인플레이션 동학과 통화정책 : 국면전환 모형을 중심으로

우 준 명*

인플레이션 지속성은 미래 인플레이션 예측과 거시경제 안정화를 위한 비용에 적지 않은 영향을 준다. 최근의 이론연구에 따르면 인플레이션에 대한 정책 대응이 인플레이션의 지속성을 결정하는 데 있어 중요한 역할을 하는 것으로 알려져 있다.

이에 본 연구에서는 우리나라를 대상으로 CPI 인플레이션의 지속성이 어떻게 변해왔으며, 통화정책의 대응과 인플레이션 지속성 간에 어떤 관계가 있는지 실증적으로 분석해 보았다. 우선 국면전환 ADF 모형, 국면전환 시변계수 모형 등 다양한 형태의 모형을 이용하여 인플레이션 지속성을 추정해본 결과, 인플레이션 지속성은 70년대말~80년대 초, 90년대 초반 및 외환위기 등의 기간에 높았으나 외환위기 이후 낮아졌으며, 인플레이션 변동성 역시 감소한 것으로 나타났다.

한편, 인플레이션 지속성과 통화정책 기조가 각각 독립적으로 국면전환하는 모형과 국면전환을 고려한 구조모형 등을 통해 살펴본 결과, 통화정책은 인플레이션 지속성이 낮아진 2000년대 이후 인플레이션에 대해 과거보다 좀 더 적극적으로 대응했던 것으로 분석되었다. 이는 물가안정 목표제의 도입 및 성공적인 정착과 인플레이션 지속성 간에 상관관계가 있음을 시사한다.

JEL Classification Number: E3, E4, E6

핵심 주제어: 인플레이션, 지속성, 금리준칙, Taylor principle, 마코브 스위칭 모형

* 경제연구원 금융통화연구실 전문연구원 (전화: 02-759-5349, e-mail: woo@bok.or.kr)

논문에 대해 유익한 논평을 해주신 강종구 금융통화연구실장과 연구심의위원회 위원(김승원 국제무역 팀장, 이주용 전문연구원, 이정익 전문연구원)께 감사드리며, 최운규 경제연구원장, 김현정 前 경제연구원 부원장, 김준한 부장 및 원내 세미나 참석자 등의 논평에 대해서도 감사드립니다. 또한 본 투고 논문에 대한 익명의 심사위원 분에게도 감사드립니다.

논문 투고일: 2015.8.3, 논문 수정일: 2015.11.30, 게재 확정일: 2015.12.9

Ⅰ. 연구 배경

일반적으로 인플레이션 지속성(persistence)은 충격 발생 후 인플레이션이 충격 이전의 균형수준으로 회귀하는 속도로 정의된다.[1] 인플레이션 지속성의 정도는 인플레이션 예측과 통화정책의 효과를 측정하는 데 매우 중요한 역할을 한다. 인플레이션 지속성이 크다면 인플레이션 충격이 발생한 후 균형 혹은 목표수준으로 회귀하는 데 보다 오랜 시간이 소요됨을 의미하며, 이 경우 물가안정을 중시하는 중앙은행의 통화정책에 대한 신뢰성 문제를 야기할 수 있다. 또한 중앙은행이 물가안정을 위해 긴축정책을 수행할 때 인플레이션 지속성이 클수록 실물 부분의 희생정도(sacrifice ratio)도 더 커진다. 따라서 물가안정을 목표로 하는 대부분의 중앙은행 입장에서는 인플레이션 지속성이 주요 관심사항 중 하나다.

이와 관련한 최근 연구결과에 따르면 통화정책 기조가 인플레이션 지속성을 결정하는 데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. IS 및 필립스 곡선, 테일러 금리준칙으로 구성된 전형적인 뉴케인지안 모형체계에서는 명목금리가 인플레이션보다 더 크게 상승하는 테일러 원칙(Taylor principle)을 따를 경우에만 인플레이션은 안정성(stationarity)을 확보한다. 만약 인플레이션에 대한 충격 발생시 금리준칙의 인플레이션 반응계수가 1보다 작을 경우, 기대 인플레이션은 상승하지만 명목금리가 충분히 상승하지 못하기 때문에 실질 금리는 하락하여 초과수요를 일으킨다. 이는 다시 (기대) 인플레이션을 자극시켜 인플레이션의 자기실현(self-fulfilling) 효과를 야기하고 인플레이션 동학은 불안정(non-stationary)한 과정을 따른다. 이 경우 인플레이션 충격은 영속성을 가지며 모형의 해는 결정되지 않는다(indeterminancy, Clarida et al., 2000).

통화정책이 테일러 원칙을 위배하지 않아 인플레이션이 안정적일지라도 인플레이션 반응계수의 크기는 인플레이션 지속성 정도를 결정하는 중요한 역할을 한다. Carlstrom et al. (2009)은 합리적 기대가 반영된 뉴케인지안 모형을 이용하여 인플레이션 지속성을 금리준칙내 인플레이션 반응계수의 함수로 나타낼 수 있음을 보였다. 동 모형에서 금리준칙의 반응계수가 커질수록 인플레이션 지속성은 하락하며, 실증분석을 통해서도 이러한 관계가 존재함을 보였다.

1) 그러나 인플레이션의 균형수준이 어느 정도이며, 균형으로 회귀하는 속도를 추정하는 방법은 연구자에 따라 다르게 나타난다.

일반적인 과거지향적 필립스곡선을 이용한 구조모형을 통해서도 이와 유사한 결과를 도출할 수 있다(Fuhrer, 2009). 이와 관련한 자세한 설명을 위해 과거지향적 필립스 곡선, IS 곡선, 금리준칙으로 구성된 구조모형을 아래와 같이 설정하였다.

$$\text{필립스 곡선: } \pi_t = \beta\pi_{t-1} + \gamma y_t^c$$
$$\text{IS 곡선: } y_t^c = -\lambda i_t$$
$$\text{금리준칙: } i_t = \omega_\pi \pi_t$$

위 식에서 금리준칙을 IS곡선에 대입하면 $y_t^c = -\lambda\omega_\pi\pi_t$와 같으며 이를 다시 필립스 곡선의 y_t^c에 대입하면 $\pi_t = u + \beta\pi_{t-1} - \lambda\omega_\pi\gamma\pi_t$를 얻을 수 있다. 이를 π_t에 대해 정리하여 다음과 같은 인플레이션의 축약형 형태를 구한다.

$$\pi_t = \tilde{\beta}\pi_{t-1}, \quad \tilde{\beta} = \frac{\beta}{(1+\lambda\omega_\pi\gamma)}$$

여기서 인플레이션의 지속성은 $\tilde{\beta}$로 나타낼 수 있으며, $\tilde{\beta}$는 금리준칙의 인플레이션 반응계수 ω_π에 영향을 받는 것을 알 수 있다. 즉, $\partial\tilde{\beta}/\partial\omega_\pi < 0$이 성립하므로 중앙은행이 인플레이션에 대응하는 정도가 클수록 인플레이션의 지속성은 낮아진다.[2)]

실증분석 측면에서 인플레이션의 안정성 여부는 인플레이션에 대한 단위근(unit root) 분석을 통해 판단해 볼 수 있다. 일반적으로 인플레이션의 지속성은 자기회귀 계수값으로 측정되며 자기회귀 계수값이 1에 가까울수록 지속성이 크고 0에 가까울수록 지속성이 낮아진다. 인플레이션 지속성이 높을 경우 인플레이션 충격 발생시 균형수준으로 회귀하는 시간이 오래 걸리며, 인플레이션 동학에 단위근이 존재할 경우 충격은 영원히 지속된다.

앞서 살펴본 바와 같이 통화정책은 인플레이션 지속성에 영향을 미친다. 통화정책이 테일러 원칙을 따르지 않아 정책금리가 인플레이션에 대해 반응하는 정도가 낮을 경우, 인플레이션은 단위근을 갖는 불안정한 상태를 보일 수 있다. 또한 정책금리가 인플레이션에 대해 반응하는 정도가 1보다 클 경우라도 그 크기에 따라 인플레이션 지속성은 달라질 수 있다.

2) 위 구조모형은 과거지향적 모형이기 때문에 금리준칙에서 인플레이션 반응계수 ω_π가 1보다 커야한다는 테일러 원칙(principal)에 위배될지라도 모형 해의 결정(determinancy)에 영향을 미치지 않는다.

이에 본고에서는 우리나라를 대상으로 인플레이션 안정성 및 지속성과 통화정책과의 관계를 살펴보았다. 우리나라의 경우 소규모 개방경제이기 때문에 보다 엄밀한 분석을 위해서는 이를 고려하는 것이 더욱 바람직할 것이다. 그러나, 다행히도 Gali and Monacilli (2005), Gali (2008) 등의 연구결과에 따르면 개방경제의 모형도 필립스 곡선, IS 곡선, 금리준칙의 3개 균형방정식으로 분석될 수 있으며, 수입물가 변화에 대한 영향력은 최종적으로 CPI에 반영되기 때문에 본문의 접근 방법도 큰 문제는 없는 것으로 판단된다. 또한, 금리준칙의 경우에도 환율과 같은 자산가격을 포함할지에 대한 여부는 아직까지도 학계에서 논의되고 있는 사항이다.

우선 시변(time varying) 계수 모형, 국면전환(regime switching) 모형 등을 통해 인플레이션 지속성이 어떻게 변화되어 왔는지 살펴보았다. 다음으로 인플레이션 지속성이 매우 높았던 시기에 통화정책이 인플레이션에 어떻게 대응하였는지 금리준칙의 인플레이션 반응계수 추정을 통해 살펴보았다. 이를 위해 본 연구에서는 Sims (1999), Murray et al. (2009) 등의 연구와 달리 금리준칙과 인플레이션에 관한 2변수 방정식을 설정하고, 각각 독립적으로 국면전환하는 모형을 이용하여 인플레이션 지속성과 통화정책 기조를 분석하였다.

또한 추정의 강건성을 확보하기 위해 국면전환하는 구조모형 등 다양한 형태의 모형을 이용하여 통화정책과 인플레이션간의 관계를 분석해 보았다. 그 결과 대체로 외환위기 이전에는 인플레이션의 지속성 및 변동성 등이 높았으며 통화정책도 인플레이션에 대해 그다지 적극적이지 않았던 기간도 상대적으로 많았다. 반면, 외환위기 이후의 기간에는 인플레이션의 지속성과 변동성이 낮아졌으며, 통화정책은 인플레이션에 대해 과거보다 적극적으로 대응하는 등 통화정책의 불확실성도 크게 낮아진 것으로 분석되었다.[3)]

Ⅱ. 기존 문헌연구

뉴케인지안 체계에서 중앙은행의 행태는 금리준칙으로 요약되며, 중앙은행은 실물경제 및 물가안정 목표를 달성하기 위해 정책금리를 조절한다. 그러나 중앙은행이 인플레이션 상승률 보다 더 높게 금리를 올리지 못할 경우(즉 테일러

3) 이는 2000년대 이후 물가안정목표제의 도입의 영향으로 인플레이션 변동성이 작아지면 인플레이션의 예측가능성이 높아진 것을 의미하기도 한다.

원칙이 위배될 경우), 인플레이션을 포함한 거시경제는 불안정해지고 인플레이션 지속성 계수는 1에 근접한 불안정 과정을 따르게 된다. Taylor (1999), Clarida et al. (2000), Davig and Doh (2009) 등은 1960년～1970년대의 고(高)인플레이션이 발생한 이유로 미연준의 통화정책이 인플레이션에 대해 적절히 대응하지 못하였기 때문이라고 분석하였다. 이러한 논의는 테일러 원칙을 따르는 적극적(active) 통화정책과 그렇지 못한 소극적(passive) 통화정책과 관련이 있다.

이처럼 인플레이션 지속성은 통화정책에 의해 영향을 받을 수 있지만, 통화정책 수행여건에 영향을 미칠 수도 있다. 인플레이션 지속성이 낮을(높을) 경우 중앙은행의 입장에서 실물경제 안정을 위한 정책운영의 폭이 넓어(좁아)진다. Primiceri (2006)는 간단한 인플레이션-실업 모형을 이용하여 최적정책을 도출하였는데 인플레이션 지속성이 낮을수록 인플레이션 대응 정도를 낮추는 것이 최적인 것으로 분석하였다. 일례로 인플레이션 지속성이 낮을 경우 비용충격이 발생하더라도 인플레이션은 얼마 지나지 않아 중앙은행이 목표로 설정한 수준으로 복귀한다. 이 경우 중앙은행은 물가보다는 실물부문의 안정을 위해 확장적인 통화정책 수행이 가능하다. 그러나 인플레이션 지속성이 높은 기간에 비용 충격이 발생하면 인플레이션이 중앙은행의 목표 수준까지 회귀하기까지 장기간이 소요된다. 또한 높은 수준의 인플레이션이 지속되면 기대 인플레이션에 영향을 미쳐 인플레이션 수준 자체가 이전보다 높아질 수 있으므로 중앙은행은 산출보다는 물가안정을 위한 정책을 적극적으로 수행하게 되어 실물경제의 침체가 심화될 수 있다.

한편, 중앙은행이 인플레이션 지속성 정도를 잘못 판단할 경우 정책비용은 커질 수 있다. 인플레이션 지속성이 높은 수준임에도 불구하고 중앙은행이 이를 과소추정할 경우 인플레이션 억제정책 보다는 경기안정화 정책에 더 높은 정책 우선순위를 부여할 가능성이 있다. 이 경우 인플레이션 동학이 불안정해질 수 있는데, Primiceri (2006)는 1970년대 미국의 고(高)인플레이션은 인플레이션 지속성을 과소추정(under estimation)했기 때문에 발생하였다고 주장하였다. Murray et al. (2009)은 미국의 인플레이션 지속성을 금리준칙과 연계하여 분석하였다. 1961년～1981년의 대부분 기간 동안 인플레이션 지속성 계수가 1인 단위근을 갖는 것으로 나타났는데, 이는 동 기간중 연준이 금리준칙을 운영함에 있어 테일러 원칙(Taylor principle)을 따르지 않는 소극적(passive)인 통화

정책을 수행하였기 때문으로 분석하였다.

Davig and Doh (2009)는 DSGE 모형을 통해 통화정책과 인플레이션의 지속성을 연구하였다. 분석결과, 적극적인 인플레이션 대응 정책과 정책금리의 낮은 변동성은 인플레이션 지속성을 낮추는 것으로 나타났다. 그리고 미 연준의 금리정책은 1970년대 고(高)인플레이션(great inflation) 시기보다 1980년대 초 볼커(Volcker)의 디스인플레이션 시기 및 1984년 이후 대안정기(Great moderation)에 인플레이션에 대해 더 적극적(agressive)으로 대응한 것으로 분석되었다. 또한 Davig and Doh는 인플레이션의 지속성을 결정하는 시차상관계수가 외생적 경제충격의 가중평균형태로 나타낼 수 있음을 보였다. 지속성이 높은 경제충격의 가중치가 높으면 인플레이션 지속성은 높아지는데 이러한 가중치는 금리준칙의 인플레이션 반응계수에 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉 인플레이션에 적극적인 통화정책을 수행할수록 지속성이 높은 경제충격이 인플레이션 지속성에 미치는 가중치가 낮아질 수 있음을 보였다.[4] Amisano and Tristani (2010)은 비선형 DSGE모형을 이용하여 유로지역의 인플레이션 지속성을 분석하였다. 이들의 연구에 따르면 중앙은행의 통화정책 충격이 인플레이션 동학에 미치는 영향은 인플레이션 안정기와 불안정기에 다른 양상을 보이는 것으로 나타났다. 즉 인플레이션 안정기의 경우 완화적 통화정책으로 인플레이션이 높아져도 지속성이 낮아 빠르게 균형수준으로 회귀하는 반면, 인플레이션 불안정기에는 인플레이션의 지속성도 높아져 균형수준으로 회귀하는 데 보다 긴 시간이 요구되는 것으로 나타났다.

중앙은행의 신뢰성과 기대인플레이션이 인플레이션 지속성에 영향을 미칠수 있음을 보인 연구들도 있다. 민간은 중앙은행 내부적으로 설정한 인플레이션 목표에 대한 정보를 이용하여 임금과 재화의 가격을 결정한다. 그러나 중앙은행의 정책에 대한 신뢰성이 완전하지 못하며 인플레이션 목표 또한 불확실하다. 이 때 중앙은행이 인플레이션 목표 수준을 변경할 경우 민간과 중앙은행 간 정보의 비대칭성 문제와 정책목표 달성에 대한 신뢰성 문제가 발생한다. 중앙은행에 대한 신뢰성이 높은 경우 인플레이션은 중앙은행이 새로 설정한 인플레이션 목표수준으로 빠르게 수렴한다. 그러나 중앙은행에 대한 신뢰성이 낮을 경우 민간은 중앙은행이 설정한 인플레이션 목표대신 실현된 인플레이션을 바탕으로 가격과 임금을 조정한다. 이 과정에서 인플레이션은 새로운 균형수준

4) 이와 비슷한 연구로 Carlstrom et al.(2008)은 간단한 동태적 뉴케인지안 모형을 이용해 인플레이션 반응계수가 높을수록 인플레이션 지속성이 낮아짐을 보였다.

으로 서서히 수렴해 가기 때문에 지속성이 커진다(Erceg and Levin, 2003; Lendvai, 2006).[5)]

우리나라의 경우 대체로 물가안정목표제가 도입된 이후 인플레이션 지속성이 크게 낮아진 것으로 분석된다(Kim and Park, 2006). Tillmann (2012)은 외환위기 이전기간(1986.1Q～1997.2Q)과 이후 기간(1999.1Q～2010.2Q)을 대상으로 한국의 CPI와 CPI 부문별 지수의 인플레이션 지속성이 어떻게 달라졌는지 분석하였다. 요인모형 등을 이용한 분석결과, CPI 인플레이션과 각 부분별 지수의 공통요소는 지속성이 매우 낮아진 반면, 개별 지수의 지속성은 크게 변하지 않은 것으로 나타났다. 그는 동 결과가 물가안정 목표제의 성공적 시행에 기인한 것으로 분석하였다. 오금화(2010)는 Stock and Watson (2007)의 확률적 변동성 모형을 이용하여 우리나라 인플레이션의 지속성을 추정한 결과, 외환위기 이전부터 지속성은 하락추세를 이어 왔으며 최근에는 상당히 낮은 수준에 머물러 있다는 결과를 제시하였다. 또한 2000년 이후 자료를 이용하여 우리나라의 인플레이션 지속성을 분석한 연구에 따르면, CPI 인플레이션의 지속성 계수 값이 0에 가까운 것으로 나타났다(김태정 등 (2012)). 오형석(2004)의 경우 국면전환 모형을 이용하여 인플레이션 지속성과 변동성의 구조변화를 분석하였다. 그 결과 외환위기 전후로 인플레이션 변동성과 지속성이 낮아지는 등 인플레이션 동학에 구조적인 변화가 발생한 것으로 나타났다.

Ⅲ. 인플레이션 지속성과 통화정책

본 장에서는 기존연구와 달리 우리나라 인플레이션의 지속성과 통화정책간 관계를 실증적으로 분석하였다. 추정된 자료는 1977.1분기～2012.3분기 동안의 CPI 인플레이션, 실질 GDP 갭, 콜금리 자료를 사용하였다. CPI 인플레이션은 계절조정된 CPI의 전기대비 증가율을 사용하였으며, 실질 GDP 갭은 계절조정된 로그 실질 GDP의 HP (Hodrick-Prescott)필터 값을 이용하여 구하였다. 먼저 인플레이션 지속성을 시변계수 모형, 국면전환모형 등을 이용하여 추정해 보았으며, 다음으로 인플레이션 지속성과 통화정책과의 관련성을 분석하였다. 인플레이션이 불안정했던 기간과 안정적이었던 기간에 금리준칙의 인플레이션 반

5) Erceg and Levin (2003)은 칼만필터 학습(learning) 모형을 이용하였으며, Lendvai (2006)는 베이지안 학습모형을 이용해 정책 신뢰성과 인플레이션 지속성을 분석하였다.

응계수가 어떤 값으로 추정되었는지 국면전환 모형을 이용하여 통화정책과 인플레이션과의 관계를 분석하였으며, IS 곡선을 추가한 구조모형을 이용하여 충격반응함수 분석도 실시하였다.

1. 인플레이션의 지속성 추정

본 절에서 인플레이션 지속성이 어떻게 달라져 왔는지 간단한 모형을 통해 살펴보았다. 우선 표본기간에 대해 인플레이션 지속성 계수가 단위근을 갖는지 여부를 국면전환을 고려한 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 모형을 이용하여 분석하였다.

$$\triangle \pi_t = u_{s_t} + \beta_{s_t}\pi_{t-1} + \gamma_{s_t,i}\triangle \pi_{t-i} + \sigma_{\pi,s_t}\epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0,1) \quad (1)$$

$s_t = 1$: 인플레이션 불안정 국면, $s_t = 0$: 인플레이션 안정 국면

일반적으로 ADF 단위근 검정은 시계열 자료가 특정 기간 불안정한 모습을 보이고 다른 기간에는 안정적인 모습을 보일 경우「단위근이 존재한다」는 귀무가설을 기각하지 못하는 등 추정기간에 따라 그 결과가 상당히 다른 것으로 알려져 있다. 본 연구에서도 전체 표본기간에 대한 일반적인 ADF 검정결과「단위근이 존재한다」는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 식 (1)과 같은 인플레이션 국면을 고려한 ADF 검정모형은 인플레이션이 안정성을 보였던 시기와 불안정한 단위근 과정을 보였던 시기를 연구자가 임의로 결정하지 않고 데이터가 결정하는 방식으로 ADF 검정을 수행할 수 있는 장점이 있다(Murray et al., 2009). 위 식에서 인플레이션 지속성을 결정하는 계수는 β_{s_t}이다. 여기서 $s_t = 1$인 경우 인플레이션에 단위근(불안정 과정)이 존재하며 β는 0의 값을 갖는다. 이 경우 인플레이션은 불안정하기 때문에 변동성($\sigma_{\pi,1}$) 또한 당연히 높아진다. 반면 $s_t = 0$인 경우 β가 0보다 작은 값을 가지고, 인플레이션 지속성은 낮고 안정적으로 변동한다. s_t는 실제로 관측되지 않은 상태 (state) 변수로서 0 또는 1의 값을 가지며, 다음의 전이확률 (transition probability)과정을 따른다.

$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p$$
$$\Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q$$

본 연구에서는 식 (1)의 시차(i)를 1로 설정하여 국면전환 ADF 검정모형을 추정하였으며, 결과는 <표 1>에 제시하였다. 인플레이션 동학을 결정하는 모형의 가장 중요한 모수인 $\beta_0(s_t = 0$인 경우)의 추정치는 약 −0.36으로 도출되었으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. <그림 1>은 인플레이션(CPI 전기대비 증가율) 추이와 인플레이션 지속성 계수가 1로서 인플레이션이 단위근 과정을 따르는 불안정 국면이 발생할 확률을 각각 나타낸다. 인플레이션이 제2차 오일쇼크로 인한 스태그플레이션 등으로 1980년대 초반까지 매우 높은 수준과 변동성을 보임에 따라 단위근 과정을 따르는 불안정한 국면의 확률도 1근처에서 상당기간 지속되는 등 매우 불안정한 모습을 보였다. 1980년대 중·후반부터 3저 호황, 급격한 임금상승, 부동산 가격 상승 등으로 인플레이션은 90년대 초반까지 비교적 높게 상승하며 불안한 모습을 보였으나, 동 기간에 있어 인플레이션이 단위근 과정을 따를 확률은 30%미만이었던 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 기간에는 급격한 외자유출로 원화가치가 급격히 하락하고 수입물가가 큰 폭으로 상승함에 따라 인플레이션이 크게 상승하는 등 일시적으로 단위근 과정을 따르는 불안정한 상태를 보였다. 그 이후 2000년대 들어 물가안정목표제의 도입 등에 힘입어 인플레이션이 낮은 수준에서 변동하였으며, 2000년대 후반 중 글로벌 금융위기가 발생하였음에도 불구하고 인플레이션은 여전히 과거보다 낮은 수준에서 안정적인 움직임을 보였다.

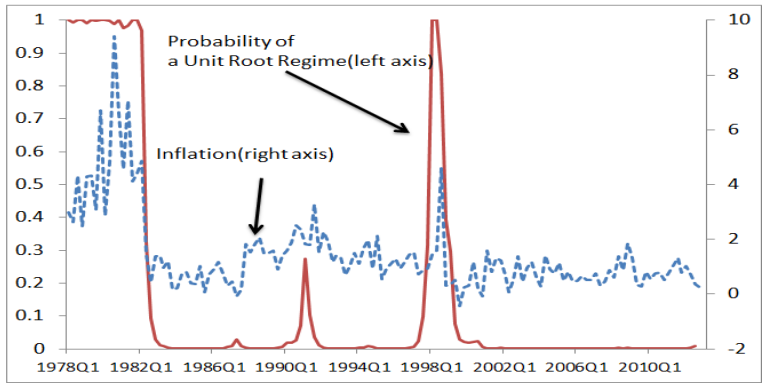
〈Table 1〉 Markov Switching ADF Model of Inflation Dynamics (Eq. 1)

p	q	u_0	β_0	γ_1	γ_0
0.925 (14.477)***	0.980 (65.625)***	0.363 (3.473)***	-0.366 (-3.663)***	-0.434 (-2.263)**	-0.223 (-1.780)*
$\sigma^2_{\pi,1}$	$\sigma^2_{\pi,0}$		Log Likelihood		
4.517 (3.302)***	0.2441 (6.663)***		-147.571		

Notes: 1) Estimation Period: 1977.1～2012.3

2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

〈Figure 1〉 Probability of a Unit Root Regime in the Inflation Dynamics



Notes: The Solid line is the probability of a unit root regime in the Inflation dynamics, and the dotted line is the quarterly inflation rate.

다음으로 인플레이션 지속성 계수가 시간에 따라 어떻게 달라졌는지 두 가지 시변(time-varying)모형을 이용하여 인플레이션 지속성 추이를 추정해 보았다. 식 (2-1)의 <지속성 모형 1>의 경우 모형의 절편이 일정한 값으로 고정된 상태에서 지속성 계수만 시간에 따라 변화하는 모형으로 시변계수 β_t는 가장 흔하게 사용하는 임위보행(random walk) 형태로 움직이도록 설정하였다. 동 모형에서 y_t^c는 생산갭을 의미하며 수요에 의한 인플레이션 압력을 반영한다.

한편 <지속성 모형 2>는 <지속성 모형 1>에 대한 일종의 강건성(robustness) 검증을 위한 모형으로 인플레이션이 높은 시기와 낮은 시기 간 국면전환 되는 등 인플레이션 추세변동을 반영한 시변모형이다. 이는 <그림 1>에서 보듯이 인플레이션이 80년대 초까지 상당히 높은 수준을 나타냈기 때문에 인플레이션 수준변화가 지속성 계수 추정에 미칠 수 있는 영향을 통제(control)하기 위해서이다.

<지속성 모형 1>

인플레이션 식: $\pi_t = u + \beta_t \pi_{t-1} + \gamma y_t^c + \sigma_\pi \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0,1)$ (2-1)

계수방정식: $\beta_t = \beta_{t-1} + \sigma_\beta \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0,1)$

<지속성 모형 2>

인플레이션 식: $\pi_t = u_{s_t} + \beta_t \pi_{t-1} + \gamma_{s_t} y_t^c + \sigma_{\pi,s_t} \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0,1)$ (2-2)

계수방정식: $\beta_t = \beta_{t-1} + \sigma_{\beta,s_t} \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0,1)$

$S_t = 1$: 고(高) 인플레이션 국면, $S_t = 0$: 저(低) 인플레이션 국면

<지속성 모형 1>과 <지속성 모형 2>의 추정결과는 <표 2-1> 및 <표 2-2>에 수록하였으며, 동 모형을 통해 추정된 지속성 추이는 <그림 2-a>와 <그림 2-b>에 제시하였다. 2가지 모형을 통해 추정된 인플레이션 지속성은 그 크기에서 약간의 차이만 있을 뿐 대략적으로 동일한 패턴을 보였다. 우선 인플레이션이 매우 높았던 80년대 초반까지 지속성 계수는 1을 크게 상회하는 것으로 추정되었다. 90년대 초반 지속성 계수가 일시적으로 1을 상회하는 것으로 추정되었으며 외환위기 당시에도 지속성 계수가 1을 크게 상회하였다. 그러나 2000년대 이후에는 지속성 계수가 낮은 수준을 보이며 글로벌 금융위기 기간에도 1을 하회하는 등 안정성을 유지하였다.

이상과 같이 국면전환 ADF 모형과 지속성 모형은 인플레이션 지속성에 대해 매우 유사한 결과를 보여주는데 인플레이션 지속성이 매우 크고 인플레이션이 불안정했던 시기는 대략 70년대 말~80년대 초 및 90년대 초반, 외환위기 당시 등이었으며, 2000년 이후로는 인플레이션 지속성이 크게 하락하고 변동성도 상대적으로 낮은 모습을 보였다.

〈Table 2-1〉 Time Varying Parameter Model (Eq. 2-1)

u	γ	σ_{π}^2	σ_{β}^2	Log Likelihood
0.833 (8.356)***	0.053 (1.760)*	0.176 (4.195)***	0.268 (4.568)***	-176.279

Notes: 1) Estimation Period: 1977.1~2012.3
2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

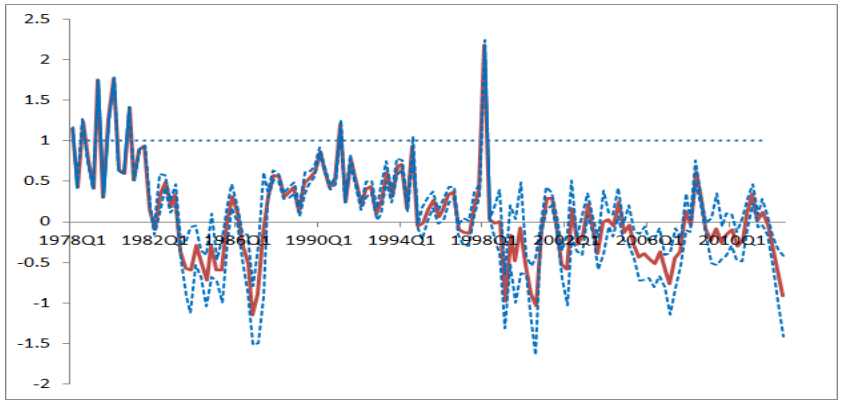
〈Table 2-2〉 Time Varying Parameter Model with Markov Switching Process (Eq. 2-2)

p	q	u_1	u_0	γ_1	γ_2
0.676 (1.890)**	0.963 (28.320)***	1.160 (0.463)	0.748 (6.489)***	0.000 (0.000)	0.029 (1.022)
$\sigma_{\pi,1}^2$	$\sigma_{\pi,0}^2$	$\sigma_{\beta,1}^2$	$\sigma_{\beta,2}^2$	Log Likelihood	
2.299 (2.349)***	0.171 (5.372)***	1.722 (1.727)*	0.045 (2.290)***	-148.880	

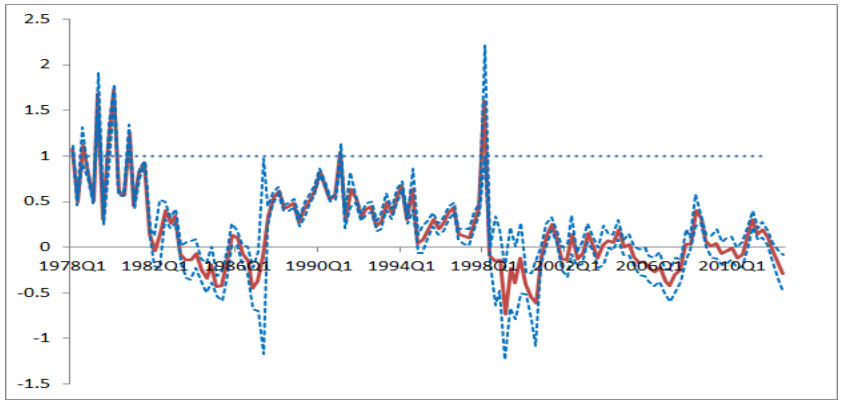
Notes: 1) Estimation Period: 1977.1~2012.3
2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

〈Figure 2〉 Inflation Persistence

(a) Time Varying Parameter Model (Eq. 2-1)



(b) Time Varying Parameter Model with Markov Switching Process (Eq. 2-2)



Notes: The solid line is an estimate of inflation persistence, and the dotted lines are the corresponding standard errors.

2. 통화정책 기조와 인플레이션 지속성간 관계

가. 금리준칙과 인플레이션

여기서는 인플레이션에 대한 통화정책 기조와 인플레이션 동학과의 관계에 대하여 실증적으로 분석해 보았다. Sims (1999), Murray et al. (2009)의 경우 미 연준의 통화정책이 인플레이션에 대해 어떠한 정책기조를 보였는지에 관해 분석하기 위해 금리준칙의 반응계수를 국면전환 모형을 이용하여 추정하였다. 이들 연구에서는 금리준칙에 대한 단일 방정식만을 추정하였지만, 본 연구에서는 금리준칙과 인플레이션에 관한 2변수 방정식을 설정하고 인플레이션 지속성과 통화정책 기조에 따라 국면을 4가지로 구분하였다.

식 (3-1) 및 (3-2)의 금리준칙에서 $\omega_{\pi,s_{2,t}}$는 통화정책의 인플레이션 대응기조를 나타낸다. $s_{2,t}=1$인 경우 $\omega_{\pi,1}<0$인 조건으로 테일러 원칙에 벗어난 소극적 통화정책을 수행한 시기가 되며, $s_{2,t}=0$인 경우 $\omega_{\pi,0}>0$인 조건으로 적극적 통화정책을 수행했던 시기를 나타낸다. 한편 인플레이션 동학의 경우 (3-1)에서는 축약형 형태의 인플레이션 지속성 계수를 나타내며, (3-2)는 총수요 압력을 반영한 필립스 커브형태에서의 지속성 계수로서 강건성 검정차원에서 추가로 살펴보았다.

<2변수 독립적 국면전환 모형 1: 축약형 인플레이션>

인플레이션 동학: $\pi_t = u_{s_{1,t}} + \beta_{s_{1,t}}\pi_{t-1} + \sigma_{\pi,s_{1,t}}\epsilon_t$ (3-1)

금리준칙: $i_t = \rho_{s_{2,t}} i_{t-1} + [i^*_{s_{2,t}} + (1+\omega_{\pi s_{2,t}})\pi_t + \omega_{y s_{2,t}} y^c_t](1-\rho_{s_{2,t}}) + \sigma_{i,s_{2,t}}\epsilon_t$

<2변수 독립적 국면전환 모형 2: 필립스 커브 >

인플레이션 동학: $\pi_t = u_{s_{1,t}} + \beta_{s_{1,t}}\pi_{t-1} + \gamma_{s_{1,t}} y^c_t + \sigma_{\pi,s_{1,t}}\epsilon_t$ (3-2)

금리 준칙: $i_t = \rho_{s_{2,t}} i_{t-1} + [i^*_{s_t} + (1+\omega_{\pi s_{2,t}})\pi_t + \omega_{y s_{2,t}} y^c_t](1-\rho_{s_{2,t}}) + \sigma_{i,s_{2,t}}\epsilon_t$

또한 $s_{1,t}=1$인 경우 $\beta_1=1$인 단위근 과정을 따르며, $s_{1,t}=0$인 경우 β_0의 값을 갖는다. 본 추정 방정식에서는 두 개의 독립적인 비관측 상태변수 $s_{1,t}$, $s_{2,t}$가 있으며, 이들은 다음과 같은 방법을 이용하여 하나의 상태변수 S_t로 나타낼 수 있다.

$$S_t = 1 \text{ if } s_{1,t}=0 \text{ and } s_{2,t}=0$$
$$S_t = 2 \text{ if } s_{1,t}=0 \text{ and } s_{2,t}=1$$
$$S_t = 3 \text{ if } s_{1,t}=1 \text{ and } s_{2,t}=0$$
$$S_t = 4 \text{ if } s_{1,t}=1 \text{ and } s_{2,t}=1$$

S_t는 $\Pr[S_t=j|S_{t-1}=i]=p_{ij}$와 같은 전이확률을 갖으며, $\sum_{j=1}^{4} p_{ij}=1$을 만족해야 한다. 각각의 상태변수 $s_{1,t}$과 $s_{2,t}$는 상호간 독립적으로 마코브 스위칭(Markov switching)하며, 다음의 전이확률 과정을 따른다.

$$\Pr[S_{i,t}=1|S_{i,t-1}=1]=p_i,\ i=1,2$$
$$\Pr[S_{i,t}=0|S_{i,t-1}=0]=q_i,\ i=1,2$$

일례로, $\Pr[S_t=1|S_{t-1}=1]=p_{11}=\Pr[S_{1,t}=0|S_{1,t-1}=0]\Pr[S_{2,t}=0|S_{2,t-1}=0]=q_1*q_2$와 같다. 따라서 p_{ij}는 p_1, p_2, q_1, q_2의 함수가 된다.[6)]

식 (3-1)의 결과는 <표 3>에, 식 (3-2)의 결과는 부록의 <표 A>에 수록하였다. 통화정책의 경우 두 모형에서 모두 대략 1999년까지 인플레이션에 대해 소극적 대응 기조를 지속하였던 것으로 나타났다. $\omega_{\pi,1}$의 추정치는 (3-1)의 모형에서 -0.361, (3-2)의 모형에서 -0.350이었으며 모두 통계적으로 유의하였다. $\omega_{\pi,0}$ 추정치는 0.018 및 0.011이었으며 모두 통계적으로 유의하지는 않았지만,[7)] 통화정책 대응 기조의 국면을 나타내는 전이확률에 대한 추정치는 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. (3-1)의 축약형 인플레이션 모형에서 β_0는 0.469로, (3-2)의 필립스 커브 모형에서는 0.273으로 추정되었으며 모두 통계적으로 유의하였다.[8)]

〈Table 3〉 Markov Switching Model with Two Independent State Variables (Eq. 3-1)

p_1	q_1	u_0	β_0	$\sigma^2_{\pi,1}$	$\sigma^2_{\pi,0}$
0.885	0.969	0.508	0.469	6.489	0.272
(9.917)***	(41.257)***	(4.299)***	(3.794)***	(2.529)**	(5.631)***
p_2	q_2	ρ_1	ρ_0	i^*_1	i^*_0
0.912	0.907	0.707	0.972	1.932	0.163
(22.929)***	(21.761)***	(11.561)***	(64.756)***	(7.012)***	(0.298)
$\omega_{\pi,1}$	$\omega_{\pi,0}$	$\omega_{y,1}$	$\omega_{y,0}$	$\sigma^2_{i,1}$	$\sigma^2_{i,0}$
-0.361	0.018	0.144	0.141	0.152	0.0024
(-3.243)***	(0.0379)	(2.362)**	(0.755)	(5.539)***	(4.726)***
Log Likelihood : -108.025					

Notes: 1) Estimation Period: 1977.1～2012.3
2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

6) 2변수의 독립적인 국면전환 모형에 대한 설명은 Kim and Murray(2002)를 참고하기 바란다.

7) 한편 Kim and Park (2006)은 GMM을 이용하여 금리준칙을 추정한 결과 인플레이션 반응계수가 약 1.58정도인 것으로 추정하였다. 본 연구의 표본전체를 대상으로 추정한 결과는 아래와 같으며, 주요 계수에 대하여 통계적으로도 유의하게 나타났다.

지속성: $\pi_t = 0.379 + 0.732\pi_{t-1} + 0.050y^c_t + \epsilon_t$
(3.120) (12.608) (1.431)

금리준칙: $i_t = 0.887i_{t-1} + [2.5 + 1.041\pi_t + 1.179y^c_t](1-0.887) + \epsilon_t$
(35.203) (1.671) (5.491) (2.431)

단 ( )은 t 값

8) 식 (3-2)나 구조모형 등에서 인플레이션 지속성은 인플레이션 시차 계수로부터 발생하는 “intrinsic” 지속성과 생산갭, 한계비용과 같이 인플레이션에 영향을 미치는 변수로부터 유발되는 “inherited ” 지속성으로 구분 할 수 있다(Fuhrer, 2009). 따라서 식 (3-1)과 같은 축약형 형태에는 두 지속성의 정보가 혼재되어 있기 때문에 intrinsic 지속성보다 더 크게 추정된 것으로 보인다.

<그림 3-a>~<그림 3-d>는 (3-1)과 (3-2) 모형의 추정을 통해 산출한 인플레이션 불안정 국면과 소극적 통화정책 국면 확률을 각각 나타낸다. 먼저 인플레이션이 불안정했던 시기는 앞의 분석결과와 거의 유사한 것으로 나타났다. 축약형 인플레이션 동학모형에서 인플레이션 불안정 국면은 식 (1)의 ADF 검정 모형의 결과와 거의 유사하였으며, 필립스 커브 모형의 인플레이션 불안정 국면은 식 (2)의 시변모형 결과와 유사하게 1990년대 초반에도 불안정 국면의 확률이 거의 1에 근접한 것으로 추정되었다.

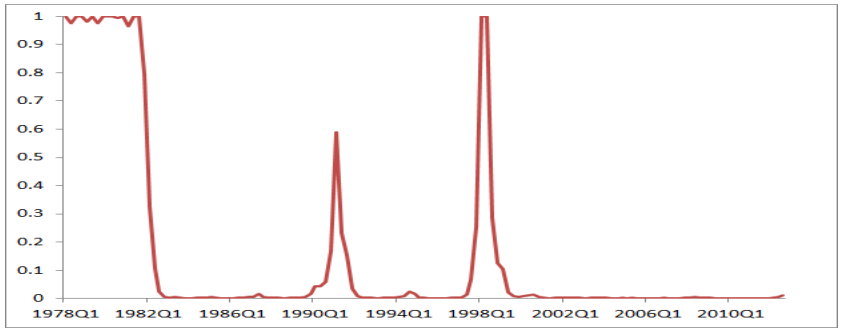
반면 금리준칙으로 대변되는 통화정책은 1990년대 말까지 인플레이션에 소극적으로 대응하는 등 테일러 원칙에 충실하지 못했던 것으로 나타났다. 그러나 2000년대 이후 금리준칙은 과거부터 90년대 말까지 기간보다 인플레이션에 대해 보다 적극적으로 대응했던 것으로 나타났다. 다만 앞에서 언급했던 것처럼 인플레이션 반응계수가 통계적으로 유의한 값을 갖지 못한다는 한계는 있지만, 통화정책의 국면을 결정하는 전이확률은 유의한 값을 가져 국면전환이 발생했음을 보여주고 있다. 한편, 2000년대 후반 글로벌 금융위기 당시 외국자본의 급격한 유출로 인한 환율 상승으로 물가상승률이 크게 올랐지만, 정책당국은 금융시장 안정 및 급격한 경기침체 완화를 위해 정책금리를 내리는 등 인플레이션에 대해 일시적으로 소극적인 대응을 하였다. 그 결과로 글로벌 금융위기 당시 통화정책은 인플레이션에 대해 소극적으로 대응한 국면의 확률이 크게 상승하였다.

이상을 종합해 보면 70년대 후반기 이후 90년대 말까지 인플레이션에 대해 그다지 적극적으로 통화정책을 수행하지 않았기 때문에 인플레이션의 변동성이 동 기간중 더 컸으며 불안정한 국면이 상대적으로 자주 나타났던 것으로 보인다. 반면 2000년대 이후 인플레이션은 안정성을 유지하였으며, 글로벌 금융위기 기간에도 인플레이션은 과거처럼 커다란 변동성을 보이거나 불안정한 양상을 보이지 않았다. 이는 글로벌 금융위기 당시 통화정책이 일시적으로 인플레이션에 대해 소극적으로 대응하였지만 이러한 소극적 통화정책 대응은 일시적일 것이라는 경제주체의 기대가 반영되었기 때문으로 판단된다.[9]

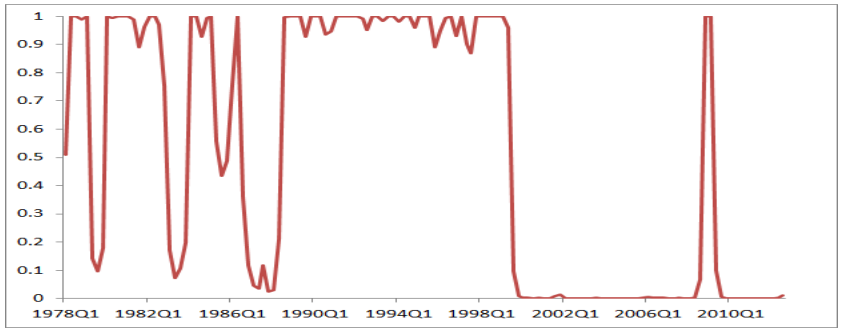
9) Davig and Leeper (2007)의 경우 금리준칙이 테일러 원칙을 일시적으로 따르지 않더라도, 향후 테일러 원칙을 따를 것으로 경제주체가 기대할 경우 거시경제는 안정성을 확보할 수 있다고 주장하였다.

〈Figure 3〉 Probabilities of Regimes under Alternative Specifications

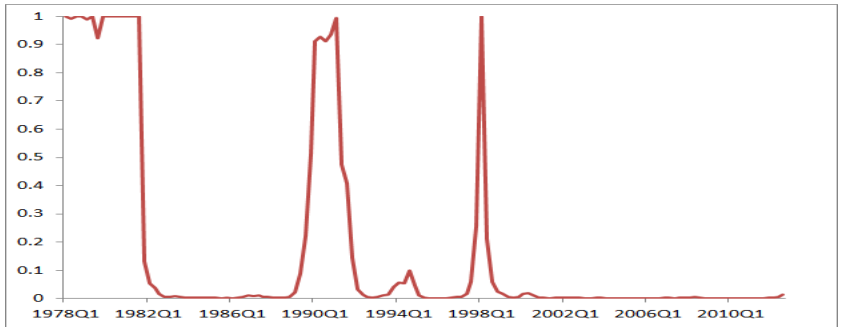
(a) Probability of an Unstable Regime in the Reduced Form (Eq. 3-1)



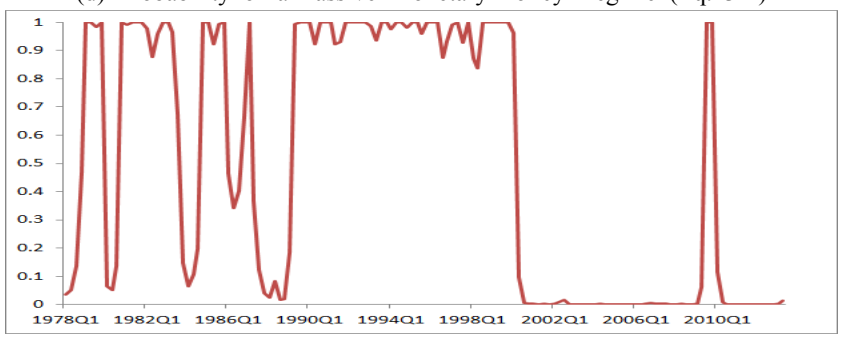
(b) Probability of a Passive Monetary Policy Regime (Eq. 3-1)



(c) Probability of an Unstable Regime in Phillips Curve (Eq. 3-2)



(d) Probability of a Passive Monetary Policy Regime (Eq. 3-2)



나. 3변수 연립방정식 모형

상기 분석의 강건성 검토 차원에서 2변수 구조모형에 총수요 방정식인 IS곡선을 추가한 3변수 구조모형을 이용하여 인플레이션 지속성과 통화정책과의 관계를 분석하였다. 본 구조식에서는 모든 변수가 하나의 상태변수 s_t를 공유하는 것으로 가정하고, 경제상태에 따라 총수요 충격에 따른 파급경로가 어떻게 달라지는지 분석하였다.

<3변수 연립방정식 모형>

필립스 곡선 : $\pi_t = u_{s_t} + \beta_{s_t}\pi_{t-1} + \gamma_{s_t} y_t^c + \sigma_{\pi,s_t}\epsilon_t$ (4)

금리준칙 : $i_t = \rho_{s_t} i_t + [i_{s_t}^* + (1+\omega_{\pi s_t})\pi_t + \omega_{y s_t} y_t^c](1-\rho_{s_t}) + \sigma_{i,s_t}\epsilon_t$

IS 곡선 : $y_t^c = \alpha_{s_t} y_{t-1}^c - \lambda_{s_t}(i_t - \pi_t) + \sigma_{y^c,s_t}\epsilon_t$

$s_t = 1$: 거시경제 불안정 국면, $s_t = 0$: 거시경제 안정국면

앞의 모형에서와 같이 $s_t = 1$인 경우에는 금리준칙의 인플레이션 반응계수 $\omega_{\pi,1}$는 0보다 작은 값을 갖고, 인플레이션 지속성은 단위근($\beta_1 = 1$)을 갖는 등 거시경제는 변동성이 높은 불안정한 상태에 놓이며, $s_t = 0$인 경우 금리준칙은 테일러 원칙을 만족하고 인플레이션 동학이 안정되는 등 거시경제는 안정성을 유지한다. 모형의 추정결과는 부록의 <표 B>에 제시하였다.

금리준칙의 인플레이션 반응계수는 이전 결과와 유사하게 추정되었다. $\omega_{\pi,1}$은 -0.459로 추정되었으며 통계적으로도 유의하였지만, $\omega_{\pi,0}$의 추정치는 0.021이었으며 통계적 유의성이 낮았으나 비관측 상태변수 S_t의 동학을 결정하는 전이확률(p, q)은 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 인플레이션 지속성 계수 β_0 역시 통계적으로도 유의하였다. <그림 4>는 인플레이션 지속성 계수 β_1이 1이며 동시에 금리준칙 반응계수 $\omega_{\pi,1}$이 0보다 작아서 거시경제가 불안정한 국면에 있을 확률을 나타내는데, 1990년대 말까지 거시경제는 상당기간 불안정 국면에 속해있었던 것으로 추정되었다. 특이한 점은 1980년대 중반의 경우 3저 호황에 힘입어 일시적으로 거시경제가 안정을 보였던 시기만 제외하고 거시경제 불안정 국면이 앞의 <그림 3-b> 및 <그림 3-d>와 매우 유사한 것으로 추정되었다. 즉 통화정책이 인플레이션에 소극적이었던 시기와 거시경제가 불안정했던 시기가 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 따라서 3변수로 구성된 거시경

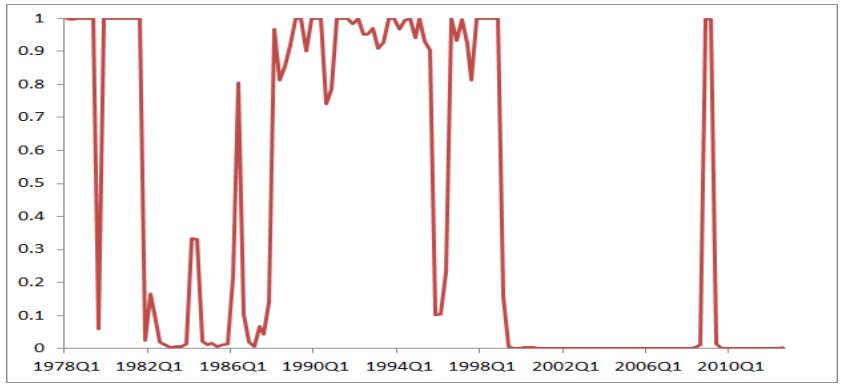
제 모형에서 통화정책 기조가 모형 전체의 안정성 국면을 결정하는 데 매우 큰 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다.[10] 또한 글로벌 금융위기 기간에도 거시경제는 매우 불안정한 상태였으나 곧 바로 안정국면으로 회귀하였음을 알 수 있다.

다음으로 3변수 구조모형을 이용하여 경제 충격이 인플레이션 지속성에 미치는 영향을 분석해 보았다. <그림 5-a>는 경제가 특정 상태만 지속할 경우 통화정책의 1표준편차 충격에 대한 인플레이션의 충격반응함수이다. 즉, $s_t = 0$인 경우 거시경제는 항상 안정국면상태에 있으며, 금리인상 충격으로 인플레이션은 대략 5분기 전후까지 하락한 후 균형 수준으로 회귀한다. 반면 $s_t = 1$인 경우 거시경제는 언제나 불안정국면상태에 있으며, 금리인상 충격으로 인플레이션은 하락하며 다시는 균형수준으로 회귀하지 못하는 등 경제충격은 영구히 인플레이션에 영향을 미친다.

<그림 5-b>는 통화정책 1표준편차 충격발생 초기에는 경제가 특정한 상태에 있지만 상태변수 s_t의 동학이 전이확률 과정에 따라 진행될 경우 인플레이션에 대한 충격반응함수를 나타낸다. 따라서 인플레이션 충격반응함수는 전이확률에 영향을 받는 비선형(non-linear)적 반응행태를 보인다. 초기 상태가 $s_t = 0$인 경우 1표준편차 금리충격은 인플레이션을 하락시키는데 다음 기의 충격반응함수의 크기는 s_{t+1}이 불안정 상태일 확률과 안정상태일 확률의 가중치에 따라 크게 영향을 받는다. 불안정 국면이 발생할 확률이 양의 값을 가지므로 인플레이션 하락정도와 지속성이 s_t가 항상 0인 경우보다 커지게 된다. 마찬가지로 초기 상태 $s_t = 1$인 경우 다음 기에 s_{t+1}이 안정국면으로 진입할 확률이 고려되면 인플레이션의 충격반응 크기 및 지속성은 s_t가 항상 1인 경우보다 작아진다. 그러나 초기상태가 $s_t = 1$이기 때문에 초기 상태가 $s_t = 0$인 경우보다 충격반응 크기가 크며 지속성도 큰 것을 알 수 있다. 이는 현재의 경제 상태가 불안정할지라도 미래 경제상태가 안정적으로 회귀할 것이라는 경제주체의 기대가 존재할 경우 거시경제는 안정성을 확보할 수 있음을 의미한다. 한편 총수요 충격에 대해서도 이와 같은 현상을 확인할 수 있다(<부록> 참조).

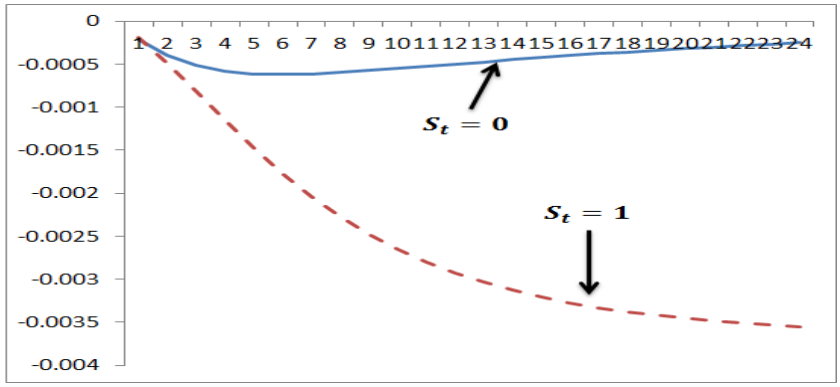
10) 식 (4-1) 및 (4-2) 형태의 인플레이션과 금리준칙으로 구성된 2변수 모형에 대하여 3변수 구조모형에서처럼 하나의 상태변수 $S_t = \{0,1\}$만을 가정하여 추정할 경우에도 모형 전체의 불안정 및 안정 국면은 금리준칙의 정책기조 상태에 의해 거의 결정되는 것으로 나타났다.

〈Figure 4〉 Probability of an Unstable Economy Regime



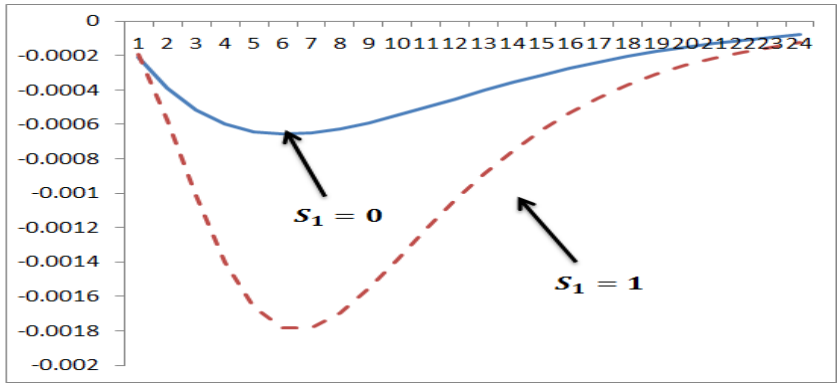
〈Figure 5〉 Impulse Responses of Inflation

(a) State of the Economy is Fixed Permanently



Note: The solid(dotted) line is the impulse responses of inflation to an monetary policy shock in the model when the state of the economy is given as 0 (1) permanently.

(b) Only the Intial State of the Economy is Fixed



Note: The solid(dotted) line is the impulse responses of inflation to an monetary policy shock in the model when only the initial state of the economy is given as 0 (1).

Ⅳ. 결론

인플레이션 지속성은 미래 인플레이션 예측과 거시경제 안정화를 위한 비용에 큰 영향을 준다는 점에서 중앙은행의 주요 관심사항이 된다. 최근의 이론적 연구결과에 따르면 인플레이션에 대한 통화정책의 대응기조가 인플레이션 지속성을 결정하는 데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 우리나라를 대상으로 CPI 인플레이션의 지속성이 어떻게 변해왔으며 통화정책의 대응 기조와 인플레이션 지속성간에 어떤 관계를 갖는지 국면전환 모형을 중심으로 분석하였다.

우선 국면전환 ADF 모형, 국면전환 시변 계수 모형 등 다양한 형태의 모형을 이용하여 인플레이션 지속성을 추정해본 결과 인플레이션은 70년대 말~80년대 초, 90년대 초반 및 외환위기 등의 기간에 지속성과 변동성은 높은 상태를 보였다. 그러나 외환위기 이후 인플레이션 지속성과 변동성은 낮아지고, 글로벌 금융위기 기간 중에도 인플레이션 동학은 그다지 불안한 상태를 보이지 않았던 것으로 나타났다.

한편, Murray et al. (2009)과 달리 통화정책 기조와 인플레이션 지속성이 각각 독립적으로 국면전환하는 모형과 국면전환을 고려한 구조모형을 이용해 분석한 결과, 금리준칙으로 대변되는 통화정책은 2000년대 이후 인플레이션에 대해 과거보다 좀 더 적극적인 대응기조를 보였던 것으로 분석되었다. 이는 물가안정 목표제의 도입 및 성공적인 정착으로 낮아진 인플레이션 지속성과 불확실성과 관계있는 것으로 보인다.[11] 이상의 결과를 종합해 보면 통화정책 기조는 인플레이션 지속성 정도에 영향을 주면서 거시경제 안정을 달성하는 데 매우 중요한 역할을 하는 것으로 판단된다.

11) 본고에서의 금리준칙은 DSGE와 같은 이론모형에서 정책의 효율성 달성하는 경제후생(welfare)의 관점이 아니라 해(solution)의 존재 즉, 경제의 안정성(stability) 관점에서 접근한 것이다. 따라서통화정책이 성공적이었다는 의미는 최적(optimal)의 관점보다는 경제 안정성 관점에 따른 판단이다.

〈참고문헌〉

김태정·박광용·오금화, “우리나라의 인플레이션 지속성,” 『BOK 경제리뷰』, 제2012-3호, 한국은행 경제연구원, 2012.

오금화, “우리나라 GDP성장률과 인플레이션율의 특징,” 『금융경제연구』, 제446호, 한국은행 금융경제연구원, 2010.

이정익, “우리나라 기대인플레이션의 특징,” 『BOK 경제리뷰』, 제2012-1호, 한국은행 경제연구원, 2012.

오형석, “통화정책의 기조변화가 경제안정화에 미친 효과,” 한국은행 행내 현상 논문, 2004.

최영준, “인플레이션 전환점 예측을 위한 선행지수 개발,” 『BOK 경제리뷰』, 제2012-10호, 한국은행 경제연구원, 2012.

한국은행 금융경제연구원, "우리나라 물가에 관한 연구,” 『금융경제논총』, 제2009-1호, 2009.

Amisano, G. and O. Tristani (2010), “Euro Area Inflation Persistence in an Estimated Nonlinear DSGE Model,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 34, pp. 1837−1858.

Carlstrom, C. T., T. S. Fuerst, and M. Paustian (2009), “Inflation Persistence, Monetary Policy and the Great Moderation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 41, pp. 767−786.

Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stabilities: Evidence and Some Theory,” *Quarterly Journal of Econmics*, Vol. 115, pp. 147−180.

Gali, J. and T. Monacelli (2005), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy,” *Review of Economic Studies*, Vol. 72, pp. 707−743.

Gali, Jordi (2008), “Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle,” Princeton University Press.

Davig, T. and E. M. Leeper (2007), “Generalizing the Taylor Principle,” *American Economic Review*, No. 3, pp. 607-636.

Davig, T. and T. Doh (2009), “Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence,” *Research Working Papers*, Federal Reserve of Kansas City.

Erceg, C. J. and A. T. Levin (2003), “Imperfect Credibility and Inflation Persistence,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp. 915−944.

Evans, M. and P. Wachtel (1993), “Inflation Regimes and the Source of Inflation Uncertainty,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, pp. 475−511.

Fuhrer, Jeffrey (2009), “Inflation Persistence,” *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, No. 09-14.

Kim, S. and Y. C. Park (2006), “Inflation Targeting in Korea: A Model of Success?”

Monetary Policy in Asia: Approaches and Implementation, BIS Papers, No. 31, pp. 140-164.

Kim, C. J. and C. J. Murray (2002), "Permanent and Transitory Components of Recessions," *Empirical Economics*, No. 271, pp. 163-183.

Lendvai, Julia (2006), "Inflation Dynamics and Regime Shifts," *ECB Working Paper*, No. 684.

Murray, C. J., A. Nikolsko-Rzhevskyy, and D. Papell (2009), "Inflation Persistence and the Taylor Principle," *MPRA Paper*, No. 11353.

Primiceri, G. E. (2006), "Why Inflation Rose and Fell: Policymaker's Beliefs and U.S. Postwar Stabilization Policy," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 867-901.

Sims, C. A. (1999), "Drift and Breaks in Monetary Policy," *memeo*.

Tillmann, Peter (2012), "Inflation Targeting, Aggregation, and Inflation Persistence : Evidence form Korea CPI Components," *Seoul Journal of Economics*, Vol. 25, No. 3.

〈부록〉

□ 본 부록에서는 필립스 커브를 이용한 2변수 독립적 국면전환 모형(Eq. 3-2)의 추정결과, 연립방정식 모형(Eq. 4)의 추정결과 및 충격반응 추이를 보여준다.

A. 2변수 독립적 국면전환 모형 2: 필립스 커브

인플레이션 동학 : $\pi_t = u_{s_{1,t}} + \beta_{s_{1,t}}\pi_{t-1} + \gamma_{s_{1,t}} y_t^c + \sigma_{\pi, s_{1,t}}\epsilon_t$

금리 준칙 : $i_t = \rho_{s_{2,t}} i_t + [i_{s_t}^* + (1+\omega_{\pi s_{2,t}})\pi_t + \omega_{y s_{2,t}} y_t^c](1-\rho_{s_{2,t}}) + \sigma_{i, s_{2,t}}\epsilon_t$

〈Table A〉 Markov Switching Model with Two Independent State Variables

p_1	q_1	u_0	β_0	γ_1	γ_0
0.902 (14.502)***	0.971 (56.366)***	0.649 (8.141)***	0.273 (3.573)***	0.016 (0.139)	0.085 (3.860)***
$\sigma_{\pi,1}^2$	$\sigma_{\pi,0}^2$				
4.193 (3.144)***	0.216 (6.975)***				
p_2	q_2	ρ_1	ρ_0	i_1^*	i_0^*
0.901 (21.026)***	0.910 (23.170)***	0.714 (11.122)***	0.972 (89.879)***	2.006 (7.436)***	0.2892 (0.806)
$\omega_{\pi,1}$	$\omega_{\pi,0}$	$\omega_{y,1}$	$\omega_{y,0}$	$\sigma_{i,1}^2$	$\sigma_{i,0}^2$
-0.3505 (-2.999)***	0.0111 (0.034)	0.182 (2.536)**	0.114 (0.569)	0.154 (5.512)***	0.002 (4.959)***
Log Likelihood : -103.067					

Notes: 1) Estimation Period: 1977.1～2012.3
2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

B. 3변수 연립방정식 모형

필립스 곡선 : $\pi_t = u_{s_t} + \beta_{s_t}\pi_{t-1} + \gamma_{s_t} y_t^c + \sigma_{\pi,s_t}\epsilon_t$

금리준칙 : $i_t = \rho_{s_t} i_t + [i_{s_t}^* + (1+\omega_{\pi s_t})\pi_t + \omega_{y s_t} y_t^c](1-\rho_{s_t}) + \sigma_{i,s_t}\epsilon_t$

IS 곡선 : $y_t^c = \alpha_{s_t} y_{t-1}^c - \lambda_{s_t}(i_t - \pi_t) + \sigma_{y^c,s_t}\epsilon_t$

$s_t = 1$: 거시경제 불안정 국면, $s_t = 0$: 거시경제 안정국면

〈Table B〉 Markov Switching Macroeconomy Model

Phillips Curve	p	q	u_0	β_0	γ_1	γ_0
	0.876 (3.798)***	0.916 (11.437)***	0.575 (4.892)***	0.265 (3.674)***	0.068 (1.244)	0.090 (1.258)
	$\sigma_{\pi,1}^2$	$\sigma_{\pi,0}^2$				
	1.876 (1.007)	0.191 (3.921)***				
Taylor Rule	ρ_1	ρ_0	i_1^*	i_0^*	$\omega_{\pi,1}$	$\omega_{\pi,0}$
	0.683 (9.185)***	0.945 (34.99)***	2.146 (6.153)***	0.144 (0.053)	-0.459 (-4.332)***	0.021 (0.010)
	$\omega_{y,1}$	$\omega_{y,0}$	$\sigma_{i,1}^2$	$\sigma_{i,0}^2$		
	0.115 (1.557)	0.417 (0.509)	0.175 (1.444)	0.007 (0.172)		
IS Curve	α_1	α_0	λ_1	λ_0	$\sigma_{y^c,1}^2$	$\sigma_{y^c,0}^2$
	0.829 (6.250)***	0.653 (3.233)***	0.006 (0.004)	0.027 (0.060)	4.108 (1.081)	0.826 (10.620)***
			Log Likelihood : -372.221			

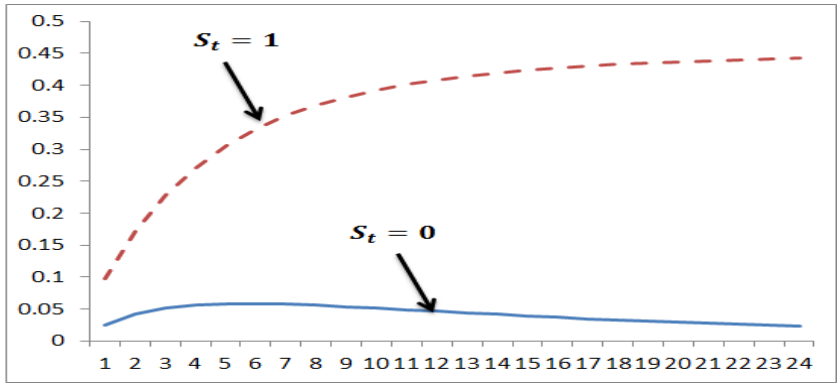
Notes: 1) Estimation Period: 1977.1～2012.3

2) Numbers in parentheses are t-values. ***, ** and * denote that statistics are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

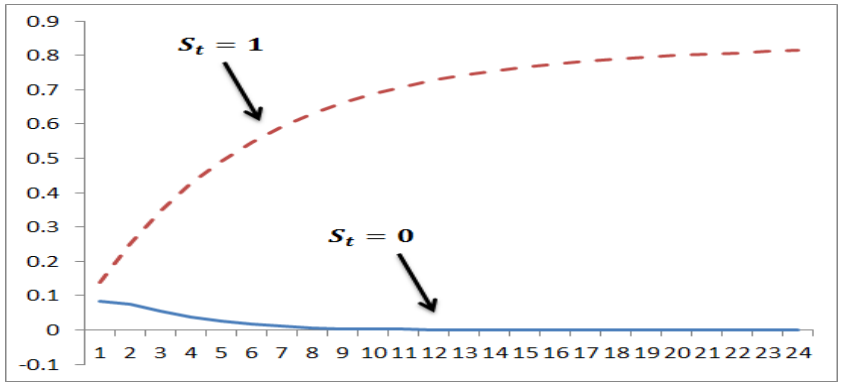
C. 총수요 충격에 따른 거시변수의 반응 추이(국면이 영구적으로 고정된 경우)

〈Figure C〉 Responses of Macro Variables to a Demand Shock

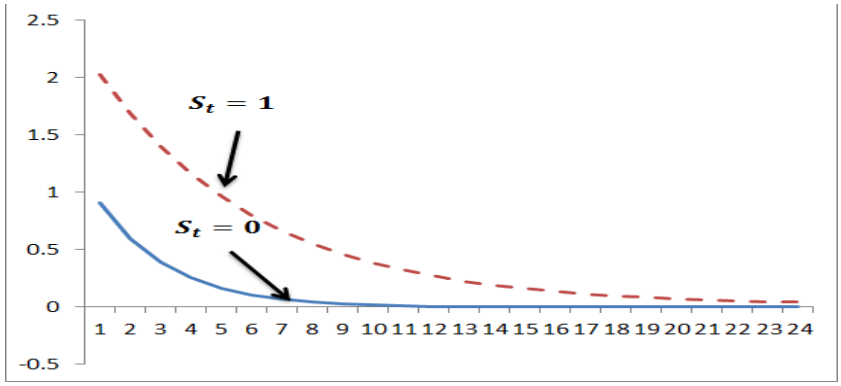
(1) Policy Rate



(2) Inflation



(3) Demand

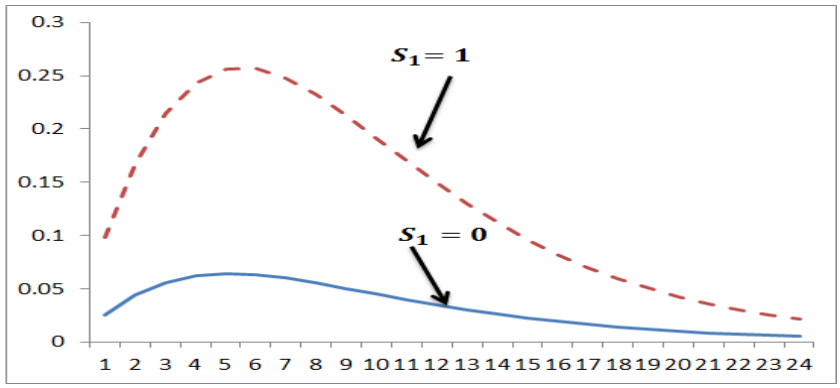


Note: The solid (dotted) line is the impulse responses of the corresponding variable to a demand shock when the state of the economy is given permanently as 0(1) .

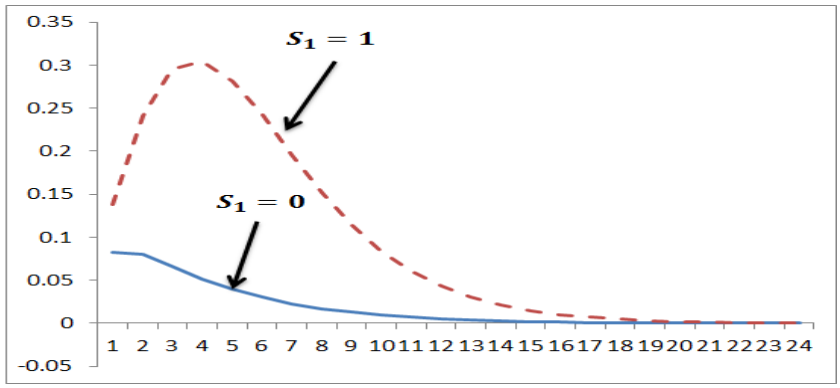
D. 총수요충격에 따른 거시변수의 반응 추이 (초기 국면만 고정된 경우)

〈Figure D〉 Responses of Macro Variables to a Demand Shock

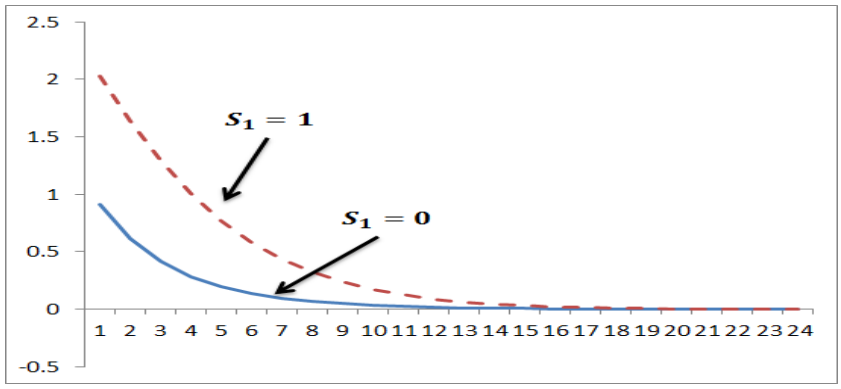
(1) Policy Rate



(2) Inflation



(3) Demand



Note: The solid (dotted) line is the impulse responses of the corresponding variable to a demand shock when only the initial state of the economy is given as 0(1).

Inflation Dynamics and Monetary Policy : Markov Switching Model Approach

Woo Joon Myung*

Recent studies show that a monetary policy stance is an immediate determinant of inflation persistence. This paper shows how inflation persistence has changed over time and whether monetary policy stance plays an important role of determining inflation persistence.

First, we estimate how inflation persistence has changed over time by using various models, including regime-switching ADF models and time-varying-parameter models. The results show that inflation for the period from the late 70s to the early 80s and during the foreign currency crisis in the late 90s has been relatively high with the persistence coefficient close to 1.

In addition, the monetary policy stance represented by a Taylor-type rule has been more aggressive against inflation since 2000 when both inflation and its persistence were stable and low. Also, inflation persistence rather rises with macroeconomics instability under passive monetary policy.

JEL Classification Number : E3, E4, E6

Keywords : Inflation persistence, Monetary policy, Markov switching model

* Economist, Economic Research Institute, The Bank of Korea (E-mail: woo@bok.or.kr).
Received: 3 August 2015; Received in revised form: 30 November 2015; Accepted: 9 December 2015