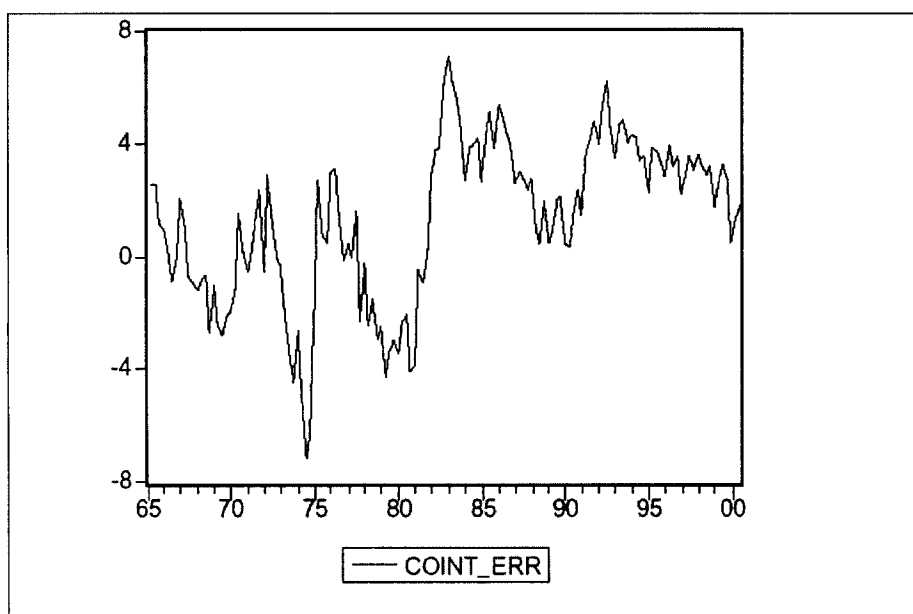
4) 〈표 2〉의 추정결과의 강건성을 테스트하기 위하여, 베이지안 추정에 있어서의 사전적 분포의 분산 값을 크게 준 경우의 값은 부록 〈표 1〉에 보고하였다. 그 결과는 본문의 결과와 크게 다르지 않다.

5) 〈표 3〉의 추정결과의 강건성을 테스트하기 위하여, 베이지안 추정에 있어서의 사전적 분포의 분산 값을 크게 준 경우의 값은 부록 〈표 2〉에 보고하였다. 그 결과는 본문의 결과와 크게 다르지 않다.

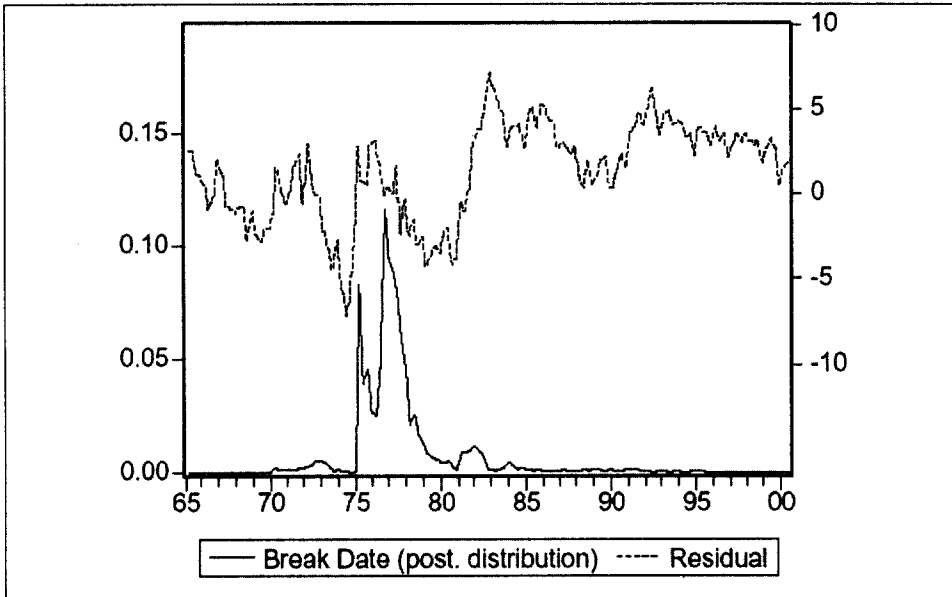
〈그림 1〉 실업률과 인플레이션율(1965: I - 2000: III)



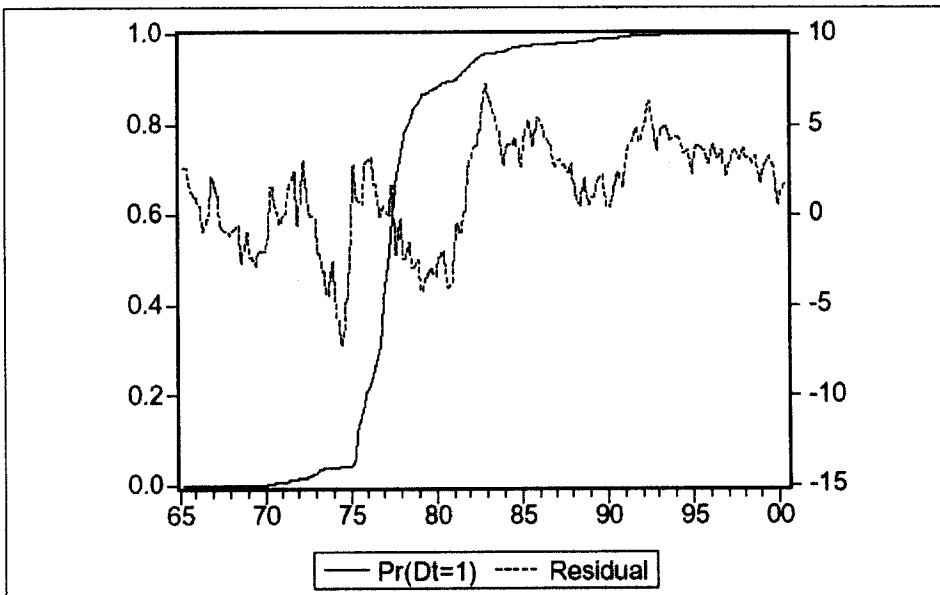
〈그림 2〉 실업률을 인플레이션율에 회귀시켜 구한 잔차항(1965: I - 2000: III)



〈그림 3〉 실업률과 인플레이션율 사이의 공적분관계의 구조적 변화시점에 관한
사후분포(1965: I - 2000: III)



〈그림 4〉 실업률과 인플레이션율 사이의 공적분관계에 대한 구조적 변화시점의
누적확률분포 (1965: I - 2000: III)



〈표 2〉 구조변화가 없는 모형의 베이지안 추론($\rho < 1$)

$$z_t = \rho z_{t-1} + \phi \Delta z_{t-1} + e_t$$

$$e_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$$

사후 분포(Posterior Distribution)				
	평균	중위값	표준편차	90% 사후 구간
ρ	0.906	0.906	0.037	(0.844, 0.966)
ϕ	-0.090	-0.092	0.082	(-0.227, 0.042)
σ^2	1.863	1.838	0.227	(1.527, 2.259)
사전 분포(Prior Distribution)				
$[\rho \ \phi]' \sim N([0.9 \ 0]', 0.5^2 I_2)$				
$\frac{1}{\sigma^2} \sim \text{Gamma}(\frac{1}{2}, \frac{2}{2})$				
Log of Marginal Likelihood: -245.33				

참고: 변수 z_t 는 실업률을 인플레이션율에 OLS 회귀한 잔차항을 나타낸다. 표본구간은 1965: I - 2000: III이다.

〈표3〉에 따를 때 구조적 변화 시점 전에는 z_t 의 지속성 파라미터 값인 ρ_0 의 추정치가 〈모형1〉에서의 추정치에 비해 상당히 낮은 값을 갖고 있음을 확인할 수 있다. 즉, ρ_0 의 사후평균(posterior mean) 값은 0.710이고 90% 사후구간은 (0.599, 0.870)이다. 즉, z_t 가 매우 안정적이고 평균으로 회귀하는(mean reverting) 경향을 가지는 것을 의미하므로, 만약 실업률과 인플레이션율 사이의 장기균형에 있어서 변화가 오면 즉각적으로 다시 균형으로 회귀하는 경향을 강하게 보이고 있음을 알 수 있다. 따라서 적어도 구조변화의 시점 전에서는 실업률과 인플레이션율 사이의 안정적인 공적분 관계가 성립함을 알 수 있다. 하지만 〈모형2〉의 가정에 따를 때 이러한 관계는 구조적 변화가 발생하기 전에 국한된 현상이고, 구조적 변화 후에는 $\rho_1 = 1$ 이므로 실업률과 인플레이션율 사이에는 더이상 공적분 관계가 성립하지 않는다.

그렇다면 과연 데이터는 〈모형1〉과 〈모형2〉 중에서 어떤 모형을 더 지지하고 있는지 살펴보기로 하자. 이는 〈모형1〉과 〈모형2〉 사이의 베이즈 팩터 식(9)를 통해 알 수 있다. 베이즈 팩터 값은 15.33으로 〈모형2〉를 더욱 더 지지함을 나타내고 있

〈표 3〉 구조변화가 있는 모형의 베이지안 추론 [$\rho_0 < 1; \rho_1 = 1$]

$$z_t = \rho_{D_t} z_{t-1} + \phi_{D_t} \Delta z_{t-j} + e_t$$

$$\rho_{D_t} = \rho_0(1 - D_t) + \rho_1 D_t$$

$$\phi_{D_t} = \phi_0(1 - D_t) + \phi_1 D_t$$

$$\Pr[D_t = 0 | D_{t-1} = 0] = q, \quad \Pr[D_t = 1 | D_{t-1} = 1] = 1$$

사후 분포(Posterior Distribution)				
	평균	중위값	표준편차	90% 사후 구간
ρ_0	0.710	0.709	0.096	(0.599, 0.870)
ρ_1	-	-	-	
ϕ_0	0.091	0.096	0.143	(-0.138, 0.313)
ϕ_1	-0.225	-0.227	0.13	(-0.424, -0.002)
σ^2	1.786	1.764	0.218	(1.458, 2.175)
q	0.980	0.986	0.019	(0.955, 0.999)
사전 분포(Prior Distribution)				
$(\rho \ \phi_0 \ \phi_1)' \sim N([0.9 \ 0 \ 0]', 0.5^2 I_4)$				
$\frac{1}{\sigma^2} \sim \text{Gamma}(\frac{1}{2}, \frac{2}{2})$				
$q \sim \text{Beta}(7, 0.1)$				
Estimated Break Date: 1979: I				
Log of Marginal Likelihood: -242.60				
Bayes Factor in Favor of Structural Break: 15.33				

참고: 〈표 2〉의 참고내용을 참조하라.

다. 이 값으로 추론해 본 결과, 우리는 〈모형2〉에 따라 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적인 관계에 있어서 구조적 변화가 있었음을 알 수 있다.

〈모형2〉는 구조적 변화 시점 후에 z_t 가 반드시 단위근을 갖는다고 가정했다는 점에서 제약적이다. 만약 이러한 가정을 완화하여 단순히 z_t 가 구조변화 후에 지속성이 더욱 더 커진다고 가정해 보자. ($\rho_0 < \rho_1 < 1$) 이렇게 완화된 가정 하에서 〈모형2〉에 대한 베이지안 추정치는 〈표4〉에 정리되어 있다.⁶⁾ 이 경우 베이즈 팩터

6) 〈표 4〉의 결과는 〈표 2〉나 〈표 3〉의 결과에 비해서는 추정치가 사전분포에 민감하게 반응하는 편이다. 하지만 〈표 3〉에서의 모형의 한계우도값이 〈표 4〉에서의 모형의 한계우도에 비해 항상 매우 크므로 본 논문의 결론은 변함이 없다고 보아야 할 것이다.

는 2.75로써 가정완화 전에 비해 <모형2>의 지지도가 매우 감소하였지만, 아직도 <모형1>에 비해서는 <모형2>를 데이터가 더욱 더 지지함을 알 수 있다. 또한 다른 파라미터 값에 대한 추정치에 있어서는 <표3>에서의 결과와 매우 유사함을 알 수 있다. 단지 <표4>에서는 구조변화 후 z_t 의 지속성 파라미터인 ρ_1 에 대한 사후분포를 추가적으로 얻게 된다. 이 때 ρ_1 의 사후평균은 0.939이고 90% 사후구간은 (0.877, 0.991)이다. 비록 이 구간이 1을 포함하지 않지만, ρ_0 의 사후평균 0.708과 사후구간(0.542, 0.877)에 비하면 z_t 의 지속성이 구조변화 후에 매우 높아졌음을 알 수 있다.

<표 4> 구조변화가 있는 모형의 베이지안 추론

$$[\rho_0 < \rho_1 < 1] \quad z_t = \rho_{D_t} z_{t-1} + \phi_{D_t} \Delta z_{t-j} + e_t$$

$$\rho_{D_t} = \rho_0(1 - D_t) + \rho_1 D_t$$

$$\phi_{D_t} = \phi_0(1 - D_t) + \phi_1 D_t$$

$$\Pr[D_t = 0 | D_{t-1} = 0] = q, \quad \Pr[D_t = 1 | D_{t-1} = 1] = 1$$

사후 분포(Posterior Distribution)				
	평균	중위값	표준편차	90% 사후 구간
ρ_0	0.708	0.710	0.100	(0.542, 0.877)
ρ_1	0.939	0.943	0.037	(0.877, 0.991)
ϕ_0	0.075	0.076	0.155	(-0.181, 0.319)
ϕ_1	-0.183	-0.186	0.131	(-0.397, 0.034)
σ^2	1.786	1.762	0.131	(1.456, 2.153)
q	0.979	0.985	0.020	(0.953, 0.999)

사전 분포(Prior Distribution)

$$[\rho_0 \quad \rho_1 \quad \phi_0 \quad \phi_1]' \sim N([0.9 \quad 0.95 \quad 0 \quad 0]', 0.5^2 I_4)$$

$$\frac{1}{\sigma^2} \sim \text{Gamma} \left(\frac{1}{2}, \frac{2}{2} \right)$$

$$q \sim \text{Beta} (7, 0.1)$$

Estimated Break Date: 1978:III

Log of Marginal Likelihood: -244.32

Bayes Factor in Favor of Structural Break: 2.75

참고: <표 2>의 참고내용을 참조하라.

이러한 결과에 비추어 볼 때 우리는 만약 실업률과 인플레이션을 사이에 장기관계가 성립했다면 그러한 관계는 구조변화 이전에 국한되고 구조변화 이후에는 이러한 관계가 사라졌다고 판단한다. 만약 이러한 관계가 비록 사라지지 않았다 하더라도 <표4>의 결과에 따르면 지속성 파라미터의 값이 매우 큰 값을 가지므로, 균형으로 회복하는데 걸리는 시간이 매우 커졌음을 의미한다. 따라서 적어도 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 관계는 구조변화 시점을 기준으로 하여 매우 약해졌다고 판단된다. <표4>에서 추정한 구조변화 시점에 대한 사후분포에 관한 그림은 <그림3>과 거의 유사하므로 따로 보고하지 않았다.

우리는 우리의 결과가 가정된 사전분포(prior distribution)에 의존된 것이 아님을 확인하기 위하여 다양한 사전분포를 사용하여 우리의 결과의 강건성(robustness)을 검토하였다. 그 결과 우리의 결과가 대부분의 사전분포에 대해 그대로 유지됨을 확인할 수 있었다. 따라서 우리는 결론적으로 실업률과 인플레이션을 사이의 장기적 관계에 큰 변화의 시점이 있었다고 판단한다.

IV. 결과에 대한 해석

지금까지의 결과를 바탕으로 해석할 때, 실업률과 인플레이션 사이의 장기균형관계는 1970년대 말에서 1980년대 초 사이에 구조적 변화가 있었던 것으로 짐작된다. 이러한 사실은 <그림1>을 통해서도 확연히 드러남을 알 수 있다. 즉 <그림1>을 따를 때, 1980년대와 1990년에는 실업률이 높았음에도 불구하고 인플레이션율은 낮은 상태를 유지함으로써, 그 이전의 양자 사이의 밀접한 관계가 사라진 것으로 보인다. Ireland에 의하면 양자 사이의 공적분 관계의 원천은 실업률에 대한 충격에 있다. 따라서 높은 실업률을 초래한 나쁜 충격이 더 이상 인플레이션에 영향을 주지 않았다는 사실은 양자 사이에 공적분 관계가 사라졌음을 의미한다고 하겠다.

우리의 경험적 결과는 Ireland 모형에 수정을 가할 필요가 있음을 뜻한다. 즉, 동태적 비일관성에 기인한 실업률과 인플레이션 사이의 공적분 관계는 전 표본구간 동안 성립한 것이 아니라, 구조적 변화로 인해 1980년대 이후에는 더 이상 성립하지 않는다고 해석해야 하는 것이다. 하지만 이러한 수정된 Ireland 모형은 2절에서 소개한 또 다른 모형과 구별되기는 어려운 것으로 보인다. 즉, DeLong(1997)과 Talyor(1997)는 경제이론의 발전으로 통화정책 입안자가 더 이상 필립스곡선 상의

상충관계를 믿지 않게 됨에 따라, 1970년대의 높은 인플레이션이 잠재위칠 수 있었다고 해석하였다. 이러한 해석에 따르면, 앞으로 또 다른 높은 인플레이션이 올 우려가 거의 없다고 하겠다. 본 논문에서 주장하는 수정된 Ireland 모형은 앞으로 또 다른 인플레이션이 올 우려가 적다고 전망하는 점에서 Delong(1997)과 Talyor(1997)의 견해와 맥을 같이 한다. 즉, 수정된 Ireland 모형은, 또 다른 공급측충격이 오더라도 화폐정책의 변화에 기인하여 이러한 공급측충격이 높은 인플레이션을 초래하지 않는다고 주장하는 것이다.

반면 원래의 Ireland 모형은 전 표본구간에 걸쳐 실업률과 인플레이션 사이에 공적분 관계가 성립한다고 주장하고 있다. 따라서 앞으로 나쁜 공급측충격이 온다면 화폐정책의 동태적 비일관성에 기인하여 또 다시 높은 인플레이션이 올 수 있다고 본다. 이러한 점에서 원래의 Ireland 모형과 수정된 Ireland 모형 사이에는 중요한 차이점이 있다고 하겠다.

V. 결 론

미국경제에 있어서 1980년대 초 중요한 변화가 있었다는 연구가 최근에 많이 이루어지고 있다. 특히 총생산과 인플레이션의 움직임에 이러한 변화가 뚜렷한 편이다. 예를 든다면, Kim and Nelson(1999)과 McConnell and Perez(2000)은 1984년 이래 실질 총생산의 성장률에 있어서 변동성이 현저히 줄어들었다고 주장한다. 또한 Cogley and Sargent(2001)과 Kim, Nelson and Piger(2001)은 1980년대 초에 있어서 인플레이션율의 지속성과 변동성에 현저한 감소가 있었다고 주장한다.

본 논문에서 우리는 특히 실업률과 인플레이션율 사이의 장기 균형관계에 주목하여 양자 사이의 관계에서도 주목할 만한 구조적 변화가 있었음을 확인하였다. Ireland 모형에 비추어 볼 때, 이러한 변화는 통화정책입안자의 동태적 비일관성의 문제가 크게 완화된 결과로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 장차 인플레이션에 대한 우려가 크게 완화되었음을 의미한다. 즉, Ireland는 구조적 변화의 가능성을 무시함으로써 장차 공급측충격이 온다면 또 다른 높은 인플레이션이 초래될 수 있다고 전망한 반면, 우리의 결과는 실업률과 인플레이션 사이의 장기적 관계가 사라짐에 따라 공급측충격이 인플레이션에 전파될 가능성이 크게 낮아졌다고 주장한다.

부록: 모형의 강건성 조사를 위한 모형의 새로운 추정

부록 표1. 구조변화가 없는 모형의 베이지안 추론($\rho < 1$)

$$z_t = \rho z_{t-1} + \phi \Delta z_{t-1} + e_t$$

$$e_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$$

사후 분포 (Posterior Distribution)				
	평균	중위값	표준편차	90% 사후 구간
ρ	0.905	0.905	0.036	(0.844, 0.966)
ϕ	-0.092	-0.092	0.086	(-0.230, 0.048)
σ^2	1.874	1.861	0.222	(1.532, 2.265)
사전 분포 (Prior Distribution)				
$[\rho \ \phi]' \sim N([0.9 \ 0]', I_2)$				
$\frac{1}{\sigma^2} \sim \text{Gamma}(\frac{0.5}{2}, \frac{1}{2})$				
Log of Marginal Likelihood: -246.15				

참고: 변수 z_t 는 실업률을 인플레이션율에 OLS 회귀한 잔차항을 나타낸다. 표본구간은 1965: I - 2000: III이다.

부록 표2. 구조변화가 있는 모형의 베이지안 추론 [$\rho_0 < 1; \rho_1 = 1$]

$$z_t = \rho_{D_t} z_{t-1} + \phi_{D_t} \Delta z_{t-1} + e_t$$

$$\rho_{D_t} = \rho_0(1 - D_t) + \rho_1 D_t$$

$$\phi_{D_t} = \phi_0(1 - D_t) + \phi_1 D_t$$

$$\Pr[D_t = 0 | D_{t-1} = 0] = q, \quad \Pr[D_t = 1 | D_{t-1} = 1] = 1$$

사후 분포(Posterior Distribution)				
	평균	중위값	표준편차	90% 사후 구간
ρ_0	0.719	0.709	0.098	(0.552, 0.868)
ρ_1	-	-	-	
ϕ_0	0.095	0.097	0.143	(-0.140, 0.330)
ϕ_1	-0.241	-0.245	0.131	(-0.447, -0.014)
σ^2	1.796	1.775	0.228	(1.463, 2.197)
q	0.979	0.985	0.021	(0.940, 0.999)

사전 분포(Prior Distribution)

$$[\rho \ \phi_0 \ \phi_1]' \sim N([0.9 \ 0 \ 0]', I_4)$$

$$\frac{1}{\sigma^2} \sim \text{Gamma}\left(\frac{0.5}{2}, \frac{1}{2}\right)$$

$$q \sim \text{Beta}(3.5, 0.05)$$

Estimated Break Date: 1979: I

Log of Marginal Likelihood: -241.16

Bayes Factor in Favor of Structural Break: 146.9

참고: 부록 표 1의 참고내용을 참조하라.

■ 참고 문헌

1. Andrews, D.W.K., "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance estimation," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 817-858.
2. Andrews, D.W.K., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61, 1993, pp. 821-856.
3. Andrews, D.W.K. and W. Ploberger, "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative," *Journal of Econometrics*, 70, 1994, pp. 9-38.
4. Barro, R.J., and D.B., Gordon, "A positive theory of monetary policy in a natural rate model," *Journal of Political Economy*, 91, 1983, pp. 589-610.
5. Chib, S., "Marginal Likelihood from the Gibbs Output," *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1995, pp. 1313-1321.
6. Chib, S., "Estimation and Comparison of Multiple Change-Point Models," *Journal of Econometrics*, 86, 1998, pp. 221-241.
7. Clarida, R., Gali, J., and M. Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 1999, pp. 147-180.
8. Cogley, T. and T.J. Sargent, "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics," mimeo, 2001.
9. DeLong, J.B., "America's peacetime inflation: The 1970s," In: Romer, C.D., Romer, D.H. (Eds.) *Reducing inflation: Motivation and strategy*, University of Chicago Press, Chicago, 1997, pp. 247-276.
10. Ireland, P. N., "Does the Time-Consistency Problem Explain the Behavior of Inflation in the United States?" *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, pp. 279-291.
11. Judd, J.P. and G.D. Rudebusch, "Taylor's rule and the Fed: 1970-1997," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, 1998, pp. 3-16.
12. Kim, C.-J. and C.R. Nelson, 1999, "Has the U.S. economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle," *The Review of Economics and Statistics*, 81, 608-616.
13. Kim, C.-J., C.R. Nelson, and J. Piger, "The Less Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations," mimeo, 2001.
14. Kydland, F. and E. C. Prescott, "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans," *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp. 473-491.
15. McConnell M.M. G. Perez-Quiros, "Output Fluctuations in the United States: What has Changed since the Early 1980's?" *American Economic Review*, 90, 2000, pp. 1464-1476.
16. Newey, W.K. and West, K.D., "A simple positive semi-definite," heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55, 1987, pp. 703-708.
17. Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335-346
18. Taylor, J.B., "Comments," In: Romer, C.D., Romer, D.H. (Eds.) *Reducing inflation:*

Motivation and strategy, University of Chicago Press, Chicago, 1977, pp. 276-280.

19. Watson, M. W., "Explaining the increased variability of long term interest rates," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Fall 1999.

A Study on the Structural Break in the Inflation Dynamics

Chang-Jin Kim* · Kwanho Shin**

Abstract

We investigate the nature of a structural break in the long-run relationship between inflation and unemployment as implied by a dynamic time-consistent monetary policy. We find that, while this long run relationship holds in the late 1960's and most of the 1970's, it breaks down in the late 1970's. This breakdown suggests that monetary policy in the later period is less vulnerable to the dynamic time-consistency problem. We conjecture that, while a lack of credibility of the Federal Reserve may explain the inflation dynamics of the earlier period, more credible monetary policy by the Federal Reserve since the late 1970's has led the long-run relationship to disappear.

Key Words: inflation, monetary policy, dynamic inconsistency, unemployment rate

* Professor, Department of Economics, Korea University

** Associate Professor, Department of Economics, Korea University