유럽通貨制度(EMS)와 政策의 信賴性[1]
- 이탈리아의 事例 -

鄭 成 台

본 논문은 Barro-Gordon모형을 이용하여 유럽通貨制度의 설립에 따른 이탈리아 反인플레이션 政策(disinflation)의 信賴性 변화를 분석하였다. Barro-Gordon모형에 따르면 정책의 신뢰성이 높은 경우 반인플레이션 정책의 유효성이 높아져서 최적경로의 기울기가 낮은 데 비해, 신뢰성이 낮은 경우 기울기가 높다. 만약 유럽통화제도 가입에 따라 정책의 신뢰성에 변화가 있었다면 기울기에 변화가 있었을 것이다. 한편 기울기 변화를 관찰하기 위해 Markov Regime-Switching모형을 활용하였다.

이러한 논리에 따라 유럽통화제도의 가입이 이탈리아의 정책 신뢰성에 미친 영향을 분석한 결과 EMS 가입과 탈퇴가 최적경로의 기울기에 큰 영향을 주지 않았다. 그리고 네덜란드에 대한 분석도 동일한 결과를 보였다. 결론적으로 換率制度를 통해 일반의 정책에 대한 신뢰성을 높이고 이를 통해 인플레이션을 억제하려는 시도가 유럽통화제도 가입국에서 성공했다는 증거를 발견할 수 없었다.

1. 序 論

金本位制나 固定換率制度하에서 정책당국은 換率의 움직임을 일정한 수준 내지는 일정한 범위로 한정시키기 위해서 通貨量, 金利, 財政 등 여러 정책수단을 동원하게 된다. 즉, 換率安定이라는 정책목표를 달성하기 위해, 여러 정책수단 활용에 그렇지 않을 경우보다 제약이 가해지게 된다. 그리고 대내외적으로 공표된 政策目標와 이에 부합하는 政策手段의 활용은 일정한 기대를 형성하게 된다.

예를 들어, 금본위제하에서 잉글랜드은행은 "금이 유출되는 경우 금이 다시 영국으로 돌아오도록 할 목적으로 할인율을 인상하였으며, 할인율이 시장이자율과 완전히 괴리되고 금의 유입을 유도할 필요가 없는 경우에 인하"[2]하였다. 준비금보호와 '兌換性

(1) 본 논문은 정성태의 석사논문(2008)을 수정한 것이다. 물심양면으로 많은 도움을 주시고 논문까지 지도해주신 양동휴 교수님과 미숙한 논문을 심사해주신 이철희, 박지형 교수님께 감사를 드립니다. 그리고 Markov Regime-Switching의 기술적인 부분을 도와주고 같이 논문을 쓰느라 고생한 김명원과 편집을 도와준 박지현에게도 고마운 마음을 전합니다.

(2) U.S. National Monetary Commission, Interviews on the Banking and Currency Systems, p. 26; 양동휴(2000)에서 재인용.

(convertability) 유지'라는 정책목표를 위해 여러 정책수단들이 활용됨에 따라 금본위제는 자체적인 안정수단을 갖게 되어 해외로 금이 유출되는 경우에도 일정한 수준에 이르면 다시 금이 유입되는 효과를 가지게 되었다. Eichengreen(1996)에 의하면 "政策當局의(金本位制를 고수하겠다는) 公言(commitment)에 대한 신뢰는 換率을 안정시키기 위해 취해진 조치로 인한 개입과 곤란함을 최소화시키면서, 거래자들이 換率이 낮을 때 해당 通貨를 매입하도록 함"으로써 金本位制의 안정성은 강화되었다.(3)

그렇다면 유럽通貨制度(EMS; European Monetary System)처럼 여러 국가가 참여하는 고정환율제도는 앞서 제시한 것과 유사한 신뢰성을 가질 수 있을까? 더 나아가 그러한 제도에 가입하는 것만으로도 신뢰성을 얻을 수 있는가에 대한 의문(4)이 생겨나게 된다. 그리고 換率의 안정에 대한 약속을 통해서 정책의 신뢰도가 높아지고 더불어 인플레이션에 대한 기대도 변할 것인가?

본고에서는 마지막 질문(5)에 집중하고자 한다. 즉 換率目標를 유지하기 위해서 여러 정책들을 그에 부합하게 운용한다고 공언하고, 실제로도 실업률을 개선을 위해 환율을 평가절하하지 않아 정책의 신뢰도가 높아진다고 가정하자. 그러면 기대인플레이션이 낮아지게 되고 필립스곡선에도 변화가 발생한다. 그렇다면 EMS에 가입하는 것만으로도 그러한 효과를 볼 수 있는가? 이에 대해서 두 견해가 맞서고 있다.

우선 信賴性 假說(credibility hypothesis)은 EMS가 인플레이션 억제(disinflation)에 따른 비용을 감소시켰다고 주장한다. Giavazzi and Giovannini(1987)와 Giavazzi and Spaventa (1989)는 EMS를 회원국들이 독일마르크화에 자국통화의 換率을 고정시킴으로써 독일연방은행(Deutsche Bundesbank)의 信賴性을 빌려올 수 있는 제도라고 주장하였다. 그들에 따르면 독일연방은행은 독립적으로 통화정책을 수행하고 여타 국가들은 독일마르크화에 대한 자국통화의 환율을 固定하기 때문에 통화정책이 제약을 받는 시스템이며, 결국 EMS는 사실상 독일마르크화지역(Deutsche Mark Zone: DM-Zone)이라는 것이다.(6) 결국, 인플레이션이 높은 국가는 EMS 가입으로 通貨政策 등에 제약을 받는 동시에 독일의 반인플레이션 정책과 명성을 여타국들도 누리게 되었으며, 정책의 신뢰도는 높아지고 그럼으로

(3) Krugman(1991)은 이러한 효과를 "honeymoon effect"라고 지칭하였다.
(4) Weber(1991)는 이를 "credibility bonus"라고 불렀다.
(5) 환율안정이 반드시 물가안정으로 귀결되는 것은 아니지만 EU처럼 회원국 내 교역의 비중이 큰 경우에는 환율의 안정이 물가안정에 중요하다고 볼 수 있다. 예를 들어 독일과의 교역비중이 높은 네덜란드의 경우 다른 나라와는 달리 EMS 발족 초기부터 ±1.125%의 변동폭으로 운용되었으며, 독일의 평가절상과 발맞추어 평가절상하는 경우가 많았다.
(6) Giavazzi and Giovannini(1989), De Grauwe(2003)에서 재인용.

써 인플레이션 억제 비용은 낮아졌다는 것이다.(7)

반면 Cohen and Wyplosz(1989)는 信賴性 假說을 입증하는 증거는 없으며 EMS는 非對稱的(asymmetrical)(8)이기는 커녕 오히려 대칭적이라고 주장하였다. 독일이 EMS 국가들에 영향을 미쳤다면, 다른 EMS 국가들도 독일에 영향을 끼쳤으며 그중에서 프랑스의 영향력이 두드러진다고 주장하였다. 그에 따라서 독일뿐만 아니라 여타 국가들의 정책에 대한 신뢰도가 낮아졌으며, 결과적으로 오히려 인플레이션 억제의 비용이 높아졌다는 것이다(Discipline hypothesis).(9)

본고에서는 EMS 가입에 따른 정책의 신뢰도 상승효과를 이탈리아의 사례를 통해서 검토하고자 한다. 이탈리아는 1979년 4월 독일, 프랑스 등 7개국과 EMS를 수립하였으나 1992～3년의 금융위기 와중에 탈퇴한 뒤(1992년 9월), 1996년 11월에 다시 EMS에 복귀하였다. 이처럼 이탈리아는 여타 국가와 달리 EMS 가입, 탈퇴, 복귀의 과정을 거쳤고, 가입기간도 상대적으로 길어 EMS 가입에 따른 신뢰도 효과를 측정하기에 좋은 편이다.(10) 반면, 네덜란드, 프랑스 등은 1992～3년 EMS 위기에서도 탈퇴하지 않고, 換率 변동폭만을 확대하면서 EMS에 잔류하였다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 EMS에 대해서 간략하게 개괄하고 EMS의 신뢰도에 대한 기존 논의를 소개한 후, 3장에서는 Barro-Gordon의 모형을 설명한다. 그리고 4장에서는 이탈리아의 실업률과 물가상승률 간의 관계를 나타내는 필립스 곡선을 도출한 후 1970～2004년 사이의 EMS 가입 및 탈퇴에 따른 필립스곡선의 변화를 살핀다. 그리고 Mishkin(1981)과 Hamilton(1992)의 방법론에 따라서 기대인플레이션을 도출한 뒤 그 결과를 Barro-Gordon모형에 적용한 후 기간별 신뢰도 변화를 살펴본다. 마지막으로 5장에서는 결론을 제시한다.

---

(7) Barro and Gordon(1983)의 논의에 따른다. 자세한 내용은 2장을 참고.

(8) 독일은 독립적으로 통화정책을 수행하고 나머지는 그렇지 않다는 점에서 비대칭적이다.

(9) Weber(1991)에서 재인용. Weber는 제3의 견해를 제시하였다. 독일은 hard currency(인플레이션 억제)국가이며 프랑스는 soft currency(인플레인션에 관대)이며, 나머지 국가들은 초기에는 프랑스와 유사하였으나 이후에는 독일과 유사하게 되었다는 것이다.

(10) EMS 가입 전후의 물가상승률도 높은 편이라는 점도 고려되었다.

〈EMS 가입 전후 이탈리아의 물가상승률(%)〉

75년	76년	77년	78년	79년	80년	81년	82년	83년	84년
13.0	17.8	11.8	12.3	18.6	17.2	15.2	15.0	11.2	9.0

2. EMS의 導入/運營 및 信賴度에 대한 旣存 論意

2.1. EMS의 導入과 運營[11]

브레튼우즈체제의 붕괴 직후 미국과 유럽국가들은 換率의 변동폭을 축소함으로써 달러 위기를 수습하고자 했다. 그러한 시도는 1971년 스미소니안체제(Smithsonian Agreement)에 의하여 실현되었으나 유럽통화 간 換率變動 가능폭은 더욱 확대[12]되어 유럽단일 시장을 위한 기반이 흔들리게 되자, 1972년 유럽국가들은 회원국 통화간 변동폭을 달러화와 일치시키는 조치를 취하게 된다('스네이크(Snake) 제도').[13] 그리고 1973년에는 회원국 통화간 변동폭은 그대로 두고, 대미달러에 대한 固定換率制만을 포기함으로써 스미소니안체제를 脫退하였다(공동환율제).

반면 미국은 變動換率制度로 이행하였다. 미국이 변동환율제로 이행한 것은 달러화에 대한 투기적 공격의 원인이 유럽과 일본이 경상수지 흑자를 유지하기 위해서 막대한 준비자산을 축적하여, 換率의 조정을 인위적으로 제한하였기 때문이라고 생각하였기 때문이다. 그러므로 경상수지의 조정을 위해서는 변동환율제를 선호하였다.

반면 유럽이 固定換率制度를 선호하게 된 데에는 역사적 경험이 큰 영향을 미쳤다. 유럽은 1920년대 변동환율제도로 인해 초인플레이션(hyperinflation)을 겪었으며, 1930년대에는 경쟁적인 평가절하로 인해 정상적인 무역관계가 단절(인근궁핍화 정책; begger thy neighbor)되어 결국 전쟁으로 이어지는 결과를 목도하였다. 그에 따라 유럽 내에서는 환율을 안정적으로 유지하여 서로간의 의존성을 높이는 정책에 대한 선호가 높았고, 그 결과 변동환율제도보다는 국가간 환율을 안정시키는 정책을 선택하게 되었다.[14] 아울러 1950년대부터 단계적으로 이루어져 온 여러 공동정책들의 근간을 이루는 환율제도의 안정성이 위협받으면 EU 설립에 어려움이 예상되었기 때문이기도 하다.

앞서 제시한 여러 차례의 換率制度 변경 후 1979년 4월부터 EMS가 발족되었다. EMS는 유럽통화단위(ECU; European Currency Unit), 信用供與制度(credit facility), 그리고 換率메커니즘(ERM; Exchange Rate Mechanism)으로 구성되었다.[15] ERM은 브레튼우즈체제와 마

(11) 이 부분은 김세원(2004), De Grauwe(2003)을 참조하였다.
(12) 각 회원국의 대 달러환율 변동폭 4.5%에 유럽국가 간 상호 변동폭 4.5%가 더해져서 역내에서 최대 9%의 환율변동이 가능하였다.
(13) 스네이크 제도는 미달러화에 대한 변동폭 내에서 환율이 움직이기 때문에, '터널 속의 스네이크' (snake in the tunnel)라고도 불렀다.
(14) Eichengreen(1996).

찬가지로 '조정가능한 固定換率制(adjustable peg)'였다. 회원국은 中心換率(central parity)을 정하고, 환율이 중심환율의 일정 범위에서는 자유롭게 변동하도록 하였다.(16) 그리고 환율이 상한 또는 하한에 다다르는 경우 회원국 中央銀行은 외환시장에 개입하였다.(17) 그러나 중심환율은 절대적이지는 않아, 여타 회원국의 자문(consultation)을 구한 뒤 중심환율을 변동시킬 수 있었다.(18)

구체적으로 살펴보면 ECU는 EU 회원국들 通貨바스켓 방식으로 구성된 복합통화단위이다. 초기 바스켓은 1979년 3월 유럽통화제도의 출범 당시 참가국인 독일, 프랑스, 이탈리아, 벨기에, 네덜란드, 룩셈부르크, 덴마크, 아일랜드, 영국 등 9개 통화로 구성되었다가 1980년대 그리스, 스페인, 포르투갈 통화가 추가되었다. ECU의 역할은 첫째, 유럽通貨制度의 환율 운영범위 내에서 각 회원국 構成通貨의 中心換率과 이 제도의 괴리지표를 계산하는 단위로 사용되었다. 둘째, 외환시장개입 및 신용제도의 표시단위였다. 셋째, EU 내 통화당국 간 결제수단으로 기능하였다. 넷째, 유럽석탄철강공동체 등이 ECU를 회계단위로 사용하였으며 共同農業政策이 기초하고 있는 공동농산물가격 역시 ECU로 표시되었다.(19)

ERM은 ECU를 중심으로 한 換率調整메커니즘으로 상호간의 대칭적인 개입의무를 규정(20)한 패러티그리드(parity grid)방식을 기본으로 하며, 中心換率과의 괴리지표를 보완적으로 이용하였다. 패러티그리드 방식은 각국 통화의 대 ECU 기준환율을 설정하고, 이에 기초하여 각 회원국의 대 ECU 中心換率을 다른 회원국의 환율과 교차시킴으로써 ERM 참가국 통화간의 基準換率을 도출하는 방식이다. 그리고 회원국 통화간 換率의 안정성을 보장하기 위해 다음과 같은 두 가지 외환시장 개입방식이 사용되었다.

하나는 한계개입(marginal intervention)으로 회원국의 통화가 中心換率의 범위에 다다르는 경우 각 해당 中央銀行은 의무적으로 외환시장에 개입하며, 介入通貨는 원칙적으로 회원국 통화로 이루어졌다. 다른 하나는 한계내 개입(intra-marginal intervention)으로 환율 변동폭이 상·하한에 이르기 전에 각 中央銀行이 필요한 때 선택적으로 개입하는 경우를 말하며 개입통화는 자유로이 선택할 수 있었다.

---

(15) ECU 및 환율운영의 구체적인 내용은 김세원(2004)을 참조하라.
(16) 1989년까지는 ±2.5%(이탈리아는 ±6.0%)이었고, 1992년까지는 ±1.125%였다가 1992~93년 금융위기 이후인 1993년 8월부터는 ±15%로 변경되었다.
(17) 이를 한계개입(marginal intervention)이라고 한다.
(18) 이를 중심환율의 재조정(realignment)이라고 한다.
(19) ECU에 대해서는 김세원(2004)의 부록을 참조하라.
(20) 대칭적인 개입의무가 부과되었지만 독일은 인플레이션에 대한 염려 때문에 자국통화로 외환시장에 개입하는 것을 꺼리는 편이었다〔Eichengreen(1996)〕.

마지막으로 외환시장에 개입할 때 각 중앙은행은 약세통화를 매입하고 강세통화를 매각하여야 하는데, 이러한 조치는 약세통화국의 중앙은행이 강세통화국의 통화를 차입할 수 있어야 가능한데, 이를 뒷받침하는 제도가 신용공여장치이다. EMS는 초단기신용, 단기신용, 중기금융지원의 3가지 제도를 운영하였다.

2.2. EMS에 대한 旣存 論意

1992～93년의 ERM 위기 이전 유럽환율제도에 대한 논의는 주로 서유럽이 '最適通貨地域'(Optimal Currency Area)인지 여부에, 그리고 單一通貨로 이행할 때 발생할 수 있는 문제점 등에 한정되었다〔Mundell(1961), Mckinnon(1963), Vaubel(1976) 등〕. 초기 연구들은 (Mundell, Mckinnon) 대내적으로 固定換率制度를 수립하고 대외적으로는 變動換率制度를 채택하는 것이 공동통화를 위한 바람직한 지리적 공간을 형성할 수 있는 제반조건임을 보여주었으며, 1970년대 후반 연구들은 '最適通貨地域理論'을 토대로 통화지역 형성의 비용과 편익을 종합적으로 파악하는 데 주안점을 두고 있다.

이들의 연구에 의하면 單一通貨를 채택 시 얻을 수 있는 이익은 (1) 단일시장의 효율성 증대, (2) 고용과 성장확대, (3) 거래비용을 비롯한 각종 비용의 감소, (4) 국제통화로서의 지위강화와 역내 유동성의 개선, (5) 화폐주조차익(seignorage) 등이다.

그리고 1979년 EMS가 설립된 후에는 EMS의 信賴性에 관한 논의들이 주를 이루었는데, 그중에서도 中心換率의 변경 가능성이 주요 대상이었다. 이는 EMS가 '조정 가능한 固定換率制'이기 때문에 특정 환율을 고수하겠다는 정책당국의 의지가 그다지 강조[21]되지 않았고, 1979～90년까지 12차례의 중심환율 변경이 있었기 때문이다.[22] 이처럼 회원국

(21) 김세원(2004)에 의하면 애초부터 신뢰성이 낮은 제도였다.

(22) 1979～90년 중 재조정은 다음과 같다.

1979. 09. 24. 독일(+2%), 덴마크(-2.9%).
1979. 10. 30. 덴마크(-4.8%).
1981. 04. 09. 이탈리아(-6%).
1981. 10. 05. 독일(+5.5%), 프랑스(-3%), 이탈리아(-3%), 네덜란드(+3.5%).
1982. 02. 22. 벨기에(-8.5%), 덴마크(-3%).
1982. 06. 14. 독일(+4.25%), 프랑스(-5.75%), 이탈리아(-2.75%), 네덜란드(+4.25%).
1983. 04. 21. 독일(+5.5%), 프랑스(-2.5%), 이탈리아(-2.5%), 네덜란드(+3.5%), 벨기에(+1.5%), 덴마크(+2.5%), 아일랜드(-2.5%).
1985. 07. 22. 독일(+2%), 프랑스(+2%), 이탈리아(-6%), 네덜란드(+2%), 벨기에(+2%), 덴마크(+2%), 아일랜드(+2%).
1986. 03. 07. 독일(+2%), 프랑스(-3%), 네덜란드(+3%), 벨기에(+1%), 덴마크(+1%).
1986. 08. 04. 이탈리아(-8%).
1987. 01. 12. 독일(+3%), 네덜란드(+3%), 벨기에(+2%), 덴마크(+2%).
1990. 01. 08. 이탈리아(-3.7%). 변동범위 축소(±2.5%→±1.125%).

간 中心換率의 재조정이 잦았기 때문에 '위험이 제거되지 않은 이자율 평형정리(uncovered interest parity)'를 통해서 재조정 시점이 예측 가능했는지를 살펴보는 경우가 많다〔Svensson(1991), Rose and Svensson(1995), Frankel and Phillips(1992), Gomez-Puig and Montalvo(1996), Tillman(2003)〕.(23)

예를 들어 Rose and Svensson(1995)은 독일과 프랑스의 利子率 차이를 사전에 정해진 범위 내 환율변동과 중심환율의 변동으로 구분한 후, 이자율에 포함되어 있는 중심환율의 변동가능성을 확률로 보였다. 예컨대, 變動換率制를 시행하는 경우 이자율 평형정리에 따라 $1 + r_F = F/S(1 + r_G)$이 성립한다(r_F는 프랑스의 이자율, r_G는 독일의 이자율, F/S에서 F는 마르크/프랑의 환율에 대한 선도계약, S는 만기를 각각 의미). 그러나 固定換率制의 경우 F/S가 제한되어 있으므로, 평가절하에 대한 기대가 이자율에 내재되어 있을 것이다.

한편 Tillman(2003)은 Var(vector autoregressive)모형과 Markov Regime-Switching모형을 결합하여 中心換率 변동과 그에 따른 효과를 보였다.(24) Tillman은 이자율과 여타 거시경제변수의 관계가 Regime에 따라 달라질 것이라는 가정하에, EMS 가입국가와 독일과의 이자율 차이(spread)와 여타 경제변수들의 차이(예를 들어 물가상승률의 차이, 성장률의 차이) 간의 관계가 달라지는 시기를 구분하였다.(25)

한편 Gibson(2003)은 패널기법과 Survival analysis를 통해 중심환율의 지속기간을 분석하였다. Gibson은 특정 중심환율이 길어질수록 정책의 신뢰도 또는 명성(reputation)이 높아지는 반면 회원국 내의 경제적인 괴리는 커지게 되어 중심환율을 재조정할 가능성이 높아지게 된다고 보았다. 이러한 논리에 입각하여 분석한 결과 정책의 신뢰도보다는 경제변수들이 재조정 가능성을 설명한다고 결론지었다.(26)

그리고 Giavazzi and Giovannini(1987), Giavazzi and Spaventa(1989), Cohen and Wyplosz(1989) 등은 換率制度와 인플레이션에 관심을 갖고, 통화정책적인 입장에서 EMS를 분석하였다. 이들은 EMS 설립 후 회원국의 政策當局(중앙은행과 정부)은 정책조합 선택에 제약을 받게 되며, 이러한 제약이 인플레이션에 어떤 영향을 미치는지를 연구하였다.

---

(23) Gomez-Puig and Montalvo(1996), Tillman(2003)은 Markov Regime-Switching모델을 활용하여 재조정시점을 추정하였다.

(24) Barro-Gordon의 논의를 확장하면, 경제적 충격으로 실업률이 높아지는 경우 정책당국은 평가절하를 통해서 이를 해결하려고 한다. EMS의 경우 환율의 변동은 제한되어 있으므로 평가절하 기대는 이자율에 반영되어 있었을 것이다.

(25) 실질환율이나 실업률의 충격에 대해서 양의 상관관계(positive)를 보이는 시기와 음의 상관관계(negative)를 보이는 시기로 나누었다.

(26) 고정환율제도의 지속기간에 영향을 미치는 요소들에 관한 연구는 Setzer(2004)를 참고.

그리고 1992~93년 금융위기 이후에는 금융위기의 원인에 대해서 많이 다루어졌다.(27) 특히 Eichengreen and Wyplosz(1993)은 덴마크의 국민투표 결과 마스트리히트 조약의 비준이 부결되었다는 사실을 1992~93년 금융위기 전염의 주요 원인으로 지목하였으며, Gerlach and Smets(1995)는 북유럽국가들의 이자율의 움직임으로부터 '감염'의 증거를 제시하였다.

그리고 1992~93년 금융위기 이후 EMS는 실질적으로 무력화되었는데, 금융위기의 원인에 대한 논의를 소개하면 다음과 같다. 첫째는 Krugman(1979)의 논의를 확장한 것으로 금융위기를 경상수지의 문제로 간주하는 입장이다. 즉, 固定換率制度 하에서 재정을 방만하게 운영하거나 은행을 구제하기 위해서 발권력을 동원하면 고정환율제도 유지에 문제가 생긴다는 것이다. Krugman에 따르면 적자재정을 通貨량 증가를 통해서 벌충하면 인플레이션을 유발하게 되는데 이는 결국 무역수지 적자를 초래하여 고정환율제도를 유지할 수 없게 만든다. 이와 유사하게 문제가 있는 은행은 구제하기 위해서 中央銀行의 발권력을 동원하면 이는 결국 통화량의 증가로 이어져 고정환율제도의 유지가 어렵게 한다. Krugman의 이러한 견해를 외환위기의 1세대 모형이라고도 한다.

또 다른 견해는 EMS 위기의 원인을 자본수지의 문제라고 본다. EMS 내의 환율이 안정적이라는 가정하에서 이자율이 낮은 국가에서 EMS 국가들 간의 인플레이션 격차가 환율보다 천천히 수렴했기 때문에 이자율도 서서히 하락하였다. 투자자들은 EMS 내의 환율이 안정적이라는 가정하에서 이자율이 낮은 국가에서 차입해서 이자율이 높은 국가에 투자하였다. 이자율이 높은 국가로 자본이 유입되면서 은행대출과 신용이 팽창하였다.(28) 그러나 환율이 안정이라는 가정이 덴마크의 국민투표에 의해 마스트리히트 조약비준이 부결되면서 흔들리게 되고, 자본이 급속하게 유출되었으며 그 결과가 EMS 위기라는 것이다. 즉 환율과 인플레이션이 안정화되면서 급속하게 팽창했던 신용이 마스트리히트 조약의 부결로 인해서 급속히 줄어들면서 발생하였다는 것이다.

Obstfeld(1994)는 EMS 위기가 남미와 같이 재정적자 등 구조적 문제가 심각하지 않은 상황에서 발생하였다고 지적하면서 위기의 원인으로 정책당국의 환율안정목표와 경기부양목표가 상충하는 과정에서 나타난 시장참가자들의 기대변화를 지목하였다(2세대 모형이라고도 한다).

다른 견해로는 국가간 협조의 실패가 위기의 원인이라는 것이다. 1989년 독일통일 이후 독일연방은행은 인플레이션을 억제하기 위해 금리를 인상하였고 이탈리아, 프랑스 등

(27) 금융위기의 원인에 대해서는 Buiter, Corsetti, and Pesenti(1998) 참조.
(28) 이를 'convergence play'(오늘날 'carry trade'와 비슷)라고 불렀다〔Eichengreen(2000)〕.

은 높은 실업률로 인해 독일의 금리인상에 타격을 받았다. 1992년 이탈리아 리라화가 환율변동 범위의 최저 수준에 이르자 이탈리아는 독일에 대폭적인 금리인하를 요구하였으나 독일연방은행은 0.25%만을 인하하는 데 그쳤으며 독일연방은행 총재는 한 신문과의 회견에서 中心換率의 재조정을 언급하기까지 했다. 이와 같은 견해 차이는 독일의 경우 독일통일로 인해서 재정적자가 확대되면서 인플레이션이 더 큰 문제였고, 다른 국가들은 실업률이 이미 상당한 수준에 도달하여 이를 낮추는 것이 더 시급한 문제였기 때문이다. EMS 국가들 간의 이러한 차이는 결국 환율재조정을 통해서 해소될 수밖에 없었으며 그 결과가 EMS 위기라는 것이다.(29)

또 다른 견해로 Eichengreen(1996)은 EMS를 1987년을 기점으로 soft EMS와 hard EMS로 구분하며, 그에 따르면 soft EMS는 각국의 換率變動 可能幅을 ±2.25%(이탈리아, 영국은 ±6.0%)를 설정하고 자본에 대한 통제가 가능하지만, hard EMS는 환율변동 가능폭을 일률적으로 ±1.125%로 축소하고 자본에 대한 통제를 광범위하게 해제한 시기이다(1980년대 후반 가입한 영국, 스페인, 포르투갈, 그리스는 wide band를 적용받음). Soft EMS에서 hard EMS로 이행한 이유는 초기에 잦았던 中心換率의 조정이 1980년대 중반을 기점으로 잦아들어 EMS가 정착되었다고 판단되었기 때문이다. 아울러 1980년대 중반의 안정적인 환율제도 운영은 單一通貨로의 이행을 결의한 마스트리히트 조약(30)으로 이어지게 되었다.

하지만 EMS는 대내외적인 충격에 충분한 耐性을 보여주지 못하였다. 1980년대 중반은 이전과 비교해서 국제경제적인 면에서 상당히 안정적이었기 때문에 환율제도가 제대로 기능하였던 것이지 환율제도에 대한 信賴가 높아졌기 때문이라고 보기에는 힘들다. 이는 1992~93년 금융위기는 인플레이션과 失業率이 높았고 換率의 변동 가능폭이 컸던 영국, 스페인, 포르투갈 등이 가장 먼저 通貨攻擊으로 ERM을 脫退한 사실에서 간접적으로 알 수 있다.(31) 그리고 독일통일 이후 독일과 여타 국가 간에 나타난 정책에 대한 不協和音은 과도기적인 성격을 갖고 있는 EMS의 취약성을 보여주는 단적인 사례이다.

한편 EMS 위기 이후 이탈리아와 영국은 ERM을 탈퇴하고 나머지 국가들은 중심환율을

(29) 중앙은행 간 정책협조의 문제는 EMS뿐만 아니라 금본위제도하에서도 발생하였다. Flandreau(1997)에 의하면 Eichengreen이 주장한 중앙은행 간 협조는 극히 이례적인 사건일 뿐이었다.

(30) 1991년 12월에 체결된 마스트리히트 조약은 (1) 자본이동의 자유화, (2) EMS의 강화, (3) 모든 EU 회원국 통화가 역내 동일 변동폭으로 ERM에 참여 등을 규정하였으며, 1992년 9월 정상회담을 통해서 조인되었다. 국민투표 결과 부결되는 등의 우여곡절을 겪은 끝에 1993년 11월부터 발효되었다.

(31) 이탈리아도 환율변동폭만 다를 뿐 비슷한 양상을 보였던 국가로 분류할 수 있다.

재조정하고 환율의 변동범위도 이전의 ±1.125%에서 ±15%로 확대하는 조치를 취하면서 사실상 EMS 체제가 무너졌다.

3. Barro-Gordon 模型(32)

Barro and Gordon(1983)의 모형은 합리적 기대 아래서 정부가 민간과 게임을 한다고 보고 정부의 정책에 대한 민간의 信賴性이 巨視經濟政策의 효율성에 어떻게 영향을 미치는가를 분석한다. 그림을 통해서 살펴보면 우선 A, B 두 국가가 존재하고 이 중 A국은 저인플레이션을 추구하는 선호체계를 갖고 있고, B국은 단기적 고용증대를 위해 인플레이션을 용인하는 선호체계를 갖고 있다 가정하자.(33)

따라서 양국의 무차별곡선은 그림과 같이 나타난다. A국의 선호체계는 좀 더 완만한 무차별곡선의 형태로 나타난다. 반면 B국은 약간의 실업률 감소를 위해 높은 인플레이션을 감수하려고 하기 때문에 가파른 형태를 띠게 된다. 한편 어느 경우에나 무차별곡선이 원점에서 가까울수록 사회적 후생은 증가한다. 마지막으로 논의의 단순화를 위해 양국의 필립스곡선은 동일하다고 가정하며, 민간의 인플레이션 기대가 높아질수록 상향 이동한다.

만약 B국 정부가 인플레이션을 0으로 전망하는 通貨政策을 공표하고, 이 국가 내 민간부문이 처음에 이 정책을 신뢰한다고 하자. 이 경우에 합리적 기대에 따라 물가상승률은 0이 되면 그림에서 Q점으로 나타난다. 하지만 정부는 이러한 기대에 편승하여 실업률을 낮추고자 하는 유인을 가질 수 있다. 즉 예상치 못한 인플레이션을 통해 실업률을 낮추어서 R점으로 이동하려고 할 것이다.

그러나 이러한 정부의 행동은 결과적으로 예상물가상승률을 높이게 됨으로써 필립스곡선에 상방압력을 가하게 되어 균형점은 단기적으로 S점으로 이동하게 된다. 더구나 시간이 흐를수록 이러한 예상물가상승률은 더 커지게 되고 균형점은 필립스곡선의 상방쪽으로 계속 이동하면서 T점에서 최종적인 균형점이 형성될 것이다. T점과 Q점을 비교하면 T점에서의 政策變化는 더 좋지 않은 결과를 초래하게 된다. 반면 A국의 경우 B국과 동일한 통화정책을 발표했다면 E점에서 균형이 이루어진다.

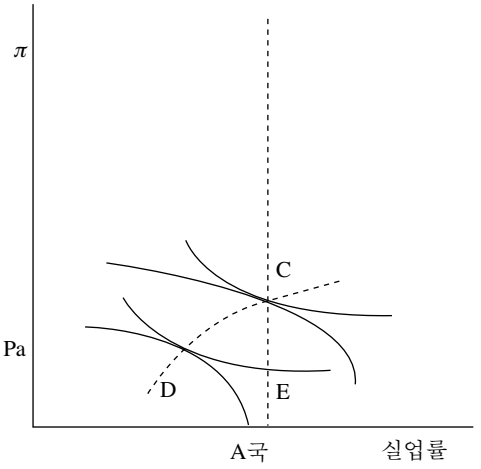
그러나 만약 A국과 B국이 서로 換率을 固定시킨 경우를 가정해 보자. 이 상황에서 두 국가 모두 물가수준이 Pa를 유지하고 B국의 균형점은 Z가 됨으로써 B국의 후생은 증가

(32) 김세원(2004), De Grauwe(2003)을 참조하였다.
(33) Barro and Gordon(1983)은 A국을 'hard-nosed', B국을 'wet'이라고 지칭하였다.

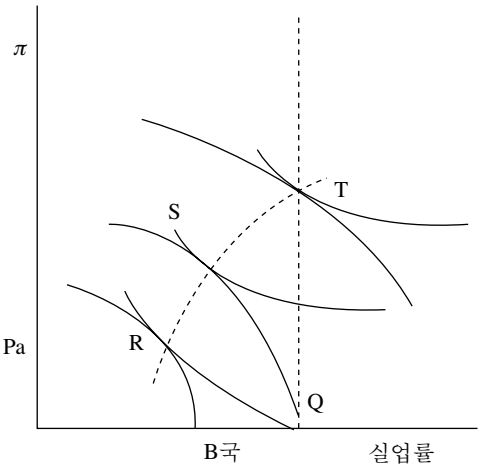
할 것이다. 그러나 이러한 상황에서도 B국 정부는 S점으로 이동한 유인을 계속 가질 수 있으며, 장기적인 균형점은 T가 된다. 그러므로 결국 B국 정부는 정책변경의 여지를 제거함으로써 민간부문의 신뢰를 얻는 편이 낫다는 것이다.(34) 극단적으로는 고정환율제도를 넘어서 通貨統合을 추진할 수도 있으며, 이러한 방법을 통해 B국은 A국이 누리고 있던 평판을 같이 나누어 가질 수 있게 된다. 그러나 통화통합에 의해서 A국의 인플레이션 억제 의지가 약화된다면 A국의 인플레이션은 통화통합 이전보다 높아질 것이다.

Barro-Gordon의 논의에서 換率安定=物價安定으로 가정하고, 이를 적용하면 환율안정을 목표로 정책을 운용하는 국가와 그렇지 않은 국가 간에는 유사한 논리가 성립하게 된다. 즉 환율을 고수하는 국가는 物價安定을 목표로 하기 때문에 기대인플레이션이 낮아지게 되고 장기적으로 낮은 물가상승률과 자연실업률에서 균형점이 형성되고, 그렇지 않는 국가는 높은 물가상승률과 자연실업률에서 균형점이 형성된다.(35)

〈政策에 대한 信賴度에 따른 인플레이션과 失業率의 關係〉(36)



〈그림 1〉 信賴度가 높은 國家



〈그림 2〉 信賴度가 낮은 國家

(34) EMS와 같은 통화협력체제 내에서 A국의 영향력이 B국보다 높은 경우에는 전체적으로 인플레이션이 낮을 수 있으나, 그렇지 않는 경우 A국의 인플레이션도 동시에 높아지게 된다. 그러므로 통화협력보다는 통화통합이 나을 수 있다[De Grauwe(2003)]. 그러나 통화통합 후 주도권의 향배에 따라 통화통합의 효과가 달라질 수 있다. ECB의 초대총재를 두고 독일과 프랑스 간에 벌어졌던 주도권 다툼은 이러한 측면에서 이해할 수 있다. 결국 친독일 성향이던 네덜란드 중앙은행총재 Duisenberg가 총재로 취임하였다.

(35) Masson(1995). EMS 국가들은 역내 무역의존도가 높았기 때문에 이렇게 가정할 수 있다. 특히 독일에의 무역의존도가 높은 네덜란드는 변동폭을 중심환율에 대해서 ±1.125%로 설정하였다.

(36) Pelkmans(2001). 김세원(2004)에서 재인용.

Barro-Gordon의 논의를 상세하게 설명하면 다음과 같다. 우선 중앙은행의 손실함수(Loss function)를 아래와 같이 설정하자.

$$L = (\pi - \pi^*)^2 + b(u - u^*)^2 \tag{3.1}$$

여기서 L은 중앙은행의 손실이고, π는 인플레이션, π^*는 目標(targeted) 인플레이션, u는 실업률, u^*는 목표실업률, 그리고 b는 실업률에 대한 중앙은행의 가중치이다. 中央銀行의 목표인플레이션을 '0', 목표실업률을 $u^* = \lambda u_n (\lambda < 1$, 즉 自然失業率보다 낮은 실업률을 목표로 함)라고 하자. 그리고 단기 필립스곡선을 다음과 같이 정의하자.

$$u = u_n + a(\pi^e - \pi) + \varepsilon \tag{3.2}$$

π^e는 기대인플레이션, ε은 생산의 stochastic 충격이라고 하자. 그렇다면 실업률은 예상되지 않는 인플레이션에 대해서만 반응하게 된다. 다시 말해서 예상되지 못한 인플레이션의 상승에 대해서 실업률이 하락하게 된다.

다음으로 중앙은행이 민간의 기대인플레이션은 주어진 채, 손실을 최소화한다고 가정하자. 그러면 식 (3.2)을 식 (3.1)에 대입하면,

$$L = \pi^2 + b[(a(\pi^e - \pi) + (1 - \lambda)u_n + \varepsilon]^2 \tag{3.3}$$

식 (3.3)을 L에 대해서 미분하면,

$$\pi = \frac{a^2 b}{1 + a^2 b} \cdot \pi^e + \frac{ab(1 - \lambda)}{1 + a^2 b} \cdot u_n + \frac{ab}{1 + a^2 b} \cdot \varepsilon \tag{3.4}$$

그리고 합리적 기대를 하는 민간은 중앙은행이 설정한 규칙을 알고 있기 때문에 민간의 인플레이션기대는 다음과 같다.

$$\pi^e = \frac{a^2 b}{1 + a^2 b} \cdot \pi^e + \frac{ab(1 - \lambda)}{1 + a^2 b} \cdot u_n \tag{3.5}$$

식 (3.5)를 정리하면,

$$\pi^e = ab(1-\lambda)\cdot u_n \tag{3.6}$$

중앙은행이 실업률의 분산을 줄이기 위해서 인플레이션을 설정한다는 사실을 감안하고 정리하면 다음과 같다.

$$\pi = \pi^e + \frac{ab}{1 + a^2b}\cdot \varepsilon \tag{3.7}$$

$$\pi = ab(1-\lambda)\cdot u_n + \frac{ab}{(1 + a^2b)}\cdot \varepsilon \tag{3.8}$$

식 (3.7)을 식 (3.2)에 대입하고, 다시 결과를 식 (3.8)에 대입하면 관측 가능한 실업률과 인플레이션의 관계가 아래와 같이 도출된다.

$$\pi = ab(1-\lambda)\cdot u + \frac{ab\,\lambda}{(1 + a^2b)}\cdot \varepsilon \tag{3.9}$$

식 (3.9)에 의해서 관측 가능한 필립스곡선의 기울기는 $ab(1-\lambda)$가 된다. 다시 말해서 필립스곡선의 기울기는 예상하지 못한 인플레이션에 대한 실업률의 탄력성(a), 중앙은행의 손실함수에서 실업률의 가중치(b), 그리고 목표실업률의 자연실업률의 비율(λ)에 의해서 결정된다.

다시 식 (3.7)과 식 (3.9)를 정리하면,

$$\pi = ab\cdot u + \lambda(\pi - \pi^e - u) \tag{3.10}$$

$(\pi - \pi^e)$는 Mishkin(1981)의 방법론에 따라 구하고, 관측된 인플레이션과 실업률을 회귀분석하면 인플레이션과 실업률의 기울기인 ab가 도출된다. Barro and Gordon(1983)을 따라서 필립스곡선의 기울기가 변하지 않는다고 가정하면, 결국 인플레이션과 실업률의 관계는 'b'에 따라서 결정된다.

이 결과를 EMS에 적용시켜 보자. 예를 들어 이탈리아가 EMS 가입으로 정책의 신뢰성

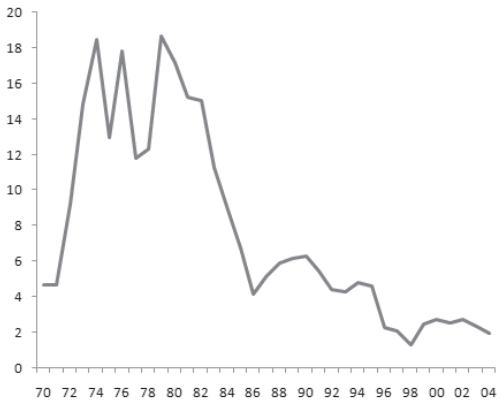
을 얻을 수 있다면 最適經路(optimal stabilization path)의 기울기는 낮아질 것이고 아니라면 이전과 변함이 없을 것이다.(37) 그리고 정책에 대한 신뢰도가 높다면 더 빠른 시기에 기울기가 변할 것이고, 반대로 신뢰도가 낮다면 기울기가 변하는 시기가 지연될 것이다.

4. 이탈리아의 事例 分析

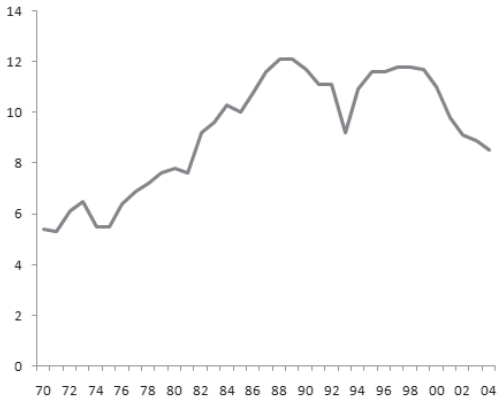
4.1. 物價上昇率과 失業率의 關係(1970～2004年)

다음 그림은 1970～2004년까지 이탈리아의 물가상승률과 실업률(38)을 보여준다. 물가상승률은 70년대 중반 오일쇼크 등으로 높다가 80년대 초반부터 지속적으로 낮아져, 90년대 이후에는 2% 내외의 낮은 물가상승률을 유지하였다. 반면 실업률은 70년대 초반 이후 계속 높아졌고 1980～90년대 내내 10% 내외의 높은 수준을 유지하다 유럽통화통합 이후 다시 하락하였다. 독일과의 인플레이션, 실업률 격차도 조금씩 줄어들어 80년대 후반에는 거의 비슷한 상태를 유지하였다.

그러면 이제 물가와 실업률 간의 관계를 필립스곡선을 통해서 살펴보자. 그림에서 알 수 있듯이 인플레이션과 실업률 간에는 뚜렷한 음의 相關關係가 있는 것으로 보인다. 그러나 시기별로 살펴보면 전혀 다른 결과를 얻을 수 있다. 1970～78년에는 수직에 가까운



〈그림 3〉 이탈리아의 物價上昇率(%)
(1970～2004年)

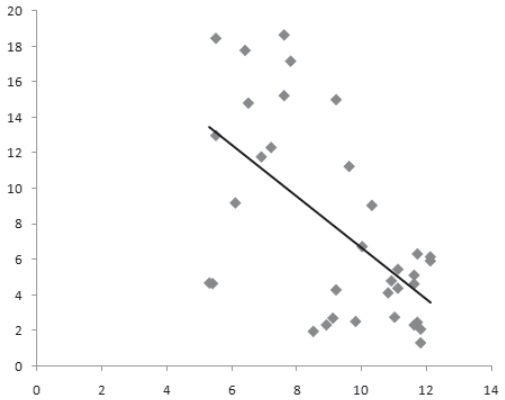


〈그림 4〉 이탈리아의 失業率(%)
(1970～2004年)

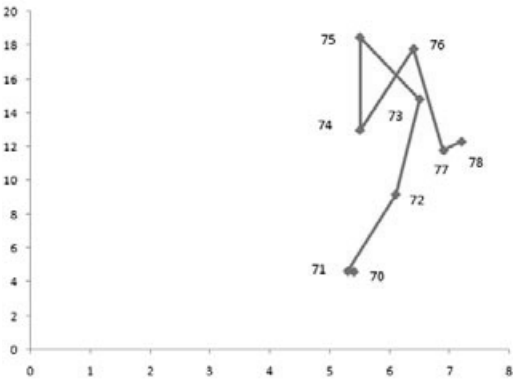
資料 : DataStream.

(37) 필립스곡선의 변화는 임금설정자(wage setters)들이 중앙은행의 행태에 대한 기대가 변한 것으로 볼 수 있다〔Blanchard(2000)〕.

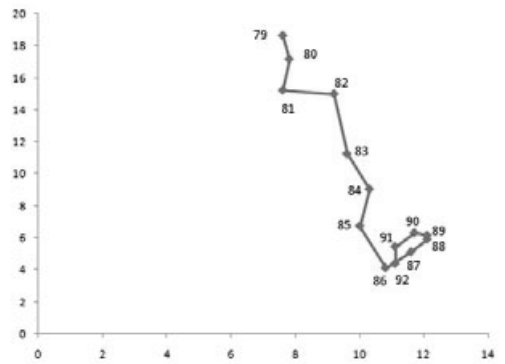
(38) 물가상승률은 물가지수를 X12로 계절조정한 수치를 전분기에 대한 상승률로 변환하였으며, 실업률은 계절조정 후 발표한 수치를 사용하였다. DataStream의 Economics 자료.



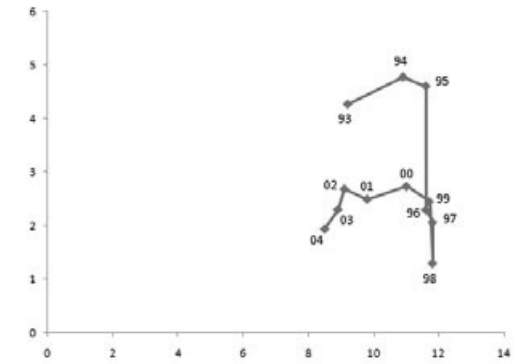
〈그림 5〉 이탈리아의 필립스曲線
(1970～2004年)



〈그림 6〉 物價上昇率 및 失業率(%)
(1970～1978年)



〈그림 7〉 物價上昇率 및 失業率(%)
(1979～1992年)



〈그림 8〉 物價上昇率 및 失業率(%)
(1993～2004年)

資料 : DataStream.

관계를 보이다가 EMS에 가입한 1979년부터 1992년까지의 필립스곡선은 안정적인 음의 상관관계를 보이고 있다. EMS를 탈퇴한 이후에는 인플레이션과 실업률의 관계는 수직적이거나 거의 관계가 없는 것처럼 보이며 通貨統合(1999년) 후에는 수평에 가까운 형태를 띠고 있다.

연도별 인플레이션과 실업률의 관계를 보면 2장의 예상과 크게 다르지 않다는 것을 알 수 있다. 79년과 92년, 92년과 96년, 96년과 99년, 그리고 99년 이후, 인플레이션과 실업률의 관계가 크게 달라졌다는 것을 그래프를 통해서 쉽게 짐작할 수 있다.

그래프만으로 보았을 때는 EMS 가입이 정책의 신뢰성, 즉 이탈리아의 反인플레이션 정

책에 대한 민간의 신뢰도를 높인 것으로 보이지는 않으나, 탈퇴 이후와 비교해서는 확연한 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 이를 통해서 가입을 통한 신뢰도 효과는 알 수 없으나 脫退로 인해 信賴度가 낮아졌을 것이라고 짐작할 수 있다. 그리고 1999년 이후에는 인플레이션은 안정적인 가운데 실업률만 낮아지는 것으로 보아 신뢰도가 상승한 것으로 짐작할 수 있다. 그러면 Markov Regime-Switching 모형을 이용하여 1970～2004년의 기간 동안 필립스곡선에 변화가 있었는지를 확인해 보자. 결과는 다음과 같다.(39)

State 1 : 1972. 1분기～1982. 1분기

$$\pi = -0.005 + 2.230 \cdot u$$

(0.0008) (0.2544)

State 2 : 1971. 3분기～72. 3분기, 1982. 3분기～1985. 1분기

$$\pi = -0.005 + 1.000 \cdot u$$

(0.0008) (0.0695)

State 3 : 1985. 4분기～2004. 1분기

$$\pi = -0.005 + 0.345 \cdot u$$

(0.0008) (0.1396)

결과에 따르면 인플레이션과 실업률 간의 관계는 1970～2004년의 기간 동안 크게 3번의 변화가 있었던 것으로 나타난다. 우선 1972년～82년 1분기까지 실업률과 인플레이션이 동시에 크게 상승하는 스태그플레이션의 시기가 있었고, 이후 1982년 3분기～85년 1분기까지 反인플레이션 정책에 의해서 인플레이션이 다소 낮아지는 시기, 그리고 1985년 4분기 이후 상당히 안정된 관계를 보이는 시기로 구분할 수 있다.

분석결과와 2장에서 제시한 결론을 종합하면 1982년과 1985년 중에 정책당국이 설정한 실업률에 대한 가중치인 'b'가 변화하였다는 것을 알 수 있다. 그러나 변화시점이 EMS 가입보다는 中心換率의 재조정과 관련이 높은 것으로 보인다.(40)

첫째, state 1에서 state 2로 바뀌는 시점이 1982년 3분기이고, 다시 state 2에서 state 3으

(39) ( )는 표준편차.

이행행렬 $P = \begin{pmatrix} 0.98 & 0.06 & 0 \\ 0 & 0.88 & 0 \\ 0.02 & 0.06 & 1.00 \end{pmatrix}$

(40) 1979～85년까지 이탈리아의 중심환율 재조정 횟수는 5번이고 이후에는 3번이었다(1992년 포함).

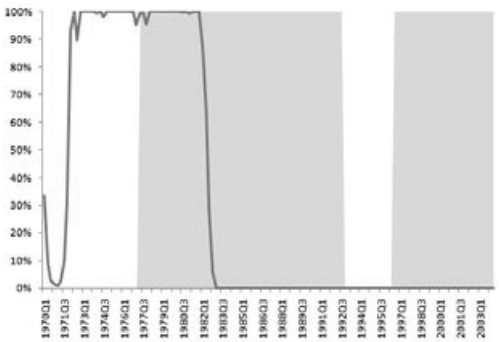
로 바뀌는 시점은 1985년 4분기이다. 게다가 각 시점은 이탈리아의 EMS 잔류여부와는 상관없지만 中心換率의 재조정과는 밀접한 관련이 있다. 1982년까지 이탈리아의 중심환율은 23.5% 하락하였고, 다시 1982년 3분기~85년 3분기 사이에는 16% 하락하였다. 반면 1985년 4분기~92년까지 16.7% 하락하였다.(41)

이러한 사실을 감안할 때 중앙은행의 실업률에 대한 가중치가 변화한 것은 사실이고 그로 인해 이탈리아의 인플레이션이 낮아지기는 하였다. 그러나 인플레이션 하락과 EMS 가입 간에 시차가 커서 두 사건을 연결시키기는 힘들다고 판단된다.(42)

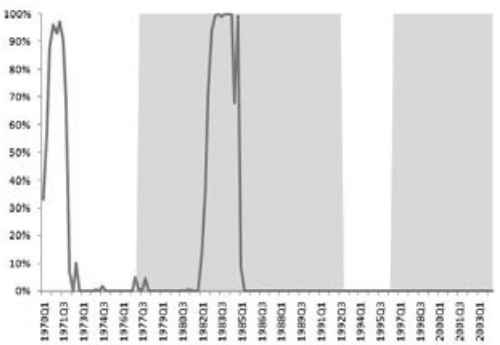
이러한 사정으로 볼 때 1985년까지는 이탈리아는 變動換率制度를 운영하였고 1986년 이후에야 EMS에 가입한 것이라고도 볼 수 있다.

〔스페인, 포르투갈〕

스페인과 포르투갈은 1989년 EMS에 가입하였다. 스페인은 EMS 가입 직후에는 실업률과 인플레이션이 개선되는 듯 보였으나 1992년 탈퇴 이후 실업률은 높아지고 인플레이션은 낮아지는 모습을 보였다. 포르투갈도 EMS 가입 및 탈퇴 이후 비슷한 양상을 보였다. 유로 도입(1999년) 이후 양국의 인플레이션과 실업률은 안정적인 상태를 보이고 있다. 그러나 2000년 이후 전 세계적으로 인플레이션에 대한 우려가 줄었다는 점을 감안하면 유로 도입의 효과인지 불명확하다.



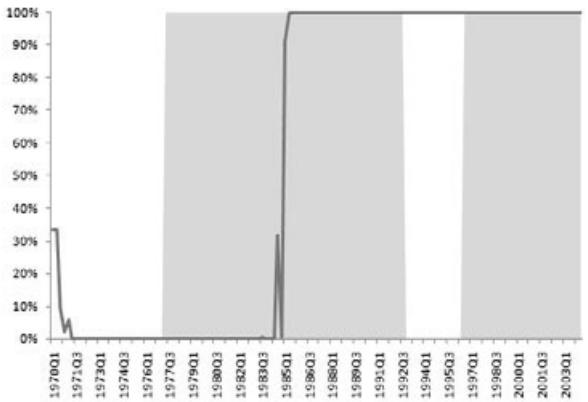
〈그림 9〉 state 1의 確率



〈그림 10〉 state 2의 確率

(41) 독일에 대한 환율하락을 기준으로 계산하였다. 다른 나라에 대한 조정을 감안한 가중평균 평가절하율은 더욱 클 것이다. 한편, ECU에 대한 가중치를 조정한 경우는 제외하였다.

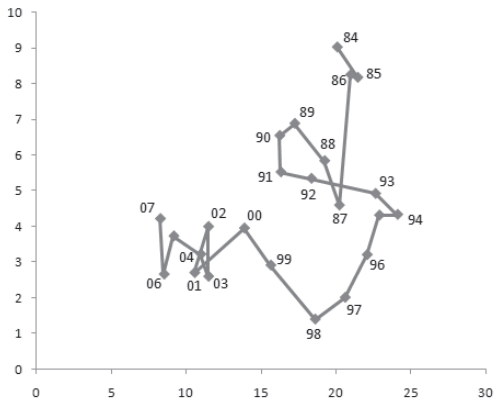
(42) 물론 EMS에 가입하지 않았을 경우 적극적인 반인플레이션 정책을 시행하지는 않았을 가능성을 배제할 수는 없다.



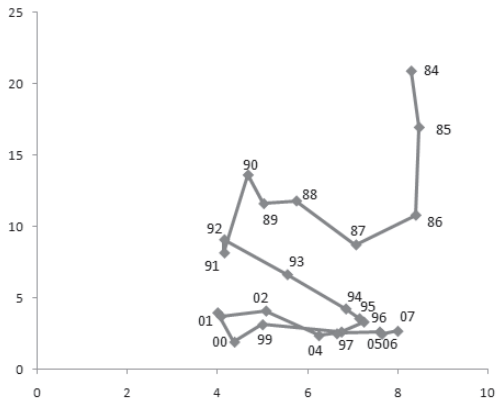
〈그림 11〉 state 3의 確率

4.2. 期待인플레이션의 導出

본 절에서는 1970～2004년까지 이탈리아의 기대인플레이션을 구해보고자 한다. 기대인플레이션을 도출하는 이유는 앞서 제시한 Barro-Gordon 모형을 이탈리아에 적용하기 위해서이다. 본고에서는 Mishkin(1981), Hamilton(1992)(43)에 따라서 기대인플레이션을 다음의 식에 의해서 추정하였다.(44)



〈그림 12〉 스페인의 失業率과 인플레이션



〈그림 13〉 포르투갈의 失業率과 인플레이션

資料: DataStream.

(43) Hamilton(1992)은 선물가격으로부터 예상된 곡물가격 변동을 추출하여, 이를 FIML에 의해 기대되지 않은 물가지수를 도출하였다.

(44) Mishkin(1981)을 따라 $x = [1\ p_t\ p_{t-1}]$로 설정하였다. Mishkin의 경우 더미변수를 추가했으나 이미 계절조정하였기 때문에 더미는 배제하였다. 자세한 내용은 Mishkin(1981)과 Hamilton(1992)을 참조.

$$p_{t+1} = X\beta + \mu_{t+1} \quad (4.1)$$

$$p^e_{t+1} = X\beta \quad (4.2)$$

$$(X\beta - p_{t+1}) \quad (4.3)$$

(p_{t+1}: t+1기의 물가지수, p^e_{t+1}: t+1기의 예상물가지수)

식 (4.1)은 Mishkin(1981), Dominguez *et al.*(1988)을 따라 설정하였다. 식 (4.2)은 소비자들이 적응적 기대(adaptive expectation)에 의해서 다음 기의 물가수준을 설정한다는 의미이며, 분석결과 t+1기의 물가수준에 대한 기대는 t기와 t-1기의 물가수준에 의해서 결정되는 것으로 나타났다. 이러한 논리에 따라 식 (4.1)에서 도출된 β값을 식 (4.2)에 대입하여 t+1기의 물가수준에 대한 기대를 도출하였다. 마지막으로 식 (4.2)에서 도출된 예상물가지수와 실현된 물가지수의 차이를 예상하지 못한 물가변동으로 가정하여 식 (4.3)을 도출하였다. 식 (4.3)에 의하면 t기에 기대된 t+1기의 물가지수와 실제 물가지수의 차이가 기대되지 않은 물가변동이며, 이를 상승률로 환산하면 '기대되지 않은 인플레이션'(unexpected inflation; $\pi - \pi^e$)이 도출된다.

이러한 과정을 통해 도출된 기대인플레이션을 그림에 표시하면 다음과 같다. EMS 가입 이후 기대인플레이션은 지속적으로 하락하였다. 예상되지 않은 인플레이션은 1980년대 중반까지는 변동성이 높은 편이었으나 이후에는 안정되는 모습을 보여준다.

4.3. Markov Regime-Switching 模型에의 適用

3장에서 정책에 대한 신뢰도에 따른 인플레이션과 물가상승률의 관계를 제시하였다. 4장 3절에서는 Markov Regime-Switching 모형을 이탈리아에 적용해 보자. 우선 추정할 식은 3장에서 도출한 인플레이션과 실업률 간의 관계식인 식 (3.10)이다.

$$\pi = ab \cdot u + \lambda(\pi - \pi^e - u) \quad (3.10)$$

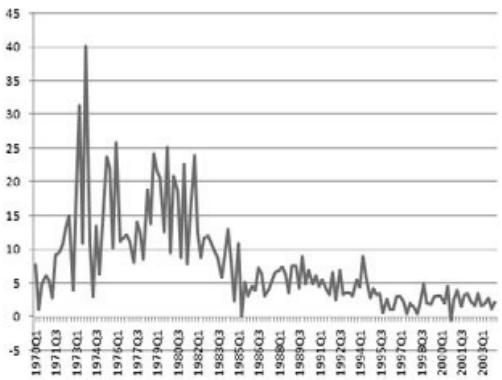
$\pi - \pi^e$는 3장에서 구한 예상하지 못한 인플레이션으로 가정하고, 'a'는 변하지 않는다고 하자. 추정결과는 다음과 같다.(45)

(45) 도출된 식에 상수항을 더해서 추정하였다.

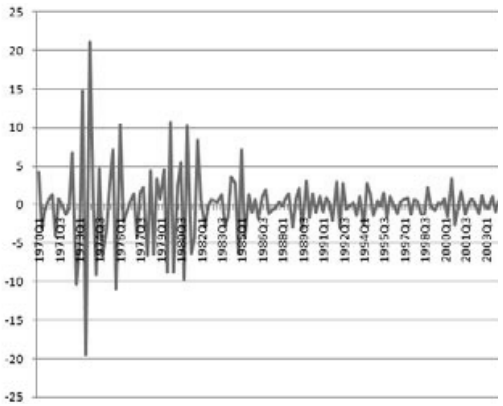
〈表 1〉 期待 物價指數의 導出(β)

Dependent Variable: CPI
Sample: 1970Q1 2004Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI_1	1.526416	0.081403	18.75126	0
CPI_2	−0.185344	0.0945	−1.919637	0.0232
CPI_3	−0.341453	0.080833	−4.224207	0
C	0.973155	0.368224	2.642837	0.0092
R-squared	0.999967			
Adjusted R-squared	0.999966			
Durbin-Watson stat	2.118858			



〈그림 14〉 期待인플레이션



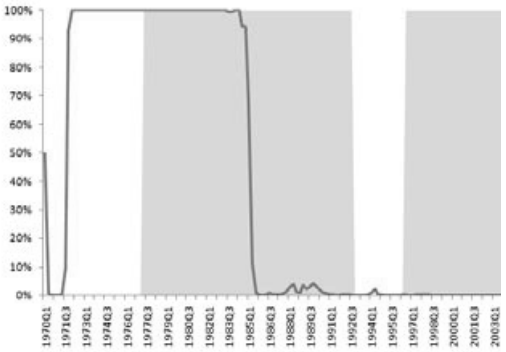
〈그림 15〉 $\pi^e - \pi$

$$\text{State 1: } \pi = 0.04677 + 1.242u + 0.2118(\pi - \pi^e - u)$$
$$(0.00763)\ (0.4045)\ (0.02277)$$
$$\text{State 2: } \pi = 0.04677 - 0.0688u + 0.2118(\pi - \pi^e - u)$$
$$(0.00763)\ (0.0220)\ (0.02277)$$

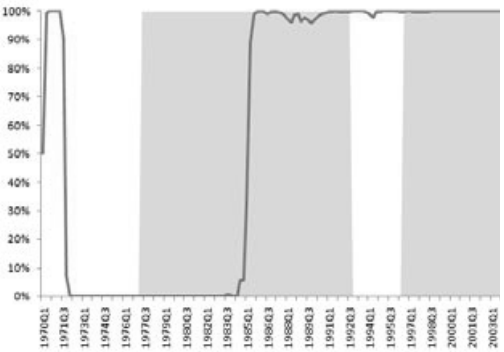
분석결과를 해석하면 1971년 3분기～1984년 4분기와 1985년 1분기 이후에 실업률에 대한 가중치가 크게 변하였다는 것을 알 수 있다. 그리고 아래의 그림은 기간별로 state 1과

이행행렬 $P = \begin{pmatrix} 0.98 & 0.02 \\ 0.02 & 0.98 \end{pmatrix}$

( )는 표준편차.



〈그림 16〉 state 1의 確率



〈그림 17〉 state 2의 確率

state 2의 확률을 나타낸 것이다. state 1은 1970년～1971년 2분기, 그리고 1985년 1분기 이후로 나타나며, state 2는 1971년 3분기～1984년 4분기까지 이어진 것으로 나타난다.(46) 그러므로 EMS 가입과 탈퇴라는 사건은 정책의 신뢰도에 영향을 주지 않았다는 사실을 유추할 수 있다.

4.4. 단기필립스 曲線에의 適用

3절에서 EMS 가입이 민간의 신뢰도에 크게 영향을 미치지 못했다는 결론, 다시 말해서 信賴性 假說(credibility hypothesis)보다는 'Discipline hypothesis'를 지지하는 결론을 이끌어 냈다. 본 절에서는 2절에서 도출한 예상하지 못한 인플레이션을 단기필립스곡선에 적용하여 동일한 결과가 나오는지를 살펴보자.

$$u = u_n + a(\pi^e - \pi) + \varepsilon \tag{4.4}$$

식 (4.4)는 실업률은 자연실업률 및 예상하지 못한 인플레이션에 의해서만 영향을 받는다는 것을 의미한다. 예를 들어 정책당국이 반인플레이션 정책을 시행할 것이라고 공표한다고 하고 민간이 정책당국의 공언(commitment)을 신뢰한다고 하자. 그렇다면 예상하지 못한 인플레이션, $\pi^e - \pi(< 0)$과 실업률은 별 상관이 없을 것이다.

이러한 논의를 확장하면 EMS를 통해서 이탈리아 정책당국이 반인플레이션 정책을 시행할 것이며, 민간이 그러한 정책에 대해서 신뢰한다고 하자. 그러면 EMS 탈퇴 이후에는 반인플레이션 정책에 대한 신뢰가 흔들릴 수 있다. 그렇다면, 매개변수 'a'의 값이 다를 것이다.(47) 위의 가설을 Markov Regime-Switching 모형으로 분석한 결과는 다음과 같다.

(46) 그림의 짙은 부분은 EMS 가입기간을 의미한다.

$$\text{State 1: } u = 0.1056 + 0.0028(\pi^e - \pi)$$
$$(0.0065)\ (0.0009)$$
$$\text{State 2: } u = 0.1056 + 0.0231(\pi^e - \pi)$$
$$(0.0065)\ (0.0026)$$

아래 그림에서 확인할 수 있는 것처럼 중심환율의 변화가 자주 있었던 시점 및 EMS 탈퇴에 따라서 매개변수의 값이 변화하였다는 것을 알 수 있다.(48) 그리고 분석 결과는 예상과 일치하였다. 그러나 변화시점이 EMS 가입과 탈퇴 시기와는 관계가 없는 것으로 나타났다. 그러므로 위의 분석결과는 信賴性 假說을 지지하지는 않는 것으로 판단된다.

〔네덜란드의 경우〕

1980년대 말에 EMS에 가입한 스페인, 포르투갈에 비해 네덜란드는 1979년에 EMS에 가입하였으며, 換率의 변동폭도 가장 작게 설정하였다(±1.125%). 그리고 1992~3년 EMS 위기 이후에도 EMS에 잔류하였다. 이는 네덜란드가 독일의 신뢰성을 가장 많이 빌려왔다는 것을 의미한다. 그렇다면 네덜란드의 물가상승률과 실업률이 어떤 양상을 보였는지를 살펴보자.

네덜란드와 이탈리아의 차이점은 1983년 이후 인플레이션과 실업률이 동시에 하락하는 모습을 보인다는 것이다. 반면 이탈리아에서는 이러한 현상이 1995년 이후 나타난다. 그러면 필립스곡선에는 어떤 변화가 있었는지를 알아보자.(49)

State 1: 1972.1분기~1985.1분기

---

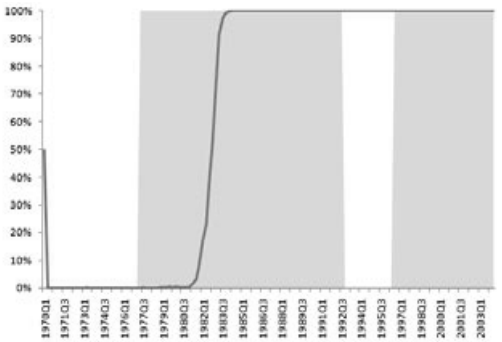
(47) Barro-Gordon은 'a'를 상수로 간주하였으나, 본 절은 Lucas(1973)의 발견 — 국가별로 기울기가 다르다 — 에 착안하여 'a'가 변한다고 가정하였다. 그리고 물가가 안정되어 있는 국가의 경우 명목소득을 증가시키는 정책이 물가에 주는 영향은 낮으며, 물가가 불안정한 국가의 경우에는 동일한 정책이 물가에 큰 영향을 준다.

(48) 이행행렬 $P = \begin{pmatrix} 1.00 & 0.02 \\ 0.00 & 0.98 \end{pmatrix}$

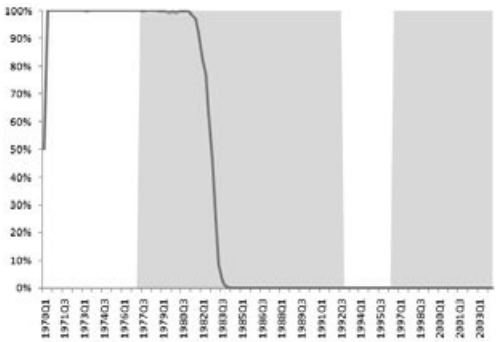
( )는 표준편차.

(49) ( )는 표준편차.

이행행렬 $P = \begin{pmatrix} 0.957 & 0.011 \\ 0.043 & 0.989 \end{pmatrix}$



〈그림 18〉 state 1의 確率



〈그림 19〉 state 2의 確率

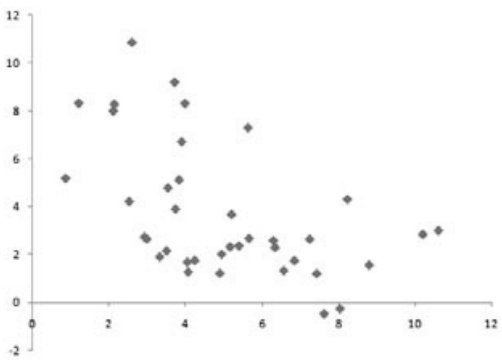
$$\pi = 0.1004 - 0.6886 \cdot u$$
$$(0.0089) \quad (0.0911)$$

State 2 : 1985. 2분기～

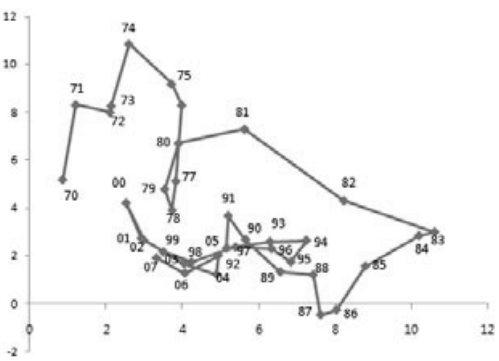
$$\pi = 0.0435 - 0.4292u$$
$$(0.0037) \quad (0.0529)$$

분석결과를 보면 1979년 EMS 가입 직후 필립스곡선의 기울기와 절편이 잠시 변화한 후 다시 이전으로 돌아갔다. 그리고 1986년 이후에는 기울기가 낮은 필립스곡선을 보여준다. 그러나 1992～93년 EMS 위기의 영향은 나타나지 않는다.

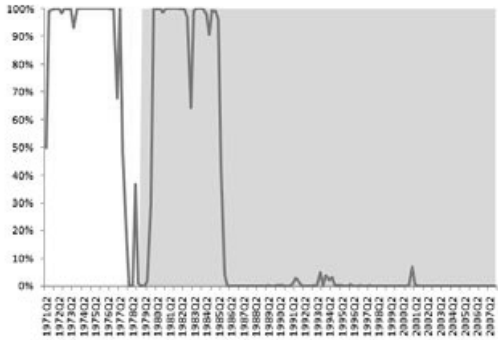
다음으로 3장에서 구한 식 (3.10)을 통해서 네덜란드를 분석해 보자. 분석결과에 따르면 1971～2008년의 기간 중 변화가 관찰된다. 그러나 실업률에 대한 가중치인 'b'에는



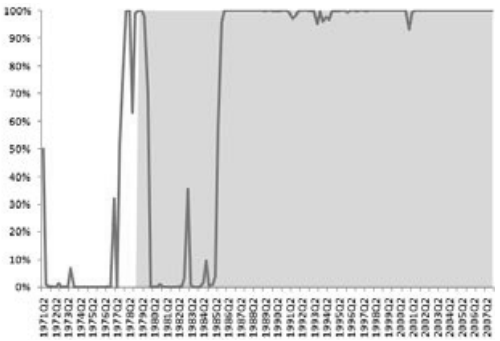
〈그림 20〉 네덜란드의 失業率과 인플레이션
(1970～2007년)



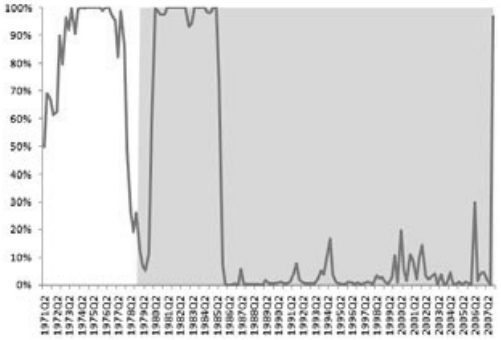
〈그림 21〉 네덜란드의 失業率과 인플레이션
(1970～2007년)



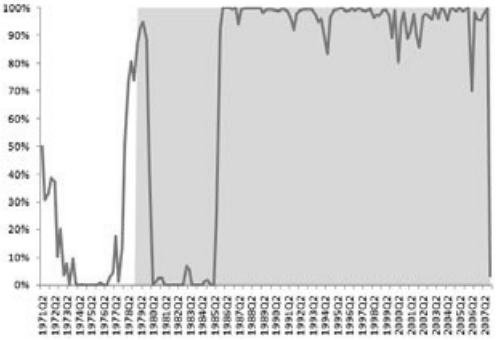
〈그림 22〉 state 1의 確率



〈그림 23〉 state 2의 確率



〈그림 24〉 state 1의 確率



〈그림 25〉 state 2의 確率

변화가 없고 목표실업률(λ)의 변화만을 관찰할 수 있다.(50)

$$\text{State 1: } \pi = \underset{(0.0003)}{0.07670} - \underset{(0.0001)}{0.17812u} + \underset{(0.0012)}{0.10915}(\pi - \pi^e - u)$$

$$\text{State 2: } \pi = \underset{(0.0003)}{0.07670} - \underset{(0.0001)}{0.17812u} + \underset{(0.0013)}{0.75162}(\pi - \pi^e - u)$$

(50) ( )는 표준편차.

이행행렬 $P = \begin{pmatrix} 0.96 & 0.04 \\ 0.04 & 0.96 \end{pmatrix}$

5. 結 論

지금까지 인플레이션과 실업률의 관계를 통해서 EMS 가입이 정책의 신뢰도를 높였는가라는 문제를 이탈리아의 사례를 통해 검토하였다. 이탈리아의 경우를 보면 두 경제지표 간의 관계가 변하는 시점이 관찰된다. 그러나 변화하는 시점이 EMS 加入과 脫退와는 일치하지 않는다. 이러한 결과들을 살펴볼 때 EMS 가입으로 이탈리아가 政策의 信賴性이라는 보너스를 얻은 것으로는 보이지 않는다.

아울러 정책에 대한 신뢰성이 높고 독일의 신뢰성을 빌려왔을 가능성이 가장 높은 네덜란드에 대해서도 동일한 분석을 하였으나, 이탈리아와 유사한 결론이 도출되었다. 즉, EMS 가입을 통해서 신뢰성을 빌려왔다는 信賴性 假說을 기각하였다.

그러나 본 연구에는 우선 정책에 대한 신뢰와 EMS 가입 내지는 탈퇴 간에는 상당한 수준의 시차가 있을 수 있다는 점을 반영하지 않았다. 政策體制의 변화가 일반의 신뢰를 얻기 위해서는 많은 시간과 노력이 필요하다. 독일의 경우에도 1920년대 초인플레이션을 겪으면서 물가안정에 대한 인식과 中央銀行의 정치적 독립 등의 제반 조건이 성립되고 政策當局이 인플레이션 위험이 닥쳤을 때 실제로 인플레이션 파이터로서의 모습을 보여주었기 때문에 정책의 신뢰성이 높아지게 되었다. 그러나 이탈리아의 경우 인플레이션이 상당기간 높았고, 정책에 대한 신뢰성도 낮은 수준이었기 때문에 일반의 정책에 대한 신뢰가 쌓이는 데 훨씬 더 긴 시간이 소요되었을 것이다. 그렇기 때문에 EMS 가입에 따른 신뢰성 제고에는 수년의 시간이 걸렸을 가능성이 높다. 동일한 의미에서 EMS 탈퇴가 신뢰성에 변화를 초래하는데 많은 시간이 소요되었을 것이다. 본 연구에 사용된 모형에서는 이러한 점이 고려되지 않았다는 한계가 있다.

그리고 본 연구에서 사용한 방법론 내지는 기본틀은 통화주의적인 접근이다. 통화주의적 접근은 인플레이션의 가장 중요한 요인으로 통화량 그리고 통화량을 조절하는 능력을 보유한 中央銀行(넓게는 政策當局)의 의지를 강조한다. 그러나 본 연구의 대상기간은 통화주의적 접근, 즉 통화량의 증가에 따른 수요견인형 인플레이션 보다는 유가급등에 의한 공급 충격의 영향이 더 큰 시기였다. 그러므로 통화주의적인 접근방식을 사용한 것에 한계가 있다.

아울러 이탈리아와 서유럽 각국이 EMS를 설립한 동기가 通貨統合을 통해서 인플레이션을 억제 내지는 통제하려는 것이 아니었다는 점이다. 그렇기 때문에 '信賴性 보너스'라고 지칭하였다. 즉 인플레이션 억제를 위해서 환율 정책을 사용하지 않았다는 점이다.

물론 정책운영 과정이나 연구에 의해서 환율안정을 통한 인플레이션 억제 가능성이 엿보이기는 했지만 인플레이션 억제가 정책의 기본목적은 아니었다는 점이 중요하다.

마지막으로 換率政策을 통해서 인플레이션을 억제하려는 시도는 단기적으로는 성공을 거둘 수는 있어도 세계환경의 변화, 정책의 목표변화 등에 따라 長期的으로는 달성될 수 없다는 것이다. 초인플레이션을 다스리기 위해서 아르헨티나에서 시도된 통화위원회나 달러와의 페그제가 10년도 견디지 못했다는 사실이나 달러화에 페그된 중동, 홍콩 등이 최근 극심한 인플레이션을 겪고 있다는 사실에서도 이러한 점은 자명하다고 하겠다.

LG經濟硏究院 先任硏究員
150-721 서울시 영등포구 여의도동 20번지
전화: (02)3777-0433
팩스: (02)3777-0400
E-mail: st@lgeri.com

參 考 文 獻

김세원(2004) : 『EU 경제학』, 박영사.

양동휴 편저(2000) : 『1930년대 세계대공황 연구』, 서울대학교출판부.

Barro, Robert, and David Gordon(1983): "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model," *Journal of Political Economy*, **91**, August.

Blanchard, Olivier(2000): *Macroeconomics*, Prentice Hall.

Buiter, Willem, Giancarlo Corsetti, and Paolo Pesenti(1998): *Financial Markets and European Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992~93 Exchange Rate Mechanism Crisis*, Cambridge University Press.

Cohen, Daniel, and Charels Wyplosz(1989): "The European Monetary Union: An Agnostic Evaluation," CEPR.

De Grauwe, Paul(2003): *Economics of Monetary Union*, Oxford University Press.

Dominguez, Kathryn, Ray Fair, and Matthew Shapiro(1988): "Forecasting the Depression: Harvard versus Yale," *American Economic Review*, **78**, September.

Eichengreen, Barry(1996): *Globalizing Capital: A History of the International Monetary System*, Princeton University Press.

_____(2000): "The EMS Crisis in Retrospect," NBER Workng Paper **8035**.

Eichengreen, Barry, and Charles Wyplosz(1993): "The Unstable EMS," *Brookings Papers on Economic Activity*, **24**, **1**.

Flandreau, Mark(1997): "Central Bank Cooperation in Historical Perspective: A Sceptical View," *Economic History Review*, **50**.

Frankel, Jeffrey, and Steven Phillips(1992): "The European Monetary System: Credibility at Last?," *Oxford Economic Papers*, **44**, October.

Gerlach, Stefan, and Frank Smets(1994): "Contagious Speculative Attack," Discussion Paper **1055**, CEPR.

Giavazzi, Fransesco, and Alberto Giovannini(1987): "Models of EMS: Is Europe a Greater Deutschmark Area?," in R.C. Bryant and R. Portes(eds.), *Global Macroeconomics*, Macmillan Press.

Giavazzi, Fransesco, and Luigi Spaventa(1989): "Italy: the Real Effects of Inflation and Disinflation," *Economic Policy*, **4**.

Gibson, Heather(2003): "Realignment Probabilities and Reputation effects in the EMS," *Oxford Economic Papers*, **55**.

Gomez-Puig, Marta, and Jose Montalvo(1997): "A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS," *European Economic Review*, **41**.

Hamilton, James(1992): "Was the Deflation During the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Market," *American Economic Review*, **82**, March.

Krugman, Paul(1991): "Target Zones and Exchange Rate Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, **106**, August.

Lucas, Robert(1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, **63**, June.

Masson, Paul(1995): "Gaining and Losing ERM Credibility: the Case of the United Kingdom," *Economic Journal*, **105**, May.

Mishkin, Frederic(1981): "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **15**.

Obstfeld, Maurice(1994): "The Logic of Currency Crises," NBER working paper **4640**.

Rose, Andrew, and Lars Svensson(1995): "Expected and Predicted Realignments: The FF/DM Exchange Rate during the EMS, 1979-93," *Scandinavian Journal of Economic*s, **97**.

Setzer, Ralph(2004): "The Political Economy of Exchange Rate Regime Duration: A Survival Analysis," mimeo.

Svensson, Lars(1991): "The Simplest test of Target Zone Credibility," *IMF Staff Papers*, **38**.

Tillman, Peter(2003): "The Regime-Dependent Determination of Credibility: A New Look at European Interest Rate Differentials," *German Economic Review*, **4**.

Weber, Axel(1991): "Reputation and Credibility in the European Monetary System," *Economic Policy*, **6**, April.