

우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태 분석

이 한 규

(동덕여자대학교 경제학과 조교수)

최 진 호

(한국은행 조사국 차장)

Korean Households' Inflation Expectations and Information Rigidity

Hangyu Lee

(Assistant Professor, Department of Economics, Dongduk Women's University)

Jinho Choi

(Senior Economist, Research Department, The Bank of Korea)

* 본 논문은 기 발간된 『우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태 분석』(BOK 경제연구 제2014-23호, 2014)을 수정·보완한 것으로, 본 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관함을 밝힌다.

이한규: (e-mail) hglee@dongduk.ac.kr, (address) Department of Economics, Dongduk Women's University, 60, Hwarang-ro 13-gil, Seongbuk-Gu, Seoul, 136-714, Korea.

최진호: (e-mail) irobot@bok.or.kr, (address) Research Department, The Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, 100-794, Korea.

- Key Word: 일반인 인플레이션 기대(Households' Inflation Expectations), 정보경직성(Information Rigidity), 상태의존성(State-Dependence)
- JEL Code: F23, O38
- Received: 2014. 8. 5
- Referee Process Started: 2014. 8. 11
- Referee Reports Completed: 2015. 2. 7

ABSTRACT

This paper attempts to investigate the Korean households' inflation expectations with particular attention to information rigidity. For this purpose, we derive an empirical model from a sticky information model à la Mankiw and Reis (2002) and estimate it. In addition, it is also examined whether the expectation formation is state-dependent on macroeconomic conditions.

The main findings of this paper are as follows. First, it turns out that the information rigidity in Korean households' inflation expectations is very high. In a month, most of the households simply keep their inflation expectations the same as before instead of updating them based on newly arrived information. Furthermore, when updating their expectations, the households tend to rely on the backward-looking information such as actual inflation rates in the past rather than on the forward-looking forecasts by experts. Second, it is found that the expectation formation is varying as inflation rate changes. Specifically, when the inflation is high, the sensitivity of the households' inflation expectations to actual inflation increases and the gap between inflation expectations and actual inflation shrinks. It implies that Korean households update their expectations more frequently when the inflation matters than not.

본 연구는 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태를 정보경직성(information rigidity)과 상태의존성(state-dependence)을 중심으로 분석한다. 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지 여부를 살펴보기 위해 간단한 정보경직성 모형을 도출하여 추정하였으며, 간단한 마코프 국면전환모형을 이용하여 인플레이션 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타내는지도 분석하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 우리나라 일반인의 대다수는 정보 갱신을 통해 인플레이션 기대를 새로 형성하기보다는 기존의 기대를 관성적으로 유지하는 것으로 추정되었다. 또한 정보 갱신 과정에서도 전문가 예측치 등과 같은 미래 지향적 정보보다 과거 인플레이션율과 같은 과거 지향적 정보에 대한 의존도가 높은 것으로 드러났다.

둘째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태는 인플레이션 수준에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 보이는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기에는 그렇지 않은 시기와 비교하여, 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 상승하였을 뿐만 아니라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타났다.

I. 서론

1960년대의 ‘합리적 기대(rational expectations) 혁명’ 이후, 경제주체의 기대는 동태적 거시경제이론이나 게임이론과 같은 현대 경제이론의 핵심 요소로 인식되어 왔다. 이러한 기대 형성의 중요성을 반영하여 기대 형성에 관한 대표적인 경제 이론으로 인식되고 있는 합리적 기대 이론의 현실적 유효성을 둘러싸고 다양한 연구가 수행되어 왔다.

특히 실증자료가 상대적으로 잘 구축된 인플레이션 기대를 중심으로 기대 형성 행태에 관한 실증연구가 활발히 진행되어 왔는데, 이들의 분석 결과는 실제 경제주체가 기대 형성 과정에서 정보를 입수하고 처리하는 행태가 합리적 기대 이론이 제시하고 있는 합리성과는 괴리가 있음을 시사하고 있다. 이러한 괴리에 대응하여, 일부 연구는 실증 분석 결과에서 확인된 정보의 불완전성(imperfect information)을 미시적 기초에 바탕을 두고 설명할 수 있는 이론모형을 제시하고자 하였는데, Mankiw and Reis(2002) 및 Reis(2006) 등으로 대표되는 정보경직성(sticky information) 모형과 Sims(2003)의 합리적 부주의(rational inattention) 모형이 그 대표적 사례라고 할 것이다.

기대 형성에 관한 이론 및 실증적 성과에도 불구하고, 아직까지 우리나라 경제주체의 기대 형성 구조에 대한 체계적인 분석은 찾아보기 어렵다. 일부 국내 연구가 인플레이션 기대를 중심으로 우리나라 경제주체들의 기대 형성 행태에 관한 실증분석을 시도하였으나, 대부분 인플레이션 기대의 불편성이나 예측오차 등을 이용한 사후적인 합리성 등을 검증하는 데 그치고 있어 이들 연구로부터 실제 우리나라 경제주체들이 어떠한 방식으로 기대를 형성하는지에 관한 구체적인 정보를 얻기는 어렵다.

이러한 맥락에서 본 연구는 인플레이션 기대에 관한 다양한 실증분석을 통해 우리나라 경제주체들의 구체적인 기대 형성 행태에 대해 살펴보고자 한다. 인플레이션 기대에 분석을 한정하는 것은 선행연구와 마찬가지로 실증자료의 가용성에 주로 기인한 것이나, 인플레이션 기대는 가격이나 임금 설정 또는 금융계약 등과 같은 경제주체들의 일상적 의사결정을 통해 경제 전체에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 그 자체로도 분석대상으로서의 의의는 충분하다고 할 수 있다. 한편, 통상 인플레이션 기대에 관한 연구는 일반인과 전문가의 인플레이션 기대를 구분하여 함께 분석하는 데 반해, 본 연구는 일

반인의 인플레이션 기대 형성 행태 분석에 집중하고자 한다. 이는 일반인의 인플레이션 기대가 일상적 경제행위에 상시적으로 영향을 미칠 수 있다는 점에서 독립적인 분석대상일 수 있으며, 전문가 인플레이션 기대의 경우 우리나라에서는 아직까지 본격적인 실증분석이 가능할 정도의 실증자료가 축적되지 않았다는 점을 감안한 것이다.

우리나라 일반인의 구체적인 인플레이션 기대 형성 행태를 식별하기 위해 본 연구는 먼저 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지 여부를 살펴본다. 이를 위해 본 연구는 먼저 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 적절히 변형한 실증모형을 도출하고, 이를 한국은행의 일반인 대상 인플레이션 기대 설문 자료를 이용하여 추정한다. 한편, 관련 선행연구가 지적하고 있는 바와 같이 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존성(state-dependent)을 나타낼 수 있음을 감안하여, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서도 상태의존적 특징이 나타나는지 여부를 마코프 국면전환모형(Markov regime switching model)을 이용하여 분석한다. 이러한 기대 형성의 상태의존성 여부에 대한 분석은 최근 논란이 되었던 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 상당 기간 동안 지속되었던 현상과 관련하여 매우 시사점이 큰 분석 결과를 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로 이러한 기대 형성의 상태의존성이 나타나게 되는 원인과 관련하여, Carroll(2003) 등을 따라 기대 형성 과정에서 언론을 통한 정보 전파의 역할을 인플레이션 기대와 인플레이션 관련 언론 보도의 빈도 사이의 관계를 중심으로 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 주요 관련 연구를 소개하고, 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태의 특징에 관한 실증 분석을 수행하며, 제Ⅴ장에서는 인플레이션 기대 형성과 인플레이션 관련 언론 보도와의 관계에 관한 간단한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 결론에서는 본 연구의 주요 분석 결과를 요약하고, 이로부터 도출될 수 있는 정책적 시사점에 대하여 간단히 살펴보고자 한다.

II. 관련 문헌 개관

주지하는 바와 같이, 경제주체의 기대 형성은 현대 거시경제이론의 핵심 요소라고 할 수 있으며, John F. Muth의 ‘합리적 기대 혁명’ 이후 합리적 기대 이론은 경제주체의 기대 형성에 관한 대표적인 경제 이론으로 간주되어 왔다.

그러나 1990년대에 걸친 디스인플레이션 비용(cost of disinflation)에 관한 논쟁과정을 통해 합리적 기대 이론의 현실적 타당성에 대한 의문이 제기되게 된다. 즉, 합리적 기대와 명목가격 경직성으로 요약될 수 있는 새 케인지언 모형은 견고한 미시적 기초 위에서 통화정책이 갖는 실물효과를 효과적으로 입증하였다고 평가되나, 그로부터 도출되는 인플레이션 기대를 안정화함으로써 실물경제의 위축 없이도 디스인플레이션이 달성될 수 있다는 결론은 현실의 경험과 배치된다는 점에서 비판의 대상이 되어 왔다.

Ball(1991)은 새 케인지언 모형에 내재한 디스인플레이션 비용 문제를 해결하기 위해서는, 합리적 기대하에서 명목가격 경직성과 더불어 통화당국의 디스인플레이션(disinflation) 정책에 대한 신뢰가 부재(incredibility)한 상황을 가정하거나 혹은 합리적 기대 대신 적응적 기대(adaptive expectation)를 가정해야 한다고 주장하였다. 또한 Fuhrer and Moore(1995)는 디스인플레이션 비용 논쟁의 핵심은 새 케인지언 모형의 인플레이션 지속성이 비현실적으로 낮은 것에서 기인한다고 지적하면서, Taylor(1980)의 모형을 임금계약 체결 시 명목임금이 아닌 실질상대임금을 고려하는 방식으로 변형하면 보다 현실적인 인플레이션 지속성을 도출할 수 있다고 주장하였다. 한편, Roberts(1997, 1998)는 Taylor(1980) 모형에서의 기대를 합리적 기대가 아닌 합리적 기대와 적응적 기대의 평균 형태로 모형화하면 Fuhrer and Moore(1995)와 동일한 형태의(observationally equivalent) 실증모형을 도출할 수 있음을 보였다. 또한 그는 미국의 설문자료에서 나타난 인플레이션 기대가 완전히 합리적이지는 않다는 실증분석 결과에 기반하여, 인플레이션 지속성은 인플레이션 기대 형성 과정에서 합리성이 제한적인 데서 주로 기인한 것이라고 주장하였다.¹

¹ 이와 유사하게 Akerlof *et al.*(2000)은 현실에서 경제주체의 기대 형성은 경제 이론이 상정하는 것과는 크게 다르며, 이를 감안할 경우 새 고전학파의 주장과는 달리 인플레이션과 실업 사이에 상충관계(trade-off)가 존재하는 장기 필립스 곡선을 얻을 수 있음을 보였다.

이상의 논의가 시사하는 바와 같이, 경제주체들의 실제 기대 형성 과정은 합리적 기대 이론이 제시하고 있는 바와는 거리가 있다고 할 수 있으며, 이에 대응하여 최근에는 경제주체들의 실제 기대 형성 과정에서 드러난 정보의 불완전성을 엄밀한 미시적 기초 위에서 설명하고자 하는 이론모형들이 제시되고 있다.²

서론에서 서술한 바와 같이 정보 불완전성에 관한 이론모형은 크게 정보경직성 모형과 합리적 부주의 모형으로 대별될 수 있다. 전자는 정보 불완전성의 원인이 정보의 획득 및 처리에 따르는 비용으로 인해 경제주체들이 기대형성을 위한 정보집합(information set)을 간헐적으로 갱신하는 데에서 기인한다고 주장한다. 반면에 후자는 경제주체들이 정보집합을 상시적으로 갱신하지만, 교란(noisy)요소가 포함된 신호(signal)를 통해서만 정보를 획득하는 한계에서 정보 불완전성이 기인한다고 주장한다. Mankiw and Reis(2002)와 Reis(2006)는 전자를 대표하는 문헌이라고 할 수 있으며, Sims(2003)는 후자를 대표하는 문헌이라고 할 수 있다.

한편, 보다 최근에는 이러한 정보 불완전성 모형을 보다 일반적인 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형에 도입한 후, 정보 불완전성이 통화정책에 미치는 효과 등 다양한 이슈에 대한 분석이 시도되고 있다. 먼저 Ball, Mankiw, and Reis(2005)는 Mankiw and Reis(2002) 모형을 비교적 단순한 DSGE 모형에 도입한 후, 정보의 불완전성이 존재할 경우에는 통상의 경우와는 달리 물가 수준(price level) 타깃팅이 최적통화정책임을 밝혔으며, Branch *et al.*(2009)은 Mankiw and Reis(2002)의 모형을 정보경직성을 내생화하는 방식으로 변형할 경우, 통화정책의 기초 변화에 따라 민간 경제주체들의 정보경직성의 정도도 달라지면서, 물가와 총산출 사이의 상충관계가 더욱 복잡해질 수 있음을 보인 바 있다. 한편, Woodford(2002)와 Lorenzoni(2009)는 Sims(2003)의 모형을 일반적인 DSGE 모형에 도입한 시도라고 할 수 있는데, 전자는 경제주체가 접하는 신호에 내재한 교란요소의 충격만으로도 경기변동이 발생할 수 있음을 보인 반면, 후자는 기대 형성에 합리적 부주의가 존재할 경우 명목충격의 효과가 훨씬 크고 지속적일 수 있다는 분석 결과를 보고하고 있다.

이러한 정보 불완전성에 대한 이론적 성과와 더불어, 이에 관한 실증분석 또한 다양하게 시도되어 왔다. 먼저 Coibion and Gorodnichenko(2012a)는 Mankiw and Reis(2002)

² 한편, 정보 불완전성 이론이 합리적 기대 이론과 완전히 배치되는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 예컨대 정보경직성 모형에서 개별 경제주체는 정보 갱신의 기회가 주어지는 경우 합리적 기대에서 예상되는 방식으로 기대를 갱신하게 된다. 이러한 측면에서 정보 불완전성 이론은 통상적인 합리적 기대 이론의 정보 입수 및 처리 과정에 경직성(friction)을 도입한 것으로 이해할 수 있을 것이다.

와 Sims(2003)의 정보 불완전성 모형으로부터 다양한 실증가설을 도출하여 검증하였다. 이들의 분석 결과에 따르면 미국의 경우 일반인뿐만 아니라 FOMC 위원을 포함한 전문가의 인플레이션 기대에서도 정보의 불완전성이 존재하는 것으로 나타났으며, 정보경직성 모형보다는 합리적 부주의 모형이 실증자료에 더 부합하는 것으로 드러났다. 또한 Coibion and Gorodnichenko(2012b)는 미국의 다양한 경제주체들의 기대 형성 과정에 정보 불완전성이 존재함을 확인하고, 이러한 정보의 불완전성이 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특성을 나타내고 있음을 시사하는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

또한 Carroll(2003)과 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)는 미국의 일반인 인플레이션 기대에 정보 불완전성이 존재할 뿐만 아니라 정보 갱신에 있어서도 최근의 인플레이션 추이를 반영하는 과거 지향적(backward-looking) 특성과 전문가 기대를 추종하는 미래 지향적(forward-looking) 특성이 혼재되어 나타나고 있음을 보고하고 있으며, 특히 전자는 이를 언론 보도를 통한 정보 전파와 연결시켜 설명하고 있다.

한편, 경제주체들의 인플레이션 기대가 매우 이질적이라는 점도 여러 실증연구를 통해 보고되고 있다. 먼저 Mankiw, Reis, and Wolfers(2003)에 따르면 미국의 일반인 및 전문가 인플레이션 기대에 이질성(heterogeneity)이 상당한 것으로 나타났으며, 인플레이션 및 인플레이션의 변화에 따라 이질성의 크기가 달라진다는 분석 결과를 보고하였다. Branch(2004, 2007)는 개별 경제주체들이 상이한 전망모형을 바탕으로 각기 다른 기대를 형성하는 것을 명시적으로 고려한 이론모형을 이용하여 실증분석할 경우, 미국의 관련 실증자료에서 나타나고 있는 횡단면 및 시계열적 특징이 보다 잘 설명될 수 있음을 보이고 있다. 또한 일부 연구는 이러한 인플레이션 기대의 이질성이 소득수준 등과 같은 개별 경제주체들의 인적 특성(demographic factors)과 상관관계를 갖고 있음을 시사하는 실증분석 결과를 보고하고 있다.³

반면, 아직까지 우리나라 경제주체의 기대 형성을 대상으로 한 체계적인 분석은 찾아보기 어렵다. 이정익(2012)은 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 설문자료를 바탕으로 인플레이션 기대의 불편성(unbiasedness) 및 효율성 등 기대의 합리성에 대한 분석을 주로 시도하였으며, 최병재(2012)는 우리나라의 인플레이션 기대와 주요 거시경제 변수

³ Bryan and Venkatu(2001), Souleles(2004) 및 Easaw, Golinelli, and Malgarini(2013) 등이 인플레이션 기대의 이질성과 개별 경제주체들의 인적 특성 사이의 관계를 분석한 대표적인 사례라 할 것이다. 한편, Menz and Poppitz(2013)는 독일 사례에 대한 분석을 통해 이러한 인플레이션 기대의 이질성이 각 인구집단(demographic groups)별로 선호하는 미디어의 특성이 다른 데서 기인할 수 있다고 주장한 바 있다.

와의 관련성을 분석하였고, Jang and Kim(2013)은 인플레이션 기대에 존재하는 이질성을 기초통계량을 중심으로 분석한 바 있다.⁴

Ⅲ. 인플레이션 기대 형성 과정의 정보경직성 분석

본 장에서는 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형으로부터 Carroll(2003) 및 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)와 유사한 인플레이션 기대 형성에 관한 실증분석모형을 도출하고, 이를 바탕으로 관련 실증자료를 분석함으로써 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 나타나고 있는 주요 특징을 정보경직성의 존재 여부를 중심으로 살펴보고자 한다.⁵

실증분석모형의 도출과정을 소개하기에 앞서, 해당 모형에 대한 이해를 돕기 위해 Mankiw and Reis(2002)가 제시한 정보경직성 모형의 주요 특징을 간략히 설명하고자 한다. 잘 알려진 바와 같이, 해당 모형에서 경제주체는 정보획득비용으로 인해 의사결정에 필요한 정보를 상시적으로 갱신할 수 없고, Calvo(1983)에서와 유사하게 매기마다 일정한 확률로 정보 갱신의 기회를 획득하는 것으로 가정된다. 또한 정보 갱신이 이루어질 경우에 개별 경제주체는 새로운 정보를 바탕으로 합리적 기대 이론에서와 동일하게 기대대상 변수의 현재와 미래 경로 전체에 대한 기대를 수정하게 된다. 따라서 특정 시기의 평균기대는 현재의 정보와 다양한 시차의 과거 정보에 입각한 기대들의 가중합이 된다.

한편, Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 본 연구의 실증분석에 활용하기 위해서는, 이를 분석대상 실증자료에 맞추어 수정할 필요가 있다. 즉, 본 연구의 실증분석 대상 자료가 일반인을 대상으로 하여 조사된 인플레이션 기대에 대한 설문자료이므로, 경제주체를 기대를 바탕으로 가격을 설정하는 가격 설정자로 가정하는 Mankiw and Reis(2002)와 달리, 본 연구는 경제주체가 주어진 정보를 이용하여 인플레이션에

4 이 외에 한국은행(2013)의 물가보고서도 간략한 실증분석과 더불어 우리나라 일반인의 인플레이션 기대에서 나타나고 있는 주요 특징들을 논의하고 있다.

5 앞서 살펴본 바와 같이 정보 불완전성 모형은 크게 정보경직성 모형과 합리적 부주의 모형으로 대별될 수 있다. 그러나 합리적 부주의 모형의 경우 가용한 자료(인플레이션 기대 설문조사 자료)에 적합한 실증분석모형으로의 변환이 용이치 않아 배제하였다.

대한 기대만을 형성 및 갱신한다고 가정한다. 또한 설문조사에서 인플레이션 기대는 설문시점을 기준으로 향후 1년간 예상 인플레이션으로 측정되므로, 기대대상 변수도 전년 동기 대비 인플레이션율이 된다. 이러한 설정으로부터 일반인의 평균 인플레이션 기대는 다음의 식 (1)과 같이 상이한 시점의 정보집합을 바탕으로 형성된 기대의 가중합으로 표시된다.

$$\begin{aligned}
 M_t[\pi_{t,t+12}] &= \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j F_{t-j}[\pi_{t,t+12}] \\
 &= \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda) \{ \lambda F_{t-1}[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda) (\lambda F_{t-2}[\pi_{t,t+12}] + \dots) \}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

식 (1)에서 $F_t[\pi_{t,t+12}]$ 와 $M_t[\pi_{t,t+12}]$ 는 각각 t 기의 정보집합을 바탕으로 새로 갱신된 인플레이션 기대와 전체 인플레이션 기대의 평균을 나타내며, λ 는 특정 시점에서 새로 정보를 갱신하는 경제주체의 비중이다.⁶ 즉, 식 (1)은 정보의 경직성이 존재하는 경우, t 기의 향후 1년간 인플레이션율에 대한 평균기대는 t 기에 새로 갱신된 인플레이션율에 대한 기대와 과거에 갱신된 해당 인플레이션율에 대한 기대의 가중평균으로 나타낼 수 있음을 의미한다.

그러나 식 (1)은 인플레이션 기대에 관한 설문자료를 이용한 실증분석에 직접 활용될 수 없다. 이는 식 (1)에 포함된 $F_{t-j}[\pi_{t,t+12}]$ 항에 대응하는 관측치가 실증자료에는 존재하지 않기 때문이다. 이를 해결하기 위해서는 식 (1)을 적절히 변형해야 하는데, 이를 위해 본 논문은 다음과 같은 근사(approximation)가 가능하다고 가정한다.

$$F_{t-j}[\pi_{t,t+12}] \approx F_{t-j}[\pi_{t-1,t+11}] \quad \text{for } j \geq 1
 \tag{2}$$

이는 일반 경제주체들이 미래의 인플레이션에 대한 기대를 형성하는 과정에서 특정 시점에서의 인플레이션율과 그 직전 시점에서의 인플레이션율에 대한 기대 간에 차이가 크지 않음을 의미한다.⁷ 식 (2)의 가정으로부터 식 (1)의 우변은 다음과 같이 변형될 수 있고,

6 본 연구는 Mankiw *et al.*(2003) 등과 달리 개별 경제주체 간 기대의 이질성(heterogenous expectations)은 고려하지 않는다. 즉, 특정 시점에서 정보를 갱신할 기회를 얻는 모든 경제주체들은 동일한 정보를 획득하며, 그 결과 인플레이션 기대도 동일하다고 가정한다.

7 우리나라 전년동기 대비 인플레이션율의 1차 자기상관계수가 분석기간 중 0.92로 나타나고 있음을 감안할 때, 해당 가정의 타당성은 충분하다고 할 것이다. 한편, Carroll(2003)과 Lanne *et al.*(2009)은

$$\begin{aligned}
M_t[\pi_{t,t+12}] &= \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)\{\lambda F_{t-1}[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)(\lambda F_{t-2}[\pi_{t,t+12}] + \dots)\} \\
&\approx \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)\{\lambda F_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] + (1-\lambda)(\lambda F_{t-2}[\pi_{t-1,t+11}] + \dots)\}
\end{aligned}
\tag{3}$$

식 (3)의 마지막 항을 식 (1)의 관계를 이용하여 재정리하면 t 기와 $t-1$ 기의 평균 인플레이션 기대 사이의 관계를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] \approx \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] \tag{4}$$

즉, t 기의 향후 1년간 인플레이션율에 대한 평균기대는 해당 기에 새로운 정보를 바탕으로 갱신된 인플레이션 기대와 $t-1$ 기에서의 향후 1년간 인플레이션에 대한 평균기대의 가중합으로 근사된다.

한편, 식 (4)도 실제 실증분석에 활용되기 위해서는, t 기의 새로운 정보를 바탕으로 갱신된 기대를 나타내는 $F_t[\pi_{t,t+12}]$ 를 관측이 가능한 변수로 변환해야 한다. 이를 위해서, 일반인 기대 형성 과정에서의 정보획득에 과거 지향적인(backward-looking) 요소와 미래 지향적인(forward-looking) 요소가 혼재되어 있음을 시사하는 기존의 분석 결과를 고려하여, 해당 변수는 다음과 같이 두 가지의 요소로 분해될 수 있다고 가정한다.

$$F_t[\pi_{t,t+12}] \approx \omega BF_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\omega)FF_t[\pi_{t,t+12}] \tag{5}$$

여기서 $BF_t[\pi_{t,t+12}]$ 와 $FF_t[\pi_{t,t+12}]$ 는 각각 t 기에 주어진 과거 지향적 및 미래 지향적 정보에 의존한 기대 형성을 나타낸다. 마지막으로 식 (5)를 식 (4)에 대입하면, 실제 실증분석에 사용될 식 (6)을 다음과 같이 얻게 된다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] \approx \lambda(\omega BF_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\omega)FF_t[\pi_{t,t+12}]) + (1-\lambda)M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] \tag{6}$$

식 (6)을 추정하기 위해서 사용되는 실증자료는 다음과 같다. 일반인의 평균 인플레이션 기대를 나타내는 $M_t[\pi_{t,t+12}]$ 에 대해서는 한국은행이 일반인을 대상으로 조사하는 12개월 후 기대인플레이션의 중심치(응답구간별 중앙값의 가중평균)를 사용하였으며, 과거 지향적 기대변수($BF_t[\pi_{t,t+12}]$)로는 통계청에서 발표하는 직전 월의 소비자물가상승

모든 경제주체들이 인플레이션의 근본적인 확률과정의 임의보행을 따른다고 믿는 경우, 식 (4)가 항등식의 관계로 엄밀하게 도출될 수 있음을 보이고 있다.

를(전년동월비 기준)을 사용하였다.⁸ 또한 미래 지향적 기대 측정지표($FF_t[\pi_{t,t+12}]$)로는 ‘완벽한 예측(perfect foresight)’을 전제하고 12개월 후 실제 소비자물가상승률을 사용하는 방식과 전문가가 일반인에 비해 상대적으로 더 합리적인 기대를 구성한다는 기존 문헌의 연구 결과를 반영하여 컨센서스 이코노믹스사(Consensus Economics)가 국내 17~19개 금융기관 종사자를 대상으로 조사하는 전문가 인플레이션 기대의 가중평균 값(당해 연도와 다음 연도 전망치를 가중평균한 향후 12개월 전망치)을 사용하는 방식을 각각 적용하였다.⁹ 분석대상 기간은 한국은행의 일반인 인플레이션 기대 설문조사가 시작된 2002년 2월 이후 2013년 12월까지로 설정하였다.

정보경직성 모형(식 (6))을 추정한 결과는 <Table 1>에 요약되어 있다. 식 (6)의 경우 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함되어 있으므로 오차항의 계열상관 가능성을 검정한 뒤 추정을 실시하였으며, 강건성 검정 차원에서 비선형 최소자승법(nonlinear least squares), 자기시차항을 활용한 일반화 최소자승법(generalized least squares) 및 2단계 최소자승법(two stage least squares)을 차례로 적용하였다.¹⁰ 이 중 일반화 최소자승법의 경우 오차항 내 계열상관 가능성을 감안하여 오차항이 1차 자기회귀과정(AR(1))을 따르는 것으로 설정하고 비선형 추정기법을 이용하여 추정하였다. 또한 2단계 최소자승법의 경우 Lanne, Luoma, and Luoto(2009) 등을 참조하여 도구변수로 소비자물가상승률 차분항의 2기 및 3기 시차항, 미래 지향 변수의 1기 시차항, 단기 시장 금리(91일물 CD유통수익률) 차분항의 1기 시차항을 사용하였다.

<Table 1>은 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성에 관한 몇 가지 흥미로운 분석 결과를 제시하고 있다. 먼저 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 상당한 정도의 정보경직성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 모든 추정 결과에서 공통적으로 일반인 인플레이션 기대의 자기상관항에 대한 추정계수인 $(1 - \hat{\lambda})$ 가 0.9를 상회하고 있는

8 통계청의 t 월 소비자물가상승률 통계는 익월($t+1$) 첫 주에 공표되는 반면, 한국은행의 t 월 기대인플레이션 설문조사는 같은 달 중순에 실시된 후 하순에 공표되고 있다. 이에 따라 일반인들이 t 월 기대인플레이션 설문 응답시점에서 이용 가능한 최근 인플레이션 통계는 $t-1$ 월 소비자물가상승률임을 감안하였다.

9 최병재(2012)에 따르면, 우리나라의 실증자료를 대상으로 분석한 결과, 전문가들은 과거 물가상승률 이외에도 경기 및 금리수준 등 전망시점에서 이용 가능한 정보를 적절히 사용하고 있는 것으로 나타나, 인플레이션 기대 형성에 있어 미래 지향적인 행태가 일반인에 비해 두드러진 것으로 나타났다.

10 오차항에 계열상관이 존재할 경우 전통적인 Durbin-Watson 통계량을 신뢰할 수 없는 문제점이 발생하므로 Durbin의 h검정법을 이용하여 자기상관 여부를 확인해 본 결과, 미래 지향적 기대변수 측정지표로 실제 소비자물가상승률을 이용할 경우 h통계량이 -0.829, 전문가 서베이 자료를 이용할 경우 -0.635로 두 가지 모형 모두 오차항 내 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

〈Table 1〉 Sticky Information Model Estimates

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \lambda(\omega \pi_{t-12,t} + (1-\omega) FF_t[\pi_{t,t+12}]) + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] + \varepsilon_{1t}$$

Proxy for $FF_t[\pi_{t,t+12}]$	Realized CPI inflation rates after 12 months			Professionals' inflation forecasts (Consensus Economics)		
	Nonlinear least squares	Generalized least squares	2-stage least squares	Nonlinear least squares	Generalized least squares	2-stage least squares
$\hat{\lambda}$	0.0748*** (0.0152)	0.0728*** (0.0145)	0.0748*** (0.0147)	0.0597*** (0.0161)	0.0577*** (0.0157)	0.0595*** (0.0159)
$\hat{\omega}$	0.9040*** (0.1240)	0.9104*** (0.1211)	0.9205*** (0.1189)	0.9601*** (0.3462)	0.9873*** (0.3511)	0.9798*** (0.3404)
AR(1)		-0.0740 (0.0899)	-0.0730 (0.0900)		-0.0571 (0.0869)	-0.0555 (0.0871)
Adj. R-squared	0.925	0.924	0.923	0.926	0.925	0.924
Durbin-Watson	2.14	1.99	2.00	2.11	1.99	1.99

Notes: Asterisks indicate statistical significance at the 10% (*), 5% (**), 1% (***) level. To compute standard errors in parentheses, we estimate long-run covariance with the Newey-West HAC estimator.

것으로 나타났는데, 이는 매기 인플레이션 기대 형성을 위한 정보 갱신을 행하지 않는 일반인 경제주체의 비중이 90%를 상회하는 것으로 해석될 수 있다.

한편, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 나타난 이러한 정보경직성은 미국의 경우와 비교해서도 다소 높다고 평가할 수 있다. Carroll(2003)과 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)는 미국의 분기 자료를 이용하여 유사한 실증분석을 수행하였는데, 이들의 분석 결과에 따르면 미국의 경우 각 분기에 기대를 갱신하지 않는 일반인의 비중이 대략 70%로 나타났다. 월별 자료를 바탕으로 한 본 연구의 분석 결과를 미국 자료를 대상으로 한 분석 결과와 비교하기 위해 분기 기준으로 환산하면, 각 분기에 정보 갱신을 수행하지 않는 일반인의 비중은 각각 79%와 84%로 미국에 비해 정보경직성이 높게 나타났다.¹¹

다음으로 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 정보 갱신은 미래 지향적(forward looking) 정보보다는 과거 지향적(backward looking) 정보에 대한 의존도

11 개별 일반인의 정보 갱신 확률은 서로 독립적이라고 할 수 있으므로, 특정 분기에 정보 갱신을 하지 않는 일반인의 비중은 특정 일반인이 특정 분기에 정보 갱신을 하지 못할 확률과 동일하다. 이러한 사실을 이용하여, 특정 분기에 정보 갱신을 하지 않는 일반인의 비중은 〈Table 1〉의 추정 결과를 이용하여 3개월 연속 정보 갱신을 하지 않을 확률을 계산하여 산출하였다.

가 높은 것으로 나타났다. 즉, 일반인의 기대 형성 과정에서 활용되는 과거 물가상승률 정보와 미래 지향적 정보 변수에 대한 가중치의 합을 1로 제약하고 추정된 결과 과거 물가상승률 정보에 대한 의존도를 나타내는 모수인 ω 의 추정치가 약 0.90~0.99에 달하는 것으로 나타났는데, 이정익(2012)이나 최병재(2012) 등 기존 국내 연구도 이러한 과거 정보에 대한 높은 의존성을 시사하는 분석 결과를 보고한 바 있다.

IV. 인플레이션 기대 형성의 상태의존성 분석

한편, 기대 형성에 관한 일부 연구는 경제주체들의 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타낼 수 있음을 지적하고 있다. 즉, 인플레이션 등 경제여건의 변화에 따라 정보 갱신에 따른 편익과 비용이 변동될 수 있고, 이에 따라 기대 형성 행태도 달라질 수 있다는 것이다. 보다 구체적으로 Reis(2006)는 기대 형성 관련 상태의존성을 정보 갱신에 따른 편익과 비용을 고려하여 최적 정보 갱신 주기를 설정하는 경제주체를 통해 모형화한 바 있으며, Gorodnichenko(2008)도 경제주체가 정보의 취합 및 처리에 투여하는 자원을 경제여건에 따라 조정하는 상태의존적 기대 형성을 DSGE 모형에 도입한 바 있다. 또한 Branch *et al.*(2009)은 경제주체의 기대 형성 행태가 통화정책의 기조에 따라 내생적으로 변화하는 이론모형을 설정하고, 이를 바탕으로 통화정책에 대한 함의를 분석하였다.

이러한 맥락에서 본 장에서는 우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태가 상태의존적 특징을 나타내고 있는지 여부를 간단한 마코프 국면전환모형(Markov regime switching model)을 통해 살펴보고자 한다.

실증모형에 대한 소개에 앞서, 본 장에서 사용될 실증모형은 제Ⅲ장의 정보경직성 모형과 달리 이론모형으로부터 엄밀하게 도출된 구조형(structural-form) 모형이 아닌 축약형(reduced-form) 모형임을 강조하고자 한다. 축약형 모형 분석 시 발생할 수 있는 여러 한계점을 고려할 때, 보다 적절한 실증분석을 위해서는 앞 장에서와 같이 이론모형으로부터 엄밀하게 구조형 모형을 도출하여 분석하는 것이 바람직하겠으나, 이론모형의 복잡성으로 인해 실증분석이 가능한 구조형 모형을 도출하는 것이 쉽지 않다.

이러한 현실적 어려움을 반영하여, 본 장에서는 앞서 서술한 바와 같이 우리나라 일

반인의 인플레이션 기대는 과거 정보에 대한 의존도가 높다는 앞 장의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같이 실증가설을 설정하여 추정함으로써 기대 형성 행태의 상태의존성 여부를 분석하고자 한다. 즉, 앞 장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 인플레이션 기대 형성을 위한 정보 갱신 과정에서 과거 정보에 대한 의존도가 높다면, 인플레이션 기대의 과거 인플레이션에 대한 민감도는 인플레이션율의 변동에 따라 달라질 수 있다. 다시 말해 과거 정보에 대한 높은 의존도를 감안하면 인플레이션율이 높은 시기에는 인플레이션 기대가 최근의 실제 인플레이션을 반영할 가능성이 높아진다는 것이다. 이에 따라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간 격차도 축소될 수 있다.

이하에서는 상기한 실증가설을 바탕으로 간단한 마코프 국면전환모형을 설정하여 추정한다. 먼저 인플레이션 수준에 연동하는 상태의존성을 반영할 수 있도록 인플레이션 기대의 소비자물가상승률에 대한 반응계수가 2개 국면 사이를 1차 마코프 과정(first-order Markov process)의 전이확률(transition probability)로 상호 전환한다고 가정한다. 오차항은 시계열 자기상관성을 제거하기 위해서 1차 자기회귀과정(즉, AR(1))을 따른다고 가정한다. 이렇게 설정된 1차 2상태(first-order 2-state) 마코프 국면전환모형은 다음과 같이 식 (7)과 (8)로 요약될 수 있다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \alpha + \beta(S_t)BF_t[\pi_{t,t+12}] + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\gamma} + u_t \quad (7)$$

$$u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$$

$$\beta(S_t) = \beta_1 \cdot \mathbf{1}(S_t = 1) + \beta_2 \cdot \mathbf{1}(S_t = 2) \quad (8)$$

여기서 $M_t[\pi_{t,t+12}]$ 는 앞 장에서와 마찬가지로 일반인 인플레이션 기대의 평균을, $BF_t[\pi_{t,t+12}]$ 는 직전 월의 소비자물가상승률(전년동월비 기준)을 나타낸다. 또한 행벡터 \mathbf{X}_t 는 인플레이션 기대에 대한 기타 결정요인을 나타내는데, 실증분석에서는 콜금리(실질 무담보 기준, 1일물)와 GDP 대비 재정수지를 기타 결정요인에 대한 통제변수로 사용하였으며, 통계의 공표시차 등을 감안하여 1개월 시차변수를 사용하였다.¹²

한편, 식 (8)에서 $\mathbf{1}(\cdot)$ 는 () 내 조건의 충족 여부에 따라 1(충족) 또는 0(미충족)의 값을 부여하는 표시함수(indicator function)를 의미하며, 인플레이션 기대의 소비자물

¹² 인플레이션 기대의 기타 결정요인에 대한 통제변수를 선별하기 위해 먼저 국내외 기존 연구 등을 참조하여 인플레이션 기대결정모형 후보군을 사전 추정하였고, 이를 토대로 우리나라 일반인 인플레이션 기대에 대한 설명변수로 소비자물가상승률, 실질 콜금리 및 GDP 대비 재정수지를 선택하였다. 이에 관한 자세한 논의는 부록을 참고하라.

가상승률에 대한 반응계수 $\beta(S_t)$ 는 비관측 상태변수 S_t 의 값(1 또는 2)에 따라 β_1 또는 β_2 의 값을 갖는다. 상태변수 S_t 는 주어진 전이확률에 따라 두 가지 국면 사이를 전환하게 되는 1차 마코프 국면전환 과정을 따르며, 이때 전이확률은 상태의존적 정보경직성을 반영하여 인플레이션 수준과 연계되어 시간에 따라 변화할 수 있는 것으로 설정한다. 따라서 국면전환의 임계변수로는 전기 소비자물가상승률을 사용하며, 상태변수 S_t 의 시변(time varying) 전이확률은 다음과 같은 다항 로지스틱 함수(multinomial logistic function)로 설정한다.¹³

$$p_{ij,t} = P[S_t = j | S_{t-1} = i, z_{t-1}] = \frac{\exp(\lambda_{ij,0} + \lambda_{ij,1}z_{t-1})}{\sum_{k=1}^2 \exp(\lambda_{ik,0} + \lambda_{ik,1}z_{t-1})} \quad \text{for } i, j = 1, 2 \quad (9)$$

여기서 z_t 는 국면전환 임계변수(소비자물가상승률)를 나타내며, $\lambda_{ij,0}$, $\lambda_{ij,1}$ 는 전이확률 계수를 의미(단, $\lambda_{i2} = 0$ 으로 정규화)한다. 식 (7)~(9)로 요약되는 실증모형에서 추정해야 할 모수는 $\theta = [\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2, \phi, \sigma, \lambda_{11,0}, \lambda_{11,1}, \lambda_{21,0}, \lambda_{21,1}]$ 이며, Kim and Nelson(1999)을 원용하여 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 의해 동 모수를 추정한다. 마지막으로 분석대상 기간은 제Ⅲ장의 분석과 동일하게 2002년 2월부터 2013년 12월까지로 설정한다.

마코프 국면전환모형에 대한 추정 결과는 <Table 2>에 요약되어 있다. 먼저 일반인 인플레이션 기대의 소비자물가상승률에 대한 반응을 의미하는 상태조건부 모수 $\beta(S_t)$ 의 경우 국면 1의 추정치가 약 0.17이며 1% 수준에서 유의하게 나타난 반면 국면 2의 추정치는 약 0.04이고 통계적 유의성도 낮은 것으로 나타났다. 한편, 인플레이션 기대의 실질 콜금리에 대한 민감도 추정계수는 약 0.14로 Taylor 준칙 등 일반적인 이론적 예측과는 달리 양(+)의 값으로 추정되었는데, 이는 제Ⅲ장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 우리나라 일반인 인플레이션 기대가 정보경직성 및 과거 정보에 대한 의존성으로 인해 과거 지향적 행태가 두드러진 데에서 기인한 것으로 판단된다. 즉, 과거 지향적 기대 형성 행태로 인해 인플레이션 기대가 실제 인플레이션과 시차를 두고 상승할 경우,

¹³ 이 밖에도 국면전환 임계변수로 전기 경기동행지수 순환변동치, 전기 수입물가상승률(원화 기준) 등을 사용해 추정한 결과, 경기순환 변수의 경우 분산-공분산 행렬이 발산하여 계수를 정확하게 추정할 수 없었던 반면, 수입물가상승률의 경우 소비자물가상승률을 사용하는 경우와 정성적으로 유사한 추정결과를 얻을 수 있었다. 이는 최근 국내 인플레이션 관련 연구 결과가 시사하는 바와 같이, 우리나라의 인플레이션이 국내 실물변수보다는 유가 등 수입물가와 같은 대외가격변수에 더 크게 영향을 받는 데서 기인한 것으로 판단된다.

〈Table 2〉 Maximum Likelihood Estimates of a Markov–Switching Model

Regressor	Parameter	Coefficient	Standard error	t-stat
Switching regressor	β_1 (Regime 1)	0.1703***	0.0322	5.2883
	β_2 (Regime 2)	0.0444	0.0317	1.4014
Non-switching regressor	α (Constant)	2.7792***	0.2767	10.0426
	γ_1 (Policy rate)	0.1356*	0.0707	1.9179
	γ_2 (Fiscal balance)	-0.1122***	0.0368	-3.0457
	ϕ (AR(1))	0.9280***	0.0303	30.6093
Volatility	$\log \sigma$	-2.1543***	0.0690	-31.2111
Transition probability	$\lambda_{11,0}$	-2.4419	2.4854	-0.9825
	$\lambda_{11,1}$	1.8078*	0.9579	1.8873
	$\lambda_{21,0}$	-5.4055**	2.3497	-2.3001
	$\lambda_{21,1}$	0.9035	0.7172	1.2598
Log likelihood	80.4463	Durbin–Watson statistic	2.1961	

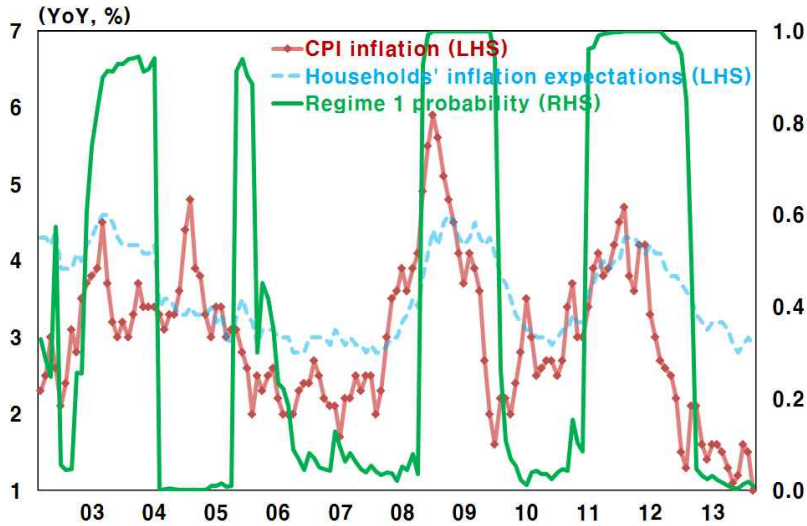
Notes: The first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)) is estimated using maximum likelihood estimation. A series of lagged CPI inflation rates is selected as probability regressor to compute time-varying transition probabilities. Asterisks indicate statistical significance at the 10% (*), 5% (**), 1% (***) level. To compute standard errors in parentheses, we exploit inverse matrices of the numeric Hessian.

인플레이션의 상승에 따른 정책금리의 상승이 인플레이션 기대의 상승과 동시에 나타날 수 있다. 반면, 재정수지비율의 개선은 표준적인 거시경제이론이 예측하는 바와 같이 인플레이션 기대의 하락 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과가 갖는 경제학적 의미를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 다음과 같이 추가적인 분석을 수행하였다. 먼저 [Figure 1]은 여과 국면확률(filtered regime probability)과 실제 인플레이션을 및 인플레이션 기대의 추이를 함께 도시하고 있는데, 국면 1의 경우 2004~05년을 제외하고는 대체로 소비자물가상승률이 급등했던 시기를 포착하고 있는 것으로 보인다. 이는 상승한 국면별 $\beta(S_t)$ 의 추정 결과가 인플레이션 기대에 실제 인플레이션이 반영되는 정도가 인플레이션 수준에 따라 달라지는 것으로 해석될 수 있음을 시사한다.

아울러 〈Table 3〉은 일반인 인플레이션 기대와 소비자물가의 상승률 및 전월 대비 증감분의 평균값과 표준편차를 국면별로 비교하고 있다. 이를 살펴보면 소비자물가상승률이나 전월 대비 증감분의 경우 평균이나 표준편차 모두 국면 1이 국면 2보다 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 인플레이션율이 높거나 변동성이 큰 시기에 일반인의 인플레

[Figure 1] Filtered Regime Probability Estimates and Inflation Measures



Note: The filtered probability of regime 1 is estimated using the first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)).

<Table 3> Central Tendencies and Dispersions in Inflation Measures across Regimes

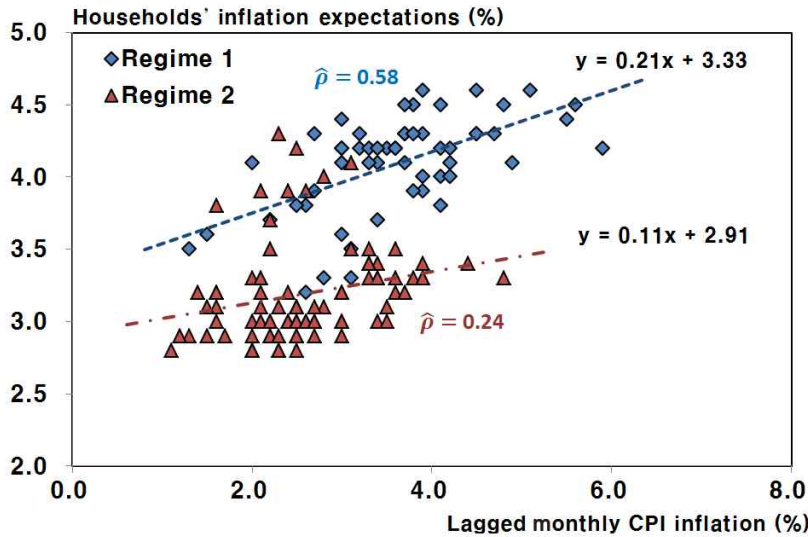
	Mean			Standard Deviation		
	All samples	Regime 1	Regime 2	All samples	Regime 1	Regime 2
Inflation expectations (%)	3,558	4,095	3,206	0,559	0,340	0,357
CPI inflation rates (%)	2,987	3,524	2,636	0,980	1,013	0,783
Changes in CPI inflation rates (%p)	-0,009	-0,091	0,045	0,393	0,430	0,359

Note: 'Regime i ' corresponds to the period where the regime probability $P(S_t = i) > 0.5$ for $i = 1$ or 2 .

이선 기대가 실제 인플레이션에 더 크게 영향을 받을 가능성이 높다는 것을 의미한다.¹⁴ 또한 인플레이션 기대의 표준편차는 전체 기간(0,559)에 비해서 국면 1, 2에서 더 낮은 것(0,340, 0,357)으로 나타났는데 이는 국면별 인플레이션 기대 형성이 서로 분리 (disjoint groups)되어 이루어졌을 가능성을 시사한다. 실제로 [Figure 2]에서 보는 바와 같이 인플레이션 기대와 실제 소비자물가상승률 간 이변량 분석을 실시해 본 결과, 국면 2에 비해 국면 1에서 두 변수 간 상관관계가 더 큰 것으로 나타나, 인플레이션 기대

¹⁴ 이러한 측면에서 국면 1과 국면 2를 각각 고인플레이션 및 저인플레이션 시기라고 할 수 있을 것이다.

[Figure 2] Regime-Dependent Relationship between Inflation Expectations and lagged CPI Inflations



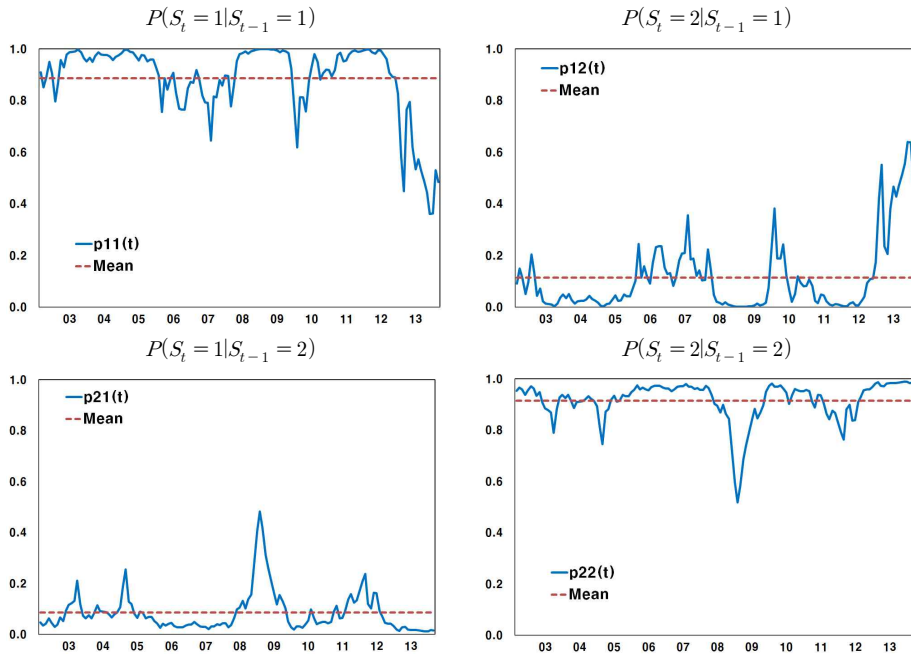
Note: 'Regime i ' corresponds to the period where the regime probability $P(S_t = i) > 0.5$ for $i = 1$ or 2 .

형성의 국면별 차이가 뚜렷한 것으로 드러났다. 또한 인플레이션 기대의 소비자물가 상승률에 대한 반응 정도도 <Table 2>의 마코프 국면전환모형 추정 결과에서와 마찬가지로 국면 1에서 더 높은 것으로 나타났다.

한편, [Figure 3]은 시변 마코프 전이확률 추정 결과를 도시하고 있다. [Figure 3]에서 한 가지 특기할 만한 점은 국면 1에 2기 연속 머무를 확률 $P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$ 는 전체 기간 중 0.9 내외를 유지해 왔으나 2012년 이후 0.4까지 크게 하락(반면, 국면 1에서 국면 2로 전환할 확률은 0.6까지 상승)한 것으로 추정되었다. 이러한 분석 결과는 2012년 이후 소비자물가상승률이 큰 폭으로 하락하면서 일반 경제주체의 인플레이션 기대 갱신 압력이 약화되어 실제 인플레이션과 인플레이션 기대 간의 격차가 확대된 것으로 해석될 수 있다. [Figure 4]는 국면 추정 결과와 인플레이션 기대 및 실제 인플레이션 간 격차를 함께 나타내고 있는데, 양자 간의 격차가 국면 1에서 축소되고 국면 2에서 확대되는 경향이 최근에 오면서 더욱 뚜렷하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

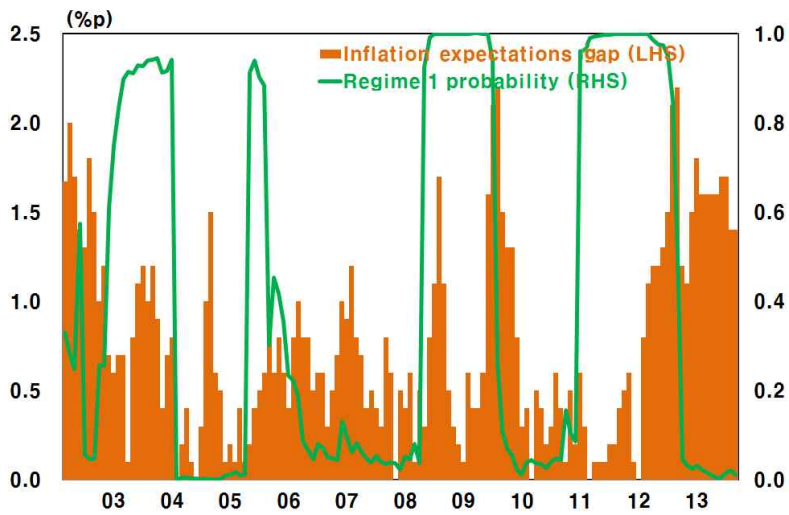
종합하면 본 장에서 수행한 인플레이션 기대에 관한 마코프 국면전환모형 추정 결과, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서도 상태의존적 특징이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기(국면 1)의 경우 인플레이션

[Figure 3] Time-varying Markov Transition Probability Estimates



Note: Time-varying transition probabilities are computed using a series of lagged CPI inflation rates as probability regressor in the first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)).

[Figure 4] Filtered Regime Probability Estimates and Inflation Expectations Gap



Note: Inflation Expectations Gap is defined as the absolute value of the difference between households' inflation expectations and lagged monthly CPI inflation rates.

기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 높아 양자 간의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타난 반면, 인플레이션이 낮게 유지되는 경우(국면 2)에는 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 하락하여 양자 간의 격차가 확대 및 유지되는 것으로 나타났다. 이는 실제 인플레이션율 수준의 변동에 따라 경제주체들의 인플레이션 관련 정보 획득 및 기대 갱신의 빈도가 달라졌음을 시사하는 것으로, 인플레이션의 수준이나 변동성이 높을수록 경제주체의 기대 형성을 위한 정보 갱신이 더 빈번하게 이루어져 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차를 축소시키는 것으로 해석될 수 있다.

V. 언론 보도 빈도와 인플레이션 기대

한편, 일부 선행연구는 일반인 인플레이션 기대 형성이 국면별 비대칭성을 나타내는 주요 경로로서 언론의 역할에 주목하였다. 특히 Carroll(2003)은 일반인과 전문가 인플레이션 기대 사이의 격차가 인플레이션에 관한 언론기사 노출도(media exposure)와 음(-)의 상관관계를 나타낸다는 분석 결과를 보고한 바 있다. 이러한 연구 결과를 우리나라의 사례에 적용해 보면 우리나라 일반인의 인플레이션 기대는 앞 장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 과거 지향적 행태가 매우 뚜렷하므로, 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차가 언론기사 노출도와 음(-)의 관계를 나타낼 것으로 예상해 볼 수 있다.

이하에서는 우리나라 전국 종합일간지의 기사를 이용하여 국내 인플레이션 관련 언론기사 노출지수(Media Exposure Index: MEI) 자료를 작성하고, 이를 이용한 간단한 실증분석을 통해 인플레이션 관련 언론기사 노출 정도와 일반인 인플레이션 기대 형성 사이의 관계에 대하여 살펴보고자 한다.

먼저 본 분석에 사용된 언론기사 노출지수(이하 MEI 지수) 구축과정은 다음과 같다. 국내 종합일간지 한 곳을 선택하여 분석대상 기간인 2002년 2월 1일부터 2013년 12월 31일까지 지면기사 제목에 ‘물가’라는 단어가 들어간 신문 기사를 검색한 결과 총 1,186 건이 집계되었다.¹⁵ 이 가운데 국내 인플레이션과 관련이 없는 해외물가 관련 기사 등을

¹⁵ MEI 지수 구축과정과 관련된 특기사항은 다음과 같다. 첫째, 검색기능상의 편의성을 고려하여 국내 전국 종합일간지 중 하나만을 선택한 후, 검색어별 지면기사 검색 결과를 MEI 지수 구축을 위한 기초자료로 활용하였다. 또한 전국 종합일간신문 전체를 포괄하는 한국언론진흥재단의 KINDS 기사통합검색 서비스를 이용하여 유사한 방식으로 MEI 지수를 구축하고 양자를 비교함으로써 MEI 지수의 신뢰성을

제외하여 총 598건의 국내 인플레이션 동향 관련 기사를 선별하였다. 이렇게 선별된 인플레이션 관련 기사만을 대상으로 월간 보도횟수를 측정하였는데, 실증분석상의 편의를 위해 각 월의 보도횟수를 보도횟수가 가장 높은 달(2011년 1월, 25건)의 보도횟수 대비 비율로 환산하여 MEI 지수를 구축하였다.

[Figure 5]는 이와 같이 구축된 MEI 지수와 소비자물가상승률, 일반인 인플레이션 기대 간의 관계를 보여주고 있다. MEI 지수의 추이를 살펴보면 흥미롭게도 소비자물가상승률과 유사한 흐름을 보이는 가운데 인플레이션 순환국면별 고점(peak)을 약 6개월가량 선행하는 것으로 관측되었다. 또한 [Figure 6]은 일반인 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차와 MEI 지수 간의 상관관계를 나타내고 있는데, 비모수적 회귀추정 결과에서 드러나듯, MEI 지수가 약 0.4를 상회할 경우 두 변수 간 음(-)의 상관관계가 뚜렷해진다는 점을 발견할 수 있다.¹⁶ 또한 [Figure 7]이 나타내고 있는 바와 같이 이를 앞서 식별한 국면별로 살펴보면, 국면 1에서 두 변수 간 음(-)의 상관관계가 국면 2에 비해서 더욱 뚜렷함을 확인할 수 있다.

이상의 실증분석 결과를 요약하면, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대와 실제 물가상승률 간 격차가 인플레이션 관련 언론 보도가 빈번한 시기에는 축소되었다가 상대적으로 기사화되는 빈도가 하락하면 격차가 확대되는 경향을 보이는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 관계는 앞서 추정된 국면별로도 상이한 모습을 보이고 있다. 물론 인플레이션 관련 언론 보도가 인플레이션 수준과도 높은 상관관계를 갖고 있음을 감안하면, 언론 보도횟수가 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차를 축소시키는 직접적인 결정요인이라고 단정할 수는 없다. 다만, 본 장의 분석 결과는 언론매체의 보도가 일반

확보하고자 하였다. 둘째, 기사 검색어로 ‘인플레이션’ 대신 ‘물가’를 사용한 것은 기사 작성 시 제목의 간결성 차원에서 통상 ‘물가’라는 단어를 더욱 선호한다는 현직 기자들의 조언에 따른 것이다. 또한 물가 상승과 하락을 구분하고자 ‘물가상승’ 검색어를 함께 분석해 보았으나, ‘물가’만을 사용한 경우와 거의 일치하였다. 셋째, 본문 대신 기사 제목에 ‘물가’가 포함된 경우만을 고려한 것은 방대한 관측치를 축소시키는 동시에 기사 내용의 중요도까지도 함께 통제할 수 있다는 점을 감안한 것이다.

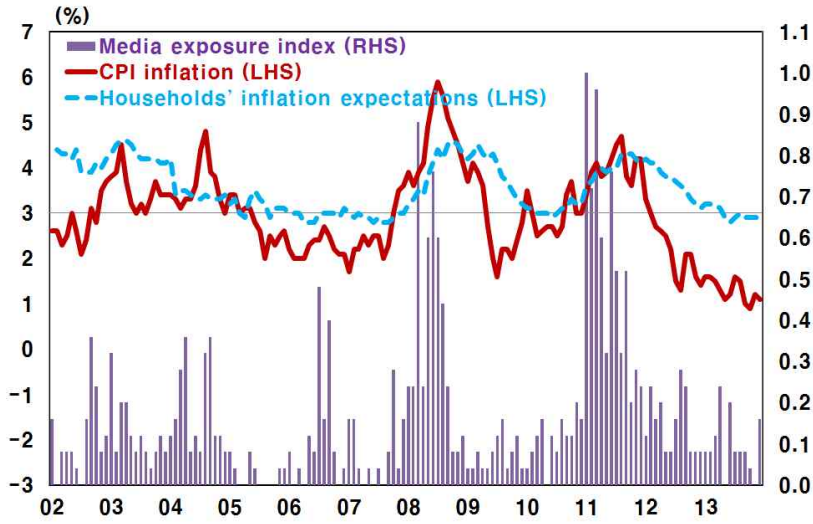
16 이러한 관계는 Carroll(2003)을 참조하여 간단한 회귀분석모형을 추정한 결과를 통해서도 확인해 볼 수 있다. 언론기사 노출지수(MEI)를 설명변수로 하는 회귀모형의 $adj. R^2$ 는 약 3% 정도로 크지 않으나, MEI 추정계수는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

$$GAP_t = 0.897^{***} - 0.549^* \times MEI_t$$

(0.115) (0.286)

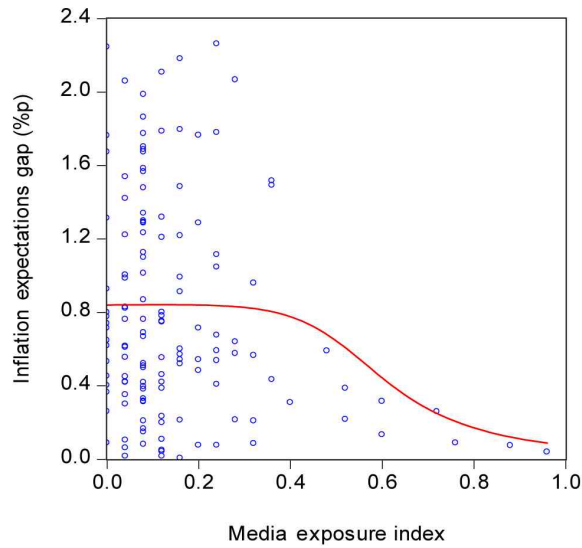
여기서 설명변수 MEI_t 는 언론기사 노출지수, GAP_t 는 t 시점의 일반인 기대인플레이션과 직전 월의 소비자물가상승률 간 격차를 나타내며, () 안은 Newey-West HAC estimator를 이용하여 계산한 표준 오차이다.

[Figure 5] Media Exposure Index (MEI) and Inflation Measures



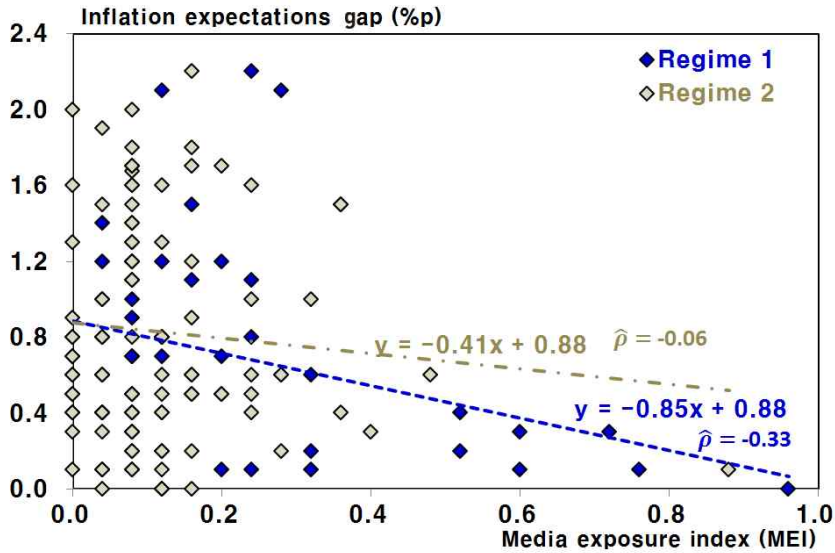
Note: Media Exposure Index (MEI) is aggregated based upon the number of counts of newspaper articles including the term 'price level' in the headlines in a Korea's nation-wide newspaper (Chosun Ilbo) from February 2002 to December 2013.

[Figure 6] Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index



Notes: The scatter plot depicts the relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index (MEI) from February 2002 to December 2013. The curved line corresponds to coefficient estimates using nonparametric Kernel estimation.

[Figure 7] Regime-Dependent Relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index



Notes: The scatter plot depicts the relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index (MEI) by regimes from February 2002 to December 2013. Each straight line corresponds to the linear regression estimate for each regime.

경제주체들에게 인플레이션 관련 정보를 전파하는 데 있어 중요 경로의 하나로 작용할 수 있다는 Carroll(2003)의 가설이 우리나라의 경우에서도 타당할 수 있음을 시사하고 있어 흥미롭다고 하겠다.

Ⅵ. 결론 및 시사점

지금까지 일반인의 인플레이션 기대에 대한 설문자료를 이용하여 우리나라 일반인의 구체적인 인플레이션 기대 형성 행태를 실증분석을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 위해 본 연구는 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 적절히 변형한 실증모형을 도출하고, 이를 바탕으로 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지의 여부를 검증하였으며, 마코프 국면전환모형을 이용하여 인플레이션 기대 형성 행태가 인플레이션 등 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 보이는지도

함께 살펴보고자 하였다. 또한 인플레이션 기대의 상태의존성과 관련하여 언론 보도의 역할을 분석하기 위해 인플레이션 기대와 인플레이션 관련 언론 보도 빈도 사이의 관계에 대해서도 간단한 실증분석을 수행하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 상당한 정도의 정보경직성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 일반인 인플레이션 기대의 자기상관함에 대한 추정계수가 0.9를 상회하는 것으로 나타났는데, 이는 매월 전체 경제주체 중에서 정보의 갱신을 통해 새로운 인플레이션 기대를 구성하기보다는 기존의 기대를 그대로 유지하는 경제주체의 비중이 90%에 달함을 의미한다. 또한 일반인의 인플레이션 기대가 전문가 예측치 정보나 실제 미래 인플레이션율과 같은 미래 정보보다는 과거 인플레이션율에 대한 민감도가 상대적으로 높게 추정되어, 정보 갱신 과정에서 미래 지향적 정보보다 과거 지향적 정보에 대한 의존도가 높은 것으로 드러났다.

둘째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태는 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타내고 있는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기에는 그렇지 않은 시기와 비교하여, 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 상승하였을 뿐만 아니라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타났는데, 이는 인플레이션 상승 시기에 일반 경제주체들이 인플레이션 관련 정보를 상대적으로 빈번하게 갱신하고 있음을 시사한다. 이러한 분석 결과는 최근에 논란이 되었던 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 격차가 상당 기간 동안 지속되었던 현상을 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태에 존재하는 상태의존성을 통해 이해해 볼 수 있음을 함의한다고 하겠다.

셋째, 우리나라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차는 인플레이션 관련 언론 보도의 빈도와 밀접한 상관관계를 갖고 있는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차가 인플레이션 관련 언론 보도 빈도가 빈번한 시기에는 축소되었다가 상대적으로 기사화되는 빈도가 하락하면 확대되는 경향을 보이는 것으로 나타나고 있는데, 이는 언론매체의 보도가 일반 경제주체들에게 인플레이션 관련 정보를 전파하는 데 있어 중요 경로의 하나로 작용할 수 있다는 Carroll(2003)의 가설이 우리나라의 경우에서도 타당할 수 있음을 시사한다.

지금까지 살펴본 바와 같이, 본 연구의 실증분석 결과는 우리나라 경제주체들의 기대 형성 과정에도 상당한 정도의 정보경직성이 존재함을 시사한다. 물론 Reis(2006) 및

Branch *et al.*(2009) 등이 명시적으로 주장하고 있는 바와 같이, 합리적 기대 이론과 달리 정보 불완전성 모형에서는 개별 경제주체들이 정확한 정보를 취득함으로써 얻을 수 있는 편익과 정보의 취합 및 처리에 소요되는 비용을 비교하여 적정 수준의 정보경직성을 스스로 선택한다는 점에서, 현실에서 관측되는 정보경직성은 그 자체로 최적 선택의 결과일 수 있다. 이러한 측면에서 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 존재하는 정보의 경직성이 그 자체로 우리 경제 전반의 사회후생에 부정적인 영향을 미치는 요인이라고 단정할 수는 없다. 그러나 앞서 논의한 바와 같이, 기대 형성 과정에서의 높은 정보경직성은 불필요한 상대가격 변동에 따른 비효율적 자원배분을 야기할 수 있을 뿐만 아니라 높은 인플레이션 희생 비율(*sacrifice ratio*)과 같은 거시경제정책 수행비용도 증가시킬 수 있다는 점에서 정보경직성 완화를 통해 인플레이션 기대 형성의 효율성을 제고하기 위한 방안 모색이 필요하다고 할 것이다.¹⁷

17 이정익(2012)은 우리나라의 임금, 물가 및 인플레이션 기대 사이의 관계에 관한 간단한 실증분석을 통해 인플레이션 기대는 주로 과거의 인플레이션의 영향을 받는 반면 미래의 임금에 영향을 미침을 시사하는 분석 결과를 제시하였는데, 이는 정보경직성으로 인해 주요 가격변수가 반영하는 정보 및 경제 여건이 상이한 데에 따른 자원배분의 비효율성이 실제로 발생할 수 있음을 함의한다.

참고문헌

- 이정익, 「우리나라 기대인플레이션의 특징」, 『BOK 경제리뷰』, 제2012-1호, 한국은행, 2012.
- 최병재, 「일반인 기대인플레이션 지표의 주요 특징과 시사점」, 『조사통계월보』, 2012년 8월호, 한국은행, 2012, pp.19~44.
- 한국은행, 『물가보고서』, 2013. 7.
- Akerlof, G. A., W. T. Dickens, and G. L. Perry, “Near-rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2000(1). 2000, pp.1~60.
- Ball, Laurence, “The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(3), 1991, pp.439~452.
- Ball, L., N. G. Mankiw, and R. Reis, “Monetary Policy for Inattentive Economies,” *Journal of Monetary Economics* 52, 2005, pp.704~725.
- Branch, William A., “The Theory of Rationally Heterogenous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectation,” *Economic Journal* 114, 2004, pp.592~621.
- Branch, William A., “Sticky Information and Model Uncertainty in Survey Data on Inflation Expectations,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 2007, pp.245~276.
- Branch, W. A., J. Carlson, G. W. Evans, and B. McGough, “Monetary Policy, Endogenous Inattention and the Volatility Trade-off,” *Economic Journal* 119, 2009, pp.123~157.
- Bryan, M. F. and G. Venkatu, “The Demographics of Inflation Opinion Surveys,” Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland, 2001.
- Calvo, G. A., “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, pp.383~398.
- Carroll, Christopher D., “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters,” *Quarterly Journal of Economics* 118, 2003, pp.269~298.
- Celasun, O., R. G. Gelos, and A. Prati, “Would “Cold Turkey” Work in Turkey?” IMF Working Paper WP/03/49, International Monetary Fund, 2003,.
- Celasun, O., R. G. Gelos, and A. Prati, “Obstacles to Disinflation: What is the Role

- of Fiscal Expectations?” IMF Working Paper WP/04/111, International Monetary Fund, 2004.
- Cerisola, Martin and Gaston Gelos, “What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis,” *Applied Economics* 41(10), 2009, pp.1215~1227.
- Coibion, O. and Y. Gorodnichenko, “What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?” *Journal of Political Economy* 120(1), 2012a, pp.116~159.
- Coibion, O. and Y. Gorodnichenko, “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts,” IMF Working Paper WP/12/296, International Monetary Fund, 2012b.
- Patra, D. Michael and Partha Ray, “Inflation Expectations and Monetary Policy in India: An Empirical Exploration,” IMF Working Paper WP/10/84, International Monetary Fund, 2010.
- Easaw, J., R. Golinelli, and M. Malgarini, “What Determines Households Inflation Expectation? Theory and Evidence from a Household Survey,” *European Economic Review* 61, 2013, pp.1~13.
- Fuhrer, J. and G. Moore, “Inflation Persistence,” *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, pp.127~159.
- Gorodnichenko, Y., “Endogenous Information, Menu Costs, and Inflation Persistence,” NBER Working Paper #14184, National Bureau of Economic Research, 2008.
- Gramlich, Edward M., “Models of Inflation Expectations Formation: A Comparison of Household and Economist Forecasts,” *Journal of Money, Credit and Banking* 15(2), 1983, pp.155~173.
- Jang, B. and Y. Kim, “Heterogeneity in Korean Households’ Inflation Expectations: Stylized Facts and Macroeconomic Implications,” unpublished manuscript, Sungkyunkwan University, 2013.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson, *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press, 1999.
- Lanne, M., A. Luoma, and J. Luoto, “A Naive Sticky Information Model of Households’ Inflation Expectations,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 2009, pp.1332~1344.
- Lorenzoni, Guido, “A Theory of Demand Shocks,” *American Economic Review* 99(5), 2009, pp.2050~2084.
- Mankiw, N. G. and R. Reis, “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve,” *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 2002, pp.1295~1328.
- Mankiw, N. G., R. Reis, and J. Wolfers, “Disagreement about Inflation Expectations,”

- NBER Macroeconomics Annual 2003*, 2003, pp.209~248.
- Menz, J. and P. Poppitz, "Households' Disagreement on Inflation Expectations and Socioeconomic Media Exposure in Germany," Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 27, Deutsche Bundesbank, 2013.
- Minella, A., P. S. de Freitas, I. Goldfajn, and M. K. Muinhos, "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance* 22(7), 2003, pp.1015~1040.
- Patra, M. D. and P. Ray, "Inflation Expectations and Monetary Policy in India: An Empirical Exploration," IMF Working Papers WP/10/84, International Monetary Fund, 2010.
- Reis, Ricardo, "Inattentive Producers," *Review of Economic Studies* 73, 2006, pp. 793~821.
- Roberts, John M., "Is Inflation Sticky?" *Journal of Monetary Economics* 39, 1997, pp.173~196.
- Roberts, John M., "Inflation Expectation and the Transmission of Monetary Policy," Finance and Economics Discussion Series 1998-43, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.
- Sims, Christopher A., "Implications of Rational Inattention," *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, pp.665~690.
- Souleles, N., "Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys," *Journal of Money, Credit, and Banking* 36(1), 2004, pp.39~72.
- Taylor, J. B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy* 88, 1980, pp.1~23.
- Ueda, Kozo, "Determinants of Households' Inflation Expectations in Japan and the United States," *Journal of the Japanese and International Economies* 24(4), 2010, pp.503~518.
- Woodford, Michael, "Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy," P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford (eds.), *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*, 2002.

〈웹사이트〉

- 컨센서스 이코노믹스사(Consensus Economics) 홈페이지(<http://www.consensuseconomics.com>),
한국언론진흥재단 KINDS 기사통합검색 서비스(<http://www.kinds.or.kr>).

부 록

본 부록에서는 제Ⅳ장에서 수행한 정보경직성의 상태의존성 여부에 대한 실증분석과 관련된 인플레이션 기대에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시경제변수의 선별과정에 대해 간략히 논의하고자 한다.

인플레이션 기대의 결정요인에 관한 초기 연구인 Gramlich(1983)는 미국을 대상으로 한 실증분석에서 과거 물가상승률, 통화량증가율, 임금상승률, 재정적자비율 등을 설명변수로 사용한 바 있다. 이후 많은 후속연구들은 인플레이션 기대의 결정요인으로 과거 인플레이션, 실물경기, 금융시장 긴축 정도, 재정건전성 정도 등을 포함하고 각국의 상황에 따라 일부 변수만을 가감하여 분석하고 있다. Ueda(2010)는 일본 및 미국을 대상으로 구조적 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 적용하면서 내생변수로 GDP 겹, 단기명목금리, 실제 소비자물가상승률, 당기 인플레이션 기대를 포함하고, 외생변수로는 유가변동률, 신선식품 물가변동률, 소비세 더미변수를 사용한 바 있다.

또한 IMF 등 국제기구를 중심으로 신흥시장국 대상의 연구들도 꾸준히 진행되어 왔는데, 이들 연구들은 신흥국 내 환율 및 재정 부문이 인플레이션에 미치는 영향력이 크다는 점을 반영하여 인플레이션 기대의 결정요인으로 실질환율과 재정수지를 추가한다는 공통점을 갖는다. Minella *et al.*(2003) 및 Cerisola and Gelos(2009)는 브라질 기대 인플레이션 설명변수로 전기 소비자물가상승률, 향후 1년간 인플레이션 목표치, GDP 대비 기초재정수지비율, 실질정책금리, 실질실효환율 및 실질임금 순환변동치를 사용하였다. 이들 설명변수들은 터키를 대상으로 한 Celasun *et al.*(2003), 10개 신흥국 및 체제전환국(transition economies)을 대상으로 한 Celasun *et al.*(2004), 인도 대상의 Patra and Ray(2010)에서도 유사하게 활용된 바 있다. 한편, 국내 연구 가운데 최병재(2012)는 우리나라 인플레이션 기대 지표의 설명변수로 과거 기대치, 과거 소비자물가상승률, 경기요인(동행지수 순환변동치 혹은 선행지수), 단기금리(무담보 콜금리 1일물)를 사용한 바 있다.

이러한 국내외 선행연구의 주요 설명변수를 참고하여 다양한 인플레이션 기대결정모형을 설정하여 추정한 결과, 다음 <Appendix Table 1>에서 요약된 바와 같이 우리나라

일반인의 인플레이션 기대는 소비자물가상승률, 콜금리, 재정적자비율 등의 변수들이 상대적으로 높은 통계적 유의성을 나타내는 것으로 드러났다.

〈Appendix Table 1〉 Regression Estimates of Inflation Expectations on Key Macro Variables

Regressors	Coefficients (t-statistics)									
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
CPI inflation rates (1 lag)	0.14 (4.30)	0.13 (3.77)	0.14 (4.27)	0.22 (2.24)	0.32 (4.26)	0.32 (4.13)	0.14 (4.09)	0.31 (4.24)	0.31 (4.21)	0.33 (4.49)
Cyclical component of composite coincident index (1 lag)		-0.03 (-1.15)		-0.04 (-1.24)	-0.03 (-0.95)		-0.03 (-0.86)	-0.03 (-0.95)	-0.03 (-0.94)	-0.03 (-0.89)
Cyclical component of composite leading index (1 lag)			-0.01 (-0.49)							
Real call interest rate (1 lag)				0.10 (0.95)	0.19 (2.48)	0.19 (2.40)			0.18 (2.29)	0.19 (2.45)
Consolidated central government balance / GDP (1 lag)					-0.14 (-3.23)	-0.14 (-3.28)	-0.10 (-3.26)	-0.14 (-3.32)	-0.14 (-3.29)	-0.14 (-3.41)
Deviations of the real effective exchange rate from the trend (1 lag)								0.002 (0.40)	0.002 (0.42)	0.003 (0.70)
PPI inflation rates for agricultural, forestry & marine products (1 lag)									-0.001 (-0.23)	-0.001 (-0.50)
Import price inflation rates for energy (1 lag)										-0.001 (-0.83)
Adj. R-squared	0.926	0.925	0.926	0.927	0.932	0.932	0.930	0.932	0.932	0.932
No. of observations	139	139	139	139	139	139	139	139	139	139
Log likelihood	65.04	65.77	65.13	66.50	71.14	70.65	68.63	71.20	71.22	71.49
Durbin-Watson stat.	2.03	2.09	2.04	2.09	2.22	2.18	2.17	2.21	2.22	2.22