

생산자물가와 소비자물가의 장기관계 분석*

김민수** · 강규호***

< 요약 >

본 연구는 생산자물가(PPI)와 소비자물가(CPI)에 대한 이론적인 장기관계식을 도출하고, 기술수준 또는 생산재 공급충격이 임의보행을 따를 경우 두 변수 간에는 장기적인 안정관계가 존재하지 않는다는 것을 보였다. 또한 85년 이후 자료를 이용한 Engle & Granger, Johansen 공적분검정 및 공통확률추세모형을 이용하여 둘 간에 장기관계가 존재하지 않음을 통계적 검정을 통하여 확인하였다. 이는 우리나라의 경우, 항구적인 효과를 갖는 기술충격이 빈번하고 소규모개방경제로서 국제유가 변동과 같은 생산재 공급충격에 대한 영향을 크게 받을 뿐만 아니라, PPI와 CPI의 구성 및 작성방법 등의 차이 그리고 현실에서의 기업 가격결정체계의 복잡성 등으로 인해 생산과정의 연결고리를 통한 물가파급효과가 상당부분 약화되었기 때문으로 보인다.

그러나 PPI와 CPI 간에 장기관계가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것은 경제에 기술충격 및 생산재 공급충격과 같은 다양한 충격들이 존재하며 이 충격들의 두 물가지수에 대한 영향이 상이하기 때문으로 상품가격 및 PPI는 여전히 CPI를 결정하는 중요한 요인 중 하나이다. 따라서, 중앙은행은 물가안정을 달성하기 위하여 위의 변수를 여전히 중요한 정보변수로서 활용할 필요가 있을 것이다.

핵심주제어 : PPI, CPI, 장기관계, 공적분 검정, 공통확률추세모형
JEL 분류기준 : E3, C5

* 본 연구 내용은 집필자들의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관하다.

** 고려대학교 대학원 경제학과(E-mail: love_risk@daum.net)

*** Department of Economics, Washington University(Tel : 1-314-863-1101, E-mail : khkang@wustl.edu)

I. 머 리 말

2003년 하반기 이후 국제원자재(원유, 철광석, 동, 니켈 등) 가격 급등의 영향으로 PPI(Producer Price Index)가 높은 상승률을 보이고 있는 반면, CPI(Consumer Price Index)는 상대적으로 안정된 수준을 유지하고 있다. 이처럼 PPI가 높은 상승률을 보인 것은 중국경제의 고도성장에 따른 원자재 수요증가, 미달러화 약세에 따른 투기자금의 원자재 시장으로의 이동 그리고 2003년도 하반기부터 가시화된 선진국 경기회복에 따른 원자재 수요 증가로 원유(crude oil), 철광석(고철), 니켈, 동 등 국제원자재 가격이 급등하였기 때문이다.¹⁾ 이와 같은 국제원자재 가격의 급등은 원재료, 중간재 및 자본재의 비중이 높은 PPI의 급등을 야기하였다. 그러나 이처럼 PPI가 높은 상승률을 보이고 있는 것과는 반대로 CPI는 상대적으로 안정된 수준을 유지하고 있는데, 이는 카드채 문제 및 대내·외 경제환경의 불확실성 증대 등으로 소비 및 투자가 감소하고, 고용불안 또한 심화되면서 임금상승률이 상당 폭 둔화되었기 때문으로 평가된다.²⁾ 비록 최근의 PPI 급등이 2004년도 높은 CPI상승률(인플레이션)로 이어지지는 않았지만 2005년도 높은 인플레이션을 유발할 것이라는 우려가 제기되고 있다.

2003년 하반기부터 시작된 PPI 급등이 2005년도 높은 CPI 상승으로 이어질 것 인가의 여부는 PPI와 CPI 간의 장기관계 존재여부에 달려있다. 만약 둘 간에 장기 관계가 존재한다면 최근 발생한 PPI와 CPI의 괴리는 2005년 높은 CPI상승률을

1) 원유 및 금속광물 가격 급등은 PPI의 약 40%를 차지하는 석유·화학제품, 고무·플라스틱제품, 전력, 수도 및 가스, 운수, 금속1차제품, 조립금속제품, 일반기계 및 장비 등에 직·간접적인 영향을 미쳐 PPI를 급등시켰다.

2) 2004년 중국경제의 고도성장 및 선진국경제의 회복에 따른 높은 수출 신장세에도 불구하고 대내외 경제환경의 불확실성으로 인해 「수출증가→투자 증가→고용증가→소득증가→소비증가」의 연결고리가 깨지면서 내수경기회복에 실패하고 내수경기의 영향을 크게 받는 CPI는 PPI에 비해 안정된 모습을 보였다. 실제로 2004년 3/4분기까지 민간소비는 전년동기대비 0.9% 하락하는 모습을 보이고 있다. 또한 임금상승률은 2003년 6.0%에서 2004년 3.2%로 큰 폭으로 둔화될 전망이다. 노동생산성을 고려할 경우 단위노동비용은 2003년 6.0%에서 2004년 3.2%로 하락할 것으로 전망하였다.

통해 해소될 가능성이 높기 때문이다. 이와 같은 이유로 두 물가지수 사이의 장기 관계 존재여부에 대한 이론적, 실증적 분석은 대단히 중요한 의미를 갖는다고 하겠다. 따라서 본고에서는 먼저 이론적 모형을 이용하여 어떤 조건하에서 PPI와 CPI의 장기관계가 성립하는지에 대해 살펴본다. 그런 다음, 우리나라의 데이터를 이용한 다양한 경험적 분석들을 통해 장기관계 존재여부에 대한 통계적 추론을 하고자 한다.

한편 본고에서는 PPI와 CPI의 단기관계에 대해서는 논의하지 않는데, 이는 물가가 안정된 85년 이후 PPI가 CPI에 영향을 주는 단기시차가 이전의 8~9개월에서 1개월 정도로 큰 폭으로 감소하였기 때문이다.³⁾ 이처럼 단기시차가 큰 폭으로 축소된 것은 80년대 중반 이후 정부의 물가안정에 대한 강력한 의지와 중앙은행의 통화량 조절 등으로 물가에 지속적인 영향력을 주는 수요측면의 인플레이션압력이 크게 감소한데다, 90년대 후반부터 발생한 IT기술의 급속한 발전과 세계화에 따른 경쟁심화 등으로 유통부문의 효율성이 제고되면서 생산자판매가격과 소비자가격 간에 시차가 거의 사라졌기 때문으로 판단된다. 본고에서는 PPI와 CPI의 장기관계에 대해 주요 관심사를 갖고 있다. 따라서, 본고에서는 두 지수의 단기관계에 대해 자세히 다루지 않기로 한다.⁴⁾

미국의 경우 80년대 후반부터 90년대 초반까지 상품가격(commodity price)⁵⁾과 CPI의 관계에 대한 논의가 큰 관심을 불러 일으켰는데, 이유는 다음과 같다. 만약 인플레이션기대(inflationary expectations)의 변화가 CPI의 변화에 반영되기 이전에 상품가격의 변화로 나타난다면, 즉 상품가격의 변화가 CPI에 선행한다면, 상품가격에 포함된 인플레이션기대에 대한 신호는 통화당국에게 물가수준의 변동성(volatility)을 줄일 수 있는 중요한 정보를 제공해줄 수 있기 때문이다. 상품가격의

3) 85년 이후의 경우 IMF 기간을 제외하면 두 지수는 동행하는 것으로 나타났다.

4) 85년 이후 PPI와 CPI의 교차상관관계는 아래와 같다.

PPI상승률과 CPI 상승률의 교차상관관계(σ) (1985~2004)

시차(월)	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
σ	0.65	0.32	0.10	-0.01	0.02	0.01	0.03	-0.01	0.02	0.08	0.09	0.04	-0.15

5) 원유(crude oil), 비금속광물, 곡물 등

변화가 CPI 변화에 선행할 수 있는 이유는 상품시장은 새로운 정보가 주어지는 경우 이에 반응하여 가격이 즉각적으로 변하는 시장이며 CPI를 구성하는 많은 품목들이 인플레이션기대의 영향을 받기 때문이다.⁶⁾ 또한 현실경제에서 대부분의 기업들이 마켓이론에 따라 판매가격을 결정하는 경우, 상품가격 상승에 따른 생산비용의 상승은 시차를 두고 최종재 가격상승으로 이어지기 때문이다.

이와 같은 논리를 이용하여 Boughton & Branson(1988)는 G-7 국가들의 상품가격과 CPI간에 공적분(cointegration) 관계, 즉 장기관계의 존재여부를 검정하였다. 검정결과, 상품가격과 CPI 사이에 통계적으로 유의한(significant) 관계가 존재하지는 않지만 G-7 국가들을 한 그룹으로 봤을 때 상품가격의 전환점(turning points)이 CPI의 전환점에 종종 선행한다는 것을 발견하였다. 그 밖에 대표적인 국외 연구로는 Baillie(1989), Pecchenino(1992), 그리고 Lee(1996)등이 있는데, 이들의 대체적인 분석결과는 생산단계의 연결고리를 통한 물가과급효과가 약하고 따라서 상품가격 또는 생산자물가의 소비자물가 예측력도 통계적으로 유의하지 않다는 것이다.

구체적으로 Ballie는 상품가격과 CPI를 이용한 Engle & Granger 검정을 통하여 둘 간에 공적분 관계가 없다는 경험적 결과를 도출하였으며, 이론모형을 통해 상품가격과 CPI를 구성하는 확률적 추세(stochastic trend)가 서로 다를 수 있음을 지적하였다. 반면, 비교적 최근의 연구에서 Lee는 SOP⁷⁾를 이용하여 SOP와 CPI의 장기관계에 대한 공적분 검정을 실시하였는데, 공적분벡터에 여러 제약들을 가함으로써 다음 단계(later stages)의 물가는 이전 단계(earlier stages) 물가의 영향을 받는다고 주장하였다. 특히, 분석결과를 토대로 SOP 상의 최종재는 CPI에 대한 선행성을 갖는다는 결론을 내리기도 하였다. 그러나 SOP 최종재의 경우 CPI 상품과 구성내역이 상당부분 겹친다는 점에서 모형설정에 한계가 있다고 할 수 있다.⁸⁾

6) 인플레이션기대의 변화가 CPI에 비해 상품가격에 선반영될 수 있는 이유는 상품시장은 새로운 정보에 가격이 즉각적으로 반응하는 투기적인 경매시장(speculative auction market)이기 때문이며, CPI를 구성하고 있는 상당 품목들이 인플레이션기대에 반응하므로 상품가격이 CPI에 선행성을 갖는다고 생각할 수 있다.

7) SOP는 가공단계별물가지수를 의미

8) 참고로 단기적인 관계에 대해서는 Boughton & Branson(1991)은 상품가격과 CPI 사이의 단기적

한편 Pecchenino(1992)는 거시경제의 일반균형이론모형을 이용하여 상품가격과 소비자물가 사이의 장기관계식을 유도하였으며, 이를 통해 상품공급에 발생하는 충격이 임의보행(random walk)을 따를 경우, 둘 간에 공적분관계가 존재하지 않음을 보였다. 또한 Engle & Granger 및 Johansen 공적분검정과 같은 경험적인 분석을 통해서도 두 물가지수 간에 장기관계가 존재하지 않는다는 결론을 내렸다.

PPI와 CPI의 장기관계에 대한 국내연구는 의외로 거의 전무한 상황이나 그나마 이충렬(1998)의 연구가 가장 대표적이라 하겠다. 이충렬은 마켓(markup)이론이 의미하는 PPI와 CPI의 장기관계를 검정하기 위하여 1981년 1월부터 1996년 10월까지의 공적분 관계에 대한 Johansen 검정을 실시하였다. 검정결과 PPI와 CPI간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났는데, 이는 본고의 결과와도 일치한다. 그러나 이 논문에서는 PPI와 CPI의 장기관계 유무를 유도하는 이론적 근거로 마켓이론을 이용하고 있다는 점에서 어느정도 한계를 갖고 있다고 할 수 있다.⁹⁾

본 연구에서는 마켓이론을 이용한 이충렬 논문이 갖는 한계를 극복하고자 좀더 타당한 이론모형을 제시한 Pecchenino의 모형을 개선하여 생산자물가와 소비자물가간의 장기관계식을 새로이 유도하였다. 분석결과, 두 변수간의 장기관계의 안정성 여부는 생산재 공급충격 뿐만 아니라 기술수준의 안정성(stationarity) 여부에도 영향을 받는다는 사실을 발견하였다. 또한 Engle & Granger 및 Johansen의 공적분검정을 통해 기존의 분석결과들과 일치하는 결론을 도출하였을 뿐만 아니라, 보다 구조적인 모형인 공통확률추세모형(common stochastic trend model)을 이용하여 물가지수에 구조변화(structural change)가 발생할 가능성 뿐만 아니라 물가상승률이 시변(time varying)한다는 좀더 완화된 가정을 통해 둘 간의 장기관계에 대한 공적분 검정결과를 뒷받침하였다. 실증분석결과, 미국 및 G-7 대부분의 나라들과 같이 우리나라의 경우에도 두 지수 간에 장기적인 관계에 대한 통계적 유의성이 미약한 것으로 나타났다.

인 상관관계가 존재한다고 주장한 반면, Baillie(1989)는 둘 간에 단기관계가 없다고 주장하였다. 단기적 관계의 존재여부에 대한 최근의 연구로는 Clark(1995)이 있는데, Clark은 마켓이론과 같은 단순이론에 따르면 PPI는 당연히 CPI에 영향을 줄 것으로 생각되나 PPI와 CPI 구성의 차이로 인해 둘 간의 관계가 약하다는 것을 경험적인 증거를 통해 제시하였다.

9) 마켓이론의 한계에 대해서는 다음 장 참조

이처럼 두 지수 간에 장기적인 안정관계인 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타난 이유는 우리나라의 경우, 항구적인 효과를 갖는 기술충격이 빈번하고 소규모개방경제로서 국제유가 변동과 같은 생산재 공급충격에 대한 영향을 크게 받을 뿐만 아니라 PPI와 CPI의 구성 및 작성방법 등의 차이 그리고 현실에서의 기업 가격결정체계의 복잡성 등으로 인해 생산과정의 연결고리를 통한 물가파급효과가 상당부분 약화되었기 때문으로 보인다.

비록 두 지수 간에 통계적으로 유의한(significant) 장기관계가 존재하지 않는다고 하더라도 선진국의 경우 상품가격의 전환점이 CPI의 전환점에 종종 선행한 것처럼 소비자물가의 향후 움직임을 예상하는 데 있어 상품가격 또는 PPI의 움직임은 여전히 물가안정을 최우선 목표로 하고 있는 중앙은행의 중요한 정보변수(information variable)로서 활용될 수 있을 것이다. 상품가격이 인플레이션에 대한 중요한 정보를 포함하고 있음에도 불구하고 경험적 분석에서 둘 간의 장기관계가 유의하지 않게 나타난 것은, 상품가격 또는 PPI가 CPI를 결정하는 중요한 요인중 하나임에는 틀림없으나 현실경제에서는 이 이외에도 기술충격과 같은 CPI를 결정하는 다른 중요한 요인들이 존재하며, 각 충격들이 PPI와 CPI에 미치는 영향이 상이함으로써 두 지수간의 장기적 관계가 통계적으로 유의하지 않게 나왔을 가능성이 높기 때문이다.

본고는 총 4개의 장으로 구성되어 있으며, 제Ⅱ장에서는 PPI와 CPI 간의 이론적인 관계식을 유도하고 어떠한 조건하에서 두 변수간의 안정적인 장기관계가 존재할 수 있는지를 분석한다. 제Ⅲ장에서는 공적분검정(cointegration test) 및 공통확률추세모형과 같은 경험적 분석을 통해 PPI와 CPI간의 장기관계 존재여부에 대한 경험적 검증을 한 후, 제Ⅳ장에서 그와 같은 결과가 발생하게 된 실무적 배경 등에 대해서도 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 제Ⅱ장, 제Ⅲ장, 제Ⅳ장의 분석결과를 토대로 정책적 시사점 또한 도출하고자 한다.

II. PPI와 CPI의 장기관계에 대한 이론적 분석

생산자물가와 소비자물가의 관계를 논할 때 가장 기본이 되는 것은 마켓(markup) 이론으로 이는 생산과정의 연결고리(production chain)를 통한 파급효과를 통해 두 변수간의 관계를 설명하는 것이다. 최종재가 만들어지기 위해서는 「원재료→중간재→최종재」의 단계를 거쳐야 하므로 초기단계의 생산비용의 상승(원재료가격 상승)은 중간단계 제품의 가격상승(중간재가격 상승)으로 이어지고 이는 결국 최종재가격 상승을 유발한다는 것이다. 현실에서 대부분의 기업들이 생산비용(AC : Average Cost)에 일정한 마진율(m : margin rate)을 곱해 판매가격을 결정하는 마켓이론을 사용한다고 가정하는 경우, 원재료가격의 상승은 마진율이 변하지 않는 한, 생산단계의 연결고리를 통해 최종재가격의 상승으로 이어질 것이다. 마켓이론을 식으로 표현하면 아래와 같다.

$$P = AC(1 + m)$$

P : 판매가격, AC : 평균비용, m : 마진율

생산과정의 연결고리를 통한 파급효과에 대해 좀더 쉽게 설명하기 위하여 자동차 생산을 예로 들어 설명하면 다음과 같다. 원재료인 철광석(또는 고철) 가격이 오르면 자동차의 원료로 사용되는 중간재인 철강재 냉연제품의 가격이 오르고 이는 최종소비재인 자동차 판매가격을 상승시킨다. 원재료 및 중간재인 철광석과 냉연제품의 가격상승은 PPI 상승을 유발하고 최종소비재인 자동차 가격상승은 CPI 상승을 유발한다.¹⁰⁾ 이를 장기관계에 대한 개념을 이용하여 재해석하면 다음과 같다. 철광석, 고철 등 원재료 가격의 상승에도 불구하고 최종재인 자동차 가격이 원재료 구입의 장기계약 또는 일시적인 수급불균형 등의 영향으로 단기적으로 오르지 않더라도(즉, 원재료 및 중간재 가격추이와 최종재 가격추이 간에 일시

10) PPI의 모집단은 국내기업이 생산하여 국내시장에 판매하는 국내출하액인 반면 CPI의 모집단은 도시가계가 구입하는 상품 및 서비스를 대상으로 하므로 철광석과 냉연제품은 PPI에 포함되는 반면 CPI에는 포함되어 있지 않고 자동차는 PPI 및 CPI에 모두 포함된다.

적인 괴리가 발생할 수 있지만), 마켓이론에 따르면 마진율이 변하지 않는 한 장기적으로 위와 같은 괴리요인이 해소될 것이므로 둘 간의 안정적인 장기관계가 성립하게 된다는 것이다.

그러나 현실에서 위와 같은 마켓이론이 작용하기 위해서는 여러 가지 걸림돌이 존재한다. 첫째, 기업은 시장점유율 유지 및 확대를 위하여 생산비용의 상승에 대해 가격상승으로 대응하기보다는 마진율(m)을 낮출 가능성이 높다. 왜냐하면, 생산비용의 상승을 판매가격 상승으로 전가하는 행위는 기업의 입장에서 단기적으로 유리할 수 있으나 장기적으로는 시장점유율 하락을 초래하여 장기적인 이익의 하락을 야기할 가능성이 높기 때문이다. 둘째, 원재료 및 중간재 가격의 상승이 반드시 생산비용의 상승을 유발하지는 않는다. 왜냐하면, 원가절감 및 생산성향상 등을 통해 비용상승분의 일부분을 기업 자체적으로 흡수할 수 있기 때문이다. 또한 PPI와 CPI의 구성품목의 차이로 인해 물가변동 요인에 대한 두 지수의 반응이 장기에 있어 다른 모습을 보이기도 하는데 이와 같은 원인들로 인해 PPI와 CPI 사이에 장기관계가 존재한다고 확신할 수 없다. 따라서 마켓이론으로 두 지수간의 장기관계를 분석하는 데 상당한 한계가 존재한다.

따라서 마켓이론이 갖는 한계를 극복하는 동시에 두 지수간의 관계에 대한 여러 가지 중요한 시사점을 도출하기 위하여 본 연구는 일반균형(*general equilibrium*) 하에서 PPI와 CPI 사이의 명시적인 관계식을 유도하기 위해 Pecchenino(1992)의 모형을 바탕으로 생산함수에 기술요인을 도입하여 분석하였다.

1. 모형의 가정

모형의 기본적인 가정은 아래와 같다.

- (1) 임금계약은 한 기 전에 체결된다.
- (2) 생산함수는 기술과 노동, 그리고 생산재(원재료, 중간재, 자본재)에 대한 Cobb-Douglas 함수다.¹¹⁾
- (3) 기술수준은 임의보행(*random walk*)을 따른다.

11) 생산함수를 설정함에 있어 생산재를 ‘원재료&중간재’와 ‘자본재’로 나눠 분석하는 경우, 분석의 정도를 더욱 높일 수 있을 것으로 기대된다.

- (4) 생산재 시장은 항상 균형이다.
- (5) 제품에 대한 수요는 화폐수량설(quantity theory of money)을 따른다.
- (6) 개인, 기업과 통화당국은 합리적 기대(rational expectation)를 한다.

2. 생산함수

생산함수는 노동(L)과 생산재(C)를 생산요소로 하는 Cobb-Douglas함수로 설정하며, 생산기술(A)은 시간의 함수로 확률변수(random variable)로 가정한다.

$$Y_t^s = A(t)(L_t^d)^\alpha (C_t^d)^{1-\alpha}$$

위 식을 로그변환하면,

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha l_t^d + (1-\alpha)c_t^d + \mu_t, \\ \mu_t &= \ln(A(t)), \quad l_t^d = \ln(L_t^d), \quad c_t^d = \ln(C_t^d) \end{aligned} \quad (1)$$

기술수준을 나타내는 μ_t 는 기술충격(v_t)의 효과가 시간이 지나더라도 사라지지 않으므로 임의보행(random walk) 즉, I(1) 과정을 따른다.¹²⁾

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t$$

3. 노동시장

노동수요는 노동의 한계생산물이며 노동공급은 실질임금의 증가함수다. 따라서, $\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = A(t)\alpha(L_t^d)^{\alpha-1}(C_t^d)^{1-\alpha}$ 및 $\frac{W_t}{P_t} = A(t)\alpha(L_t^d)^{\alpha-1}(C_t^d)^{1-\alpha}$ 로부터 로그변환을 통해,

12) Nelson & Plosser(1982)

$$w_t - p_t = \ln \alpha + (1 - \alpha)c_t^d - (1 - \alpha)l_t^d + \mu_t \quad (2)$$

또한 노동공급함수인 $L_t^s = L(\frac{W_t}{P_t})$ 을 로그변환하면,

$$l_t^s = \theta(w_t - p_t), \theta > 0 \quad (3)$$

4. 생산재시장

생산재의 공급은 실질가격과 날씨, 전쟁과 같은 확률적 충격(η_t)들에 의해 결정된다. $C_t^s = C(\frac{G_t}{P_t})$ 을 로그변환하면,

$$c_t^s = \beta(g_t - p_t) + \eta_t, \beta > 0 \quad (4)$$

또한 이윤을 극대화하는 기업의 생산재에 대한 수요는 생산재의 한계생산물과 실질가격이 일치하는 수준에서 결정된다. 따라서, $\frac{\partial Y_t}{\partial C_t} = A(t)(L_t^d)^\alpha(1 - \alpha)(C_t^d)^{-\alpha}$ 및 $\frac{G_t}{P_t} = A(t)(L_t^d)^\alpha(1 - \alpha)(C_t^d)^{-\alpha}$ 로부터 로그변환을 통해,

$$g_t - p_t = \alpha l_t^d + \ln(1 - \alpha) - \alpha c_t^d + \mu_t \quad (5)$$

5. 화폐시장

화폐수요는 수량방정식(quantity equation)을 통해 아래와 같이 결정되며 화폐유통속도는 일정하다고 가정한다. 한편, 화폐공급함수는 t기 초까지 이용 가능한 모든 정보에 의해 결정된다.

$$m_t^d = p_t + y_t + \epsilon_t \quad (6)$$

$$m_t^s = m(I_t) = m_t^{13}) \quad (7)$$

여기서 ϵ_t 는 화폐수요에 발생하는 충격으로 수요충격을 의미하며 안정계열(stationary series)이다.

6. 소비자물가와 생산자물가 간의 장기관계식 도출

위와 같이 설정된 경제의 일반균형을 도출한 후에 최종적으로 상품가격 또는 생산자물가(g_t)와 소비자물가(p_t)의 장기관계식을 유도할 수 있다. 구체적인 해의 도출과정은 <부록 1>을 참고하길 바란다. p_t 와 g_t 의 장기관계식에 앞서 소비자물가 결정식에 대해 살펴보면 아래와 같다.

$$p_t = m_t - \epsilon_t - \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - K_{1,t-1} \mu_t) - (\eta_t - K_{2,t-1} \eta_t) - K_0 \\ - \frac{\alpha(1+\beta)}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - m_{t-1}) - (\epsilon_t - \epsilon_{t-1}) - (\eta_t - \eta_{t-1}) + \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - \mu_{t-1}) \}$$

위의 해에서 경제주체들은 합리적기대(rational expectation)를 하므로 $(x_{t-1} - x_t)$ 항은 모두 평균적으로 0이 되어 개별변수의 적분차수(the order of integration)에 상관없이 안정계열, 즉 $I(0)$ 이다. 따라서 CPI의 적분차수는 통화공급(m_t), 수요충격(ϵ_t), 기술수준(μ_t) 및 생산재 공급충격(η_t)에 의해 결정된다. μ_t 는 기술수준을 의미하므로 $I(1)$ 과정을 따른다.¹⁴⁾ 따라서, 만약 통화공급이 $I(1)$ 과정을 따르고 통화공급과 기술수준이 공적분되어 있다면 CPI는 안정계열이다. 그러나 둘 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다면 CPI는 불안정계열이며 $I(1)$ 과정을 따르게 된다. 또한, 통화공급이 $I(2)$ 과정을 따르는 경우 소비자물가 역시 $I(2)$ 과정을 따르게 된다. 다시 말해, CPI가 안정 또는 불안정계열인지의 여부는 불안정계열인 경우 $I(1)$ 또는 $I(2)$ 인지의 여부는 궁극적으로 통화공급과정(m_t : money supply process)에 의해 결정된다고 할 수 있다. 그러나, 우리나라의 경

13) I_t 는 t 기 초까지 이용 가능한 모든 정보를 의미

14) Nelson and Plosser(1982)

우 원재료의 대부분을 수입에 의존하고 있으며 소규모 개방경제로서 생산재 공급 충격(η_t)의 영향이 상대적으로 큰 편이므로 이 또한 소비자물가지수가 어떤 과정을 따르는지에 대한 정보를 제공해줄 수 있을 것이다.

이제 우리가 궁극적으로 알고자 하는 생산자물가와 소비자물가의 관계식을 유도하면 아래와 같다.

$$p_t = g_t - K_3 - \frac{1}{1-\alpha} (\mu_t - K_{4\ t-1} \mu_t) + K_{5\ t-1} \eta_t - \frac{\alpha}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - m_{t-1}) - (\epsilon_t - \epsilon_{t-1}) - (\eta_t - \eta_{t-1}) - \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - \mu_{t-1}) \} \quad (8)$$

앞에서 언급한 바와 같이, 경제주체들은 합리적 기대를 하므로 $(x_t - x_{t-1})$ 항은 모두 평균적으로 0이 되어 안정계열이다. 따라서 상품가격 또는 PPI와 CPI 간의 장기적인 안정관계 존재여부는 기술수준(μ_t) 및 생산재 공급충격(η_t)의 안정성(stationarity) 여부에 달려 있다.¹⁵⁾ 특히 기술발전과 같은 기술충격의 효과는 장기적으로도 사라지지 않으므로 기술수준은 임의보행(random walk process)을 따르게 되므로 기술충격이 빈번할 경우 PPI와 CPI간에 안정적인 장기관계가 존재하지 않을 수 있다. 예를 들어, 부정적인(negative) 생산재 공급충격에 따른 생산재 공급감소로 PPI가 상승하더라도 기술발전과 같은 기술충격이 발생한다면 생산성향상에 따른 원가절감이 발생하여 최종재의 가격상승압력은 상당부분 상쇄될 것이다. 또한 공급차질에 따른 원유가격 상승과 같은 생산재 공급충격은 PPI를 상승시키는 반면 음(-)의 수요충격을 발생시켜 CPI의 상승압력을 어느 정도 상쇄하게 된다.¹⁶⁾

우리나라의 경우, 항구적인 효과를 갖는 기술충격이 빈번한데다 국제유가 변동과 같은 생산재 공급충격의 영향을 크게 받는 소규모 개방경제로서 PPI와 CPI간에 안정적인 장기관계가 존재하지 않을 가능성이 상대적으로 높다고 하겠다.¹⁷⁾

15) 생산재 공급에 발생하는 대표적인 충격으로 전쟁으로 인한 원유생산시설 파괴와 같은 석유생산과 관련된 충격을 들 수 있다.

16) 국제유가 상승과 같은 생산재 공급충격은 공급충격뿐만 아니라 구매력 감소를 통해 수요를 감소시키는 음의 수요충격으로도 작용한다.

그러면 Pecchenino가 제시한 모형의 결과와 어떠한 차이가 있을까? 아래의 (8)은 Pecchenino가 도출한 생산자물가와 소비자물가의 장기관계식이다.

$$\begin{aligned}
 p_t = & g_t - K - \frac{\alpha}{1 + \theta(1 - \alpha) + \alpha\beta} {}^{t-1} \eta_t \\
 & - \frac{\alpha}{(1 + \alpha\beta)} [(m_t - {}^{t-1} m_t) - (\mu_t - {}^{t-1} \mu_t) - (\eta_t - {}^{t-1} \eta_t) - (\epsilon_t - {}^{t-1} \epsilon_t)] \quad (8) \\
 , K = & \frac{[1 + \theta(1 - \alpha)]l(1 - \alpha) - \beta\alpha^2\theta l\alpha}{1 + \theta(1 - \alpha) + \alpha\beta l(1 - \alpha)}
 \end{aligned}$$

위 식에서 보는 바와 같이 p_t 와 g_t 사이의 장기관계 존재유무는 ${}^{t-1} \eta_t$ 의 값에만 의존하게 된다. 따라서 생산함수에 기술요인을 고려하지 않을 경우에는 생산재 공급충격이 단위근(unit root)을 가질 경우에 한해서만 장기관계가 성립하지 않게 된다. 그러나 일반적인 이론분석모형에서 생산함수를 설정함에 있어 기술수준을 무시할 수 없으며, 현실적으로도 기술충격은 생산자물가와 소비자물가의 장기관계의 괴리를 발생시키는 주요한 요인으로 작용할 수 있다는 점에서 본 연구의 결과가 보다 합리적이라고 여겨진다.

III. PPI와 CPI의 장기관계에 대한 경험적 분석

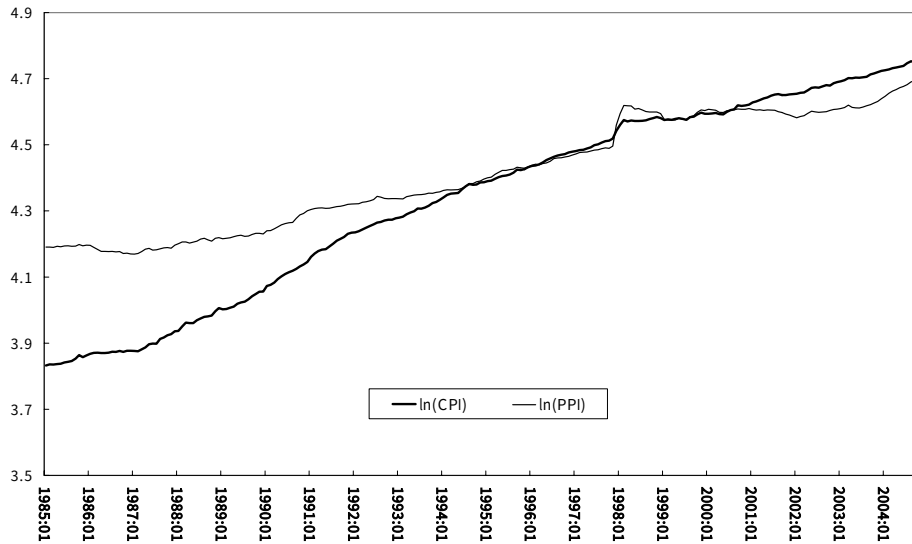
이번 장에서는 85년 1월부터 2004년 12월까지의 계절조정된(seasonally adjusted) 월별 자료(그림 1)를 이용하여 실제로 우리나라의 PPI와 CPI 사이에 장기적인 관계가 존재하는지에 대한 실증검증을 하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 Engle-Granger의 잔차항 검정(Residual Based Test, RBT), Johansen 검정 그리고 공통확률 추세모형(Common Stochastic Trend Model)의 추정을 통해 분석한다.

한편 두 변수 간에 공적분관계가 존재하기 위해서는 우선 두 변수 모두 동일한 개수의 단위근을 가져야 한다. LPPI(= $\ln(ppi)$)와 LCPI(= $\ln(cpi)$)에 대한 단

17) 「소규모 개방경제하의 거시경제충격과 경기변동」, (김민수·강규호(2004)).

위근 검정(Unit Root Test) 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 그러나 1차 차분한 값에 대하여 단위근 검정을 실시한 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 있었다. 따라서 LPPI와 LCPI 모두 1차 차분 안정계열 즉, $I(1)$ 으로 밝혀졌다.¹⁸⁾

<그림 1> 생산자물가지수와 소비자물가지수 추이



자료 : 한국은행

<표 1> 단위근검정 결과

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t, \quad H_0 : \rho = 0$$

	ADF 검정		Phillips-Perron 검정	
	ρ	ADF	ρ	PP
$LCPI_t$	-0.005	-0.705	-0.002	-0.339
$\Delta LCPI_t$	-0.472	-3.415*	-0.740	-12.664**
$LPPI_t$	-0.026	-2.376	-0.025	-2.583
$\Delta LPPI_t$	-0.689	-4.893**	-0.523	-9.018**

18) $LCPI_t, LPPI_t$ 의 단위근 검정시 상수항과 시간추세를 포함하였으며 $\Delta LCPI_t, \Delta LPPI_t$ 에 대한 단위근 검정시는 상수항만을 포함하였다.

주 : 1) *, **는 각각 유의수준 5%, 1% 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각
 2) ADF, PP는 각각 Augmented Dickey-Fuller 검정량과 Phillips-Perron 검정량

1. Engle&Granger 검정 (Residual Based Test)

두 변수 모두 한 개의 단위근을 갖고 있는 것으로 밝혀졌으므로 이제 두 변수의 관계식을 이용하여 식(9)를 추정하게 된다. 이 식은 PPI와 CPI간의 장기관계를 나타내는 식이며, 잔차항 $\hat{\epsilon}_t$ 는 두 변수간의 장기관계로부터의 이탈을 의미하게 된다.

$$LCPI_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 LPPI_t + \hat{\epsilon}_t$$

$$\hat{\epsilon}_t = LCPI_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 LPPI_t \quad (9)$$

두 변수 간에 안정적인 장기관계가 존재한다면 장기관계로부터의 이탈은 일시적(temporary)일 것이다. 따라서 두 변수 간에 공적분관계 존재여부를 추론하는 방법은 $\hat{\epsilon}_t$ 의 단위근 존재여부를 검정하는 것이다. 한편 $\hat{\epsilon}_t$ 의 단위근 검정시에는 통상적인 ADF검정 통계량을 사용할 수 없다. 왜냐하면 $\hat{\epsilon}_t$ 는 일반적인 최소자승추정법(Ordinary Least Squares)에 의해 추정된 잔차항으로 $\hat{\epsilon}_t$ 의 분산을 최소화하는 추정량이기 때문이다. 따라서 본고에서는 Engle & Yoo(1987)의 임계치(critical value)를 이용하게 되는데, 유의수준 5%, 1%에서의 임계치는 각각 3.25, 3.78이다. 검정결과는 <표 2>에서 보는 바와 같이 종속변수로 어떤 변수를 사용하는가에 상관없이 $\hat{\epsilon}_t$ 에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉, 생산자물가와 소비자물가간의 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 2 > Engle & Granger 검정 결과

$$Y_t = \alpha + \beta t + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{tk} + u \quad , \quad \Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta u_{t-i} + v_t$$

종속변수	설명변수	$\alpha \neq 0, \beta = 0$		$\alpha \neq 0, \beta \neq 0$	
		ρ	검정통계량	ρ	검정통계량
$LCPI_t$	$LPPI_t$	-0.020	-2.311	-0.001	-0.285
$LPPI_t$	$LCPI_t$	-0.018	-2.051	-0.028	-2.693

주 : *, **는 각각 유의수준 5%, 1% 수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 기각

2. 요한센 검정(Johansen Test)

위와 같은 Engle & Granger 검정의 경우 직관적으로 이해하기 쉽다는 장점이 있는 반면, 어느 변수를 종속변수로 사용할 것인가의 문제, 최소자승법을 이용하여 우선 오차항을 추정한 다음 오차항에 대한 단위근 존재여부를 검정하는 2단계(two-step) 추정법으로 추정의 효율성이 떨어진다는 문제가 존재한다. 따라서, 본고에서는 이러한 단점을 보완할 수 있는 Johansen 검정 또한 실시하였다. Johansen 검정결과 역시 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. Johansen 검정을 통해 공적분 관계의 존재여부를 판명하는 통계량은 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량이 있다. 두 통계량은 항상 일관된 결과를 보여주는 것은 아니며, 그럴 경우 λ_{max} 통계량이 좀더 우월한 것으로 평가된다. 앞 절에서 LPPI와 LCPI 모두 $I(1)$ 계열로 밝혀졌으므로 Johansen 검정에서의 두 번째 과정은 차분된 변수들을 이용하여 VAR 모델을 추정하고 최적 차수를 구하는 것이다. AIC 통계량 및 검정결과를 종합적으로 고려하여 시차를 8까지 설정하였다. 모형설정이 적절했는지의

<표 3>

잔차항 검정 (Diagnostic Test)

	시 차				
	1	2	3	5	10
$Q(\widehat{e_{1t}})$	0.0263 (0.8710)	0.0268 (0.9870)	0.0533 (0.9970)	0.2371 (0.9990)	5.9507 (0.8190)
$Q(\widehat{e_{1t}^2})$	0.5920 (0.4420)	0.8665 (0.6480)	1.1898 (0.7550)	2.6793 (0.7490)	5.2676 (0.8730)
$Q(\widehat{e_{2t}})$	0.0001 (0.9930)	0.0002 (1.0000)	0.0030 (1.0000)	0.0564 (1.0000)	0.6447 (1.0000)
$Q(\widehat{e_{2t}^2})$	0.0066 (0.9350)	0.0118 (0.9940)	0.0335 (0.9980)	0.0900 (1.0000)	0.1815 (1.0000)

주 : 1) $\widehat{e_{1t}}$ 와 $\widehat{e_{2t}}$ 는 각각 회귀방정식 $LCPI_t$, $LPPI_t$ 의 오차항

2) () 안의 숫자는 Q 통계량의 p 값으로 0.05보다 작은 경우, 5% 유의수준에서 자기상관 또는 이분산이 존재하지 않는다는 귀무가설 기각 여부를 판단하기 위하여 VAR 추정모형의 오차항에 대한 잔차항 검정(diagnostic test) 결과, 오차항들에 자기상관 및 이분산이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 추정모형이 적합한 것으로 나타났다.

LPPI와 LCPI의 경우 추세를 갖는다는 특성을 고려하여 VAR 모형 추정시 상수항을 포함시켰으며 공적분벡터(cointegration vector)에 상수항을 포함하였다. 검정결과, <표 4>에서 보는 바와 같이 두 검정통계량 모두 공적분 관계가 통계적으로 유의하지 않다는 일관된 결과를 보여주었다. 특히, 1990년대 들어 생산자물가와 소비자물가의 관계가 더욱 약해졌다는 점을 고려하기 위하여 추정기간을 1990. 1/4 ~ 2004. 4/4까지의 분기별 자료를 이용하는 경우, 「공적분 관계가 없다($r = 0$)」는 귀무가설에 대한 p 값이 λ_{trace} 통계량의 경우 $0.1423 \rightarrow 0.4864$, λ_{max} 통계량에 대해서는 $0.1824 \rightarrow 0.7700$ 으로 높아져 생산자물가와 소비자물가 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 가설검정의 통계적 유의성은 더욱 높아졌다.

<표 4> λ_{max} , λ_{trace} 통계량을 이용한 공적분 검정

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \pi_p X_{t-1} + \epsilon_t$$

귀무가설	Eigenvalue	$\lambda_{\max}$ 통계량	5% 임계치	P value
r=0	0.0432	10.5102	14.2646	0.180
r=1	0.0240	5.787	3.841	0.016

귀무가설	Eigenvalue	λ_{trace} 통계량	5% 임계치	P value
r=0	0.036	14.473	15.495	0.071
r=1	0.024	5.787	3.841	0.016

주 : 1) 추정된 π_1 의 eigenvalue중 통계적으로 0이 아닌 eigenvalue의 수와 공적분관계의 수가 일치

2) r은 공적분벡터의 개수를 의미하므로 귀무가설(r=0)은 공적분관계가 없다.

3. 공통확률추세 모형(Common Stochastic Trend Model)

지금까지 우리는 Engle-Granger의 RBT(Residual Based Test) 검정과 Johansen 검정을 통해 CPI와 PPI사이에 장기관계가 존재하지 않음을 보였다. 그러나 기존의 공적분 추정 방법의 경우, 시간추세가 일정하다는 가정 하에서 이루어지며 또한 추정치의 특이점이 빈번히 발생한다는 한계를 내포하고 있다. 이러한 의미에서 공적분 관계 존재여부에 대한 추론의 접근방법을 달리하여 구조모형(structural model)을 설정하고 추정결과를 분석한다. 구조모형의 설정에 있어 가장 중요한 직관은 다음과 같다. 만약 두 변수 사이에 장기관계가 존재한다면 두 변수 모두에 공통의 확률적 추세(common stochastic trend, X_t)가 존재할 것이며, 이러한 공통적인 확률추세 이외의 I(1)과정, D_t 는 존재하지 않을 것이다. 만약 반대로 공적분 관계가 존재하지 않는다면 그러한 I(1)과정, D_t 가 존재할 것이라는 것이다. 그리고 이러한 의미를 반영한 구조모형은 아래와 같다.¹⁹⁾

$$p_t = X_t + Z_{1t} \quad (10)$$

$$g_t = c + (1 - \gamma) X_t + \gamma D_t + Z_{2t}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (11)$$

19) Kim and Piger(2002)는 이러한 공통확률추세모형을 이용하여 경기변동의 비대칭성 하에서 산출량과 투자 그리고 소비간의 공통확률추세를 추정하였다.

$$X_t = \mu_{t-1}^X + X_{t-1} + v_t^X \quad (12)$$

$$D_t = \mu_{t-1}^D + D_{t-1} + v_t^D \quad (13)$$

$$Z_{1t} = \alpha_1 Z_{1t-1} + w_{1t} \quad (14)$$

$$Z_{2t} = \alpha_2 Z_{2t-1} + w_{2t} \quad (15)$$

$$, \text{ where } |\alpha_1| < 1 \text{ and } |\alpha_2| < 1$$

$$\mu_t^X = \mu_{t-1}^X + u_t^X \quad (16)$$

$$\mu_t^D = \mu_{t-1}^D + u_t^D \quad (17)$$

$$, \begin{bmatrix} v_t^X \\ v_t^D \\ w_{1t} \\ w_{2t} \\ u_t^X \\ u_t^D \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d. } N(0, Q) \text{ and } Q = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_D^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{uX}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{uD}^2 \end{bmatrix}$$

먼저 식(10)에서 p_t 는 확률적 추세 X_t 와 안정적인 부분 Z_{1t} 로 나뉜다. 여기서 주목할 점은 X_t 의 증가속도인 μ_t^X 가 시변(time varying)한다는 것이다. 이를 고려하는 가장 큰 이유는 CPI의 평균증가율이 일정하기보다는 시간에 따라서 변화했을 가능성이 높기 때문이다. 그리고 X_t 는 p_t 뿐만 아니라 g_t 에도 포함되어 있어 공통의 확률추세(common stochastic trend)에 해당한다. 한편 g_t 는 공통의 확률추세와 g_t 만의 확률적 추세인 D_t 의 가중평균 그리고 안정적인 부분 Z_{2t} 에 구성된다. 만약 p_t 와 g_t 사이에 장기적인 관계가 존재한다면 이는 곧 공통적인 확률적 추세만이 존재함을 의미하며 D_t 의 존재는 g_t 의 구성에 있어 통계적으로 유의하지 않는 결과, 즉 D_t 의 분산(σ_D^2)은 통계적으로 0이 된다.²⁰⁾ 반대로 두 변수 사이에 장기적인 관계가 존재하지 않는다면 σ_D^2 는 통계적으로 0이 아닌 양수의 값을 가

20) 여기서 γ 값이 0과 1사이의 값을 가지면서 두 변수 p_t 와 g_t 의 공적분 벡터를 $((1-\gamma), 1)'$ 로 가정한 이유는 p_t 의 추이가 g_t 보다 가파르기 때문이며 동시에 Engle-Granger의 추정결과에도 이러한 결과가 도출되었기 때문이다.

질 것이다. 따라서 두 변수사이에 공적분관계가 존재하는지의 여부는 σ_D^2 의 통계적 유의성에 의존하게 된다.²¹⁾

추정을 위한 자료로는 월별 데이터의 경우, 1985년 1월부터 2004년 12월까지의 계절조정된 자료를 사용하였으며, 분기별 데이터는 1985년 1/4분기부터 2004년도 4/4분기까지의 계절조정된 자료를 사용하였다. 먼저 모형의 적합성 여부를 판단하기 위하여 <표 5>에서는 월별 자료 및 분기별 자료를 사용했을 경우, 잔차항에 자기상관 및 이분산이 존재하는지를 테스트하는 Q 검정결과를 보여주고 있다. 검정결과 자기상관이나 이분산이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 모형설정이 적절했음을 확인할 수 있었다.

21) 모든 충격끼리는 서로 독립이라고 가정하였으며 이는 추정할 모수가 증가함에 따라 발생하는 자유도(degree of freedom) 문제를 해결하기 위함이다.

<표 5> 잔차항의 Ljung-Box Q 통계량

	시 차(월별 자료)				
	1	2	3	5	10
$Q(\widehat{e_{1t}})^{1)}$	0.6783 (0.4101)	0.8816 (0.6435)	0.9236 (0.8197)	0.9377 (0.9674)	0.9390 (0.9998)
$Q(\widehat{e_{1t}})^{2)}$	0.0023 (0.9614)	0.0025 (0.9987)	0.0025 (0.9999)	0.0025 (0.9999)	0.0025 (1.0000)
$Q(\widehat{e_{2t}})$	0.5201 (0.4707)	0.5692 (0.7522)	0.5737 (0.9024)	0.7654 (0.9791)	1.5136 (0.9988)
$Q(\widehat{e_{2t}})^{2)}$	0.0005 (0.9811)	0.0005 (0.9997)	0.0005 (0.9999)	0.0007 (1.0000)	0.0013 (1.0000)

	시 차(분기별 자료)				
	1	2	3	5	10
$Q(\widehat{e_{1t}})^{1)}$	0.5643 (0.4199)	0.7634 (0.6826)	4.3244 (0.2285)	10.578 (0.0604)	12.051 (0.1484)
$Q(\widehat{e_{1t}})^{2)}$	0.6505 (0.4525)	0.6979 (0.7053)	1.5075 (0.6805)	1.9785 (0.8521)	3.2965 (0.9735)
$Q(\widehat{e_{2t}})$	2.3606 (0.1244)	5.7717 (0.0558)	5.787 (0.1224)	5.7878 (0.3274)	5.7887 (0.8326)
$Q(\widehat{e_{2t}})^{2)}$	0.3611 (0.5478)	0.5925 (0.7435)	0.5925 (0.8981)	0.5925 (0.9883)	0.5925 (0.9999)

주 : 1) $\widehat{e_{1t}}$ 와 $\widehat{e_{2t}}$ 는 각각 p_t 와 g_t 에 대한 잔차항

2) () 안의 숫자는 Q통계량의 p값

궁극적으로 우리가 관심을 갖는 구조모형에 대한 추정결과는 <표 6>과 같다. 그리고 앞에서 설명한 바와 같이 $\hat{\gamma}$ 이 통계적으로 유의할 경우, 생산자물가지수와 소비자물가지수 사이의 공적분관계의 존재여부는 결국 D_t 의 조건부분산의 통계적 유의성 여부에 달려있다. 따라서 우리가 검증할 귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

$$H_0 : \sigma_D^2 = 0, H_1 : \sigma_D^2 > 0$$

이에 대한 가설검정 결과, <표 6>의 가장 아래 줄에서 보는 바와 같이 월별 자료와 분기별 자료 중 어떤 자료를 사용하여 분석하든 간에 5%의 유의수준에서 귀무가설을 기각함으로써 PPI와 CPI간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 앞의 두 가지 검정결과와 여전히 일관된 추정결과를 보여주고 있다. 특히 이미 잘 알려

<표 6> 구조모형 추정결과

모 수	추 정 치	
	월별 자료	분기별 자료
γ	0.5832** (0.0280)	0.663** (0.121)
c	0.2699 (0.9596)	1.095 (2.976)
α_1	0.0598 (0.3208)	-3.0e-5 (0.059)
α_2	0.5328** (0.2057)	-0.236 (0.152)
σ_X^2	25.549** (6.9453)	1.134** (0.405)
σ_D^2	16.314** (7.3488)	0.677** (0.265)
σ_1^2	4.3e-7 (1.8e-5)	4.3e-8 (2.1e-6)
σ_2^2	4.1675* (2.0240)	0.103** (0.044)
σ_{uX}^2	15.9513* (7.1352)	0.727* (0.432)
σ_{uD}^2	0.4682** (0.1284)	3.386* (1.668)
Log likelihood value	-1079.101	-217.474
$H_0 : \sigma_D^2 = 0, H_1 : \sigma_D^2 > 0$		
LR 검정통계량	7.3846**	7.6822**
P 값	0.0065	0.0055

주 : 1) () 안의 숫자는 표준오차

2) **와 *는 각각 모수가 0 이라는 귀무가설을 1%와 5%의 유의수준에서 기각

진 바와 같이 조건부 분산이 0(zero)이라는 귀무가설을 검정하기 위한 LR 검정통계량은 하방편의가 존재한다. 그럼에도 불구하고 귀무가설을 기각하였다는 것은 σ_D^2 이 아래 표에서처럼 통계적으로 아주 유의하게 영(zero)의 값을 가지지 않음을 시사한다.

IV. 장기관계 분석결과에 대한 실무적 분석

지금까지 제Ⅱ장과 제Ⅲ장에 걸쳐서 PPI와 CPI 간의 장기적인 안정관계가 이론적으로 존재하지 않을 수 있으며, 실제자료를 이용한 통계분석을 통해서도 이를 확인하였다. 또한 두 지수 간에 괴리가 발생하는 원인으로 PPI와 CPI의 작성방법의 차이 및 기업 가격결정체계의 복잡성 등 실무적 차원에서도 설명이 가능한데 이에 대해 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, PPI와 CPI의 상품 및 서비스 구성비중의 차이에서 이유를 찾을 수 있다. PPI는 대부분 상품(71%)으로 구성되어 있는 반면, CPI는 상품(45%)에 비해 서비스(55%)가 더 큰 비중을 차지한다. 서비스 부문의 생산성향상 정도는 상품 부문에 비해 현저히 낮다. 상품 부문의 경우 지속적인 임금상승에도 불구하고 생산성향상이 지속적으로 발생하고 있어 가격상승압력이 그다지 높지 않은 편이나 서비스 부문은 생산성향상 속도가 현저히 낮아 임금상승의 대부분이 물가상승으로 이어진다. 앞의 <그림 1>에서 CPI는 PPI에 비해 상대적으로 가파른 기울기를 보이고 있는데 이는 CPI의 절반 이상을 차지하는 서비스 부문이 지속적인 임금상승으로 인해 꾸준히 상승하고 있기 때문이다.

<표 7> 상품 및 서비스 비중

(단위 : 비율(%))

	상 품	서비스
PPI	70.6	29.4
CPI	45.0	55.0

자료 : 한국은행

둘째, PPI와 CPI는 상품의 구성내역에서도 차이를 보이는데 CPI는 소비재만으로 구성되어 있는 반면, PPI는 원재료, 중간재 및 자본재가 약 70%를 차지하고 나머지 30%만이 소비재이다. 이와 같이 PPI는 CPI에 비해 상품 부문의 비중이 더 크고 주로 원재료, 중간재 및 자본재로 구성되어 있어 국제원자재 가격 및 환율 등의 영향을 크게 받는 반면, CPI는 주로 소비재 및 서비스로 구성되어 있어 총수요 및 임금상승률의 영향을 크게 받는다고 할 수 있다. 따라서, 국제원자재 가격 또는 환율이 급등하는 시기에는 CPI에 비해 PPI의 상승률이 높게 나타나며 실제로 '04년 PPI 및 CPI 상승에 대한 국제원자재 가격 상승효과를 계산해 보면, 국제원자재 가격 상승의 PPI에 대한 기여도(기여율)는 4.579(75.1%)으로 CPI에 대한 기여도(기여율) 0.803(22.3%)보다 5배 이상 높았다.

< 표 8 >

PPI내 가공단계별 상품구성

(단위 : 비율 (%))

	상품	원재료	중간재	최종재		
				최종재	자본재	소비재
가 중 치*	722.6	16.17	384.83	321.6	85.09	236.51
구 성 비	100	2.2	53.3	44.5	11.8	32.7

주 : 가중치의 총합은 1,000

자료 : 한국은행

셋째, PPI와 CPI에 해당하는 품목 및 가중치에 있어서의 차이가 존재한다. PPI는 국내시장의 제 1차 거래단계에서 기업 상호간에 거래되는 재화 및 서비스의 가격수준을 측정하는 통계이다. 반면, CPI는 도시가계가 소비생활을 영위하기 위하여 구입하는 재화와 서비스의 가격변동을 측정한다. 예를 들어, 농축수산물의 경우에는 가공식품의 원료보다는 가계의 직접소비가 더 많기 때문에 CPI의 농축수산물 가중치(107.4)는 PPI의 농림수산품의 가중치(49.0)의 두 배에 달한다. 그리고 D램 및 S램의 경우에는 소비자가 직접 구매하는 비중이 미미하므로 소비자물가 품목에 포함되지 않으나 D램 및 S램의 국내출하액이 상당히 크므로 PPI의 경우 비교적 큰 가중치를 갖는다. 따라서, 이와 같이 PPI와 CPI는 각각 다른 품목과

가중치를 이용하여 구해지므로 두 물가지수 간에는 괴리가 발생한다.

넷째, 생산비용은 원재료가격 뿐만 아니라 노동, 자본, 그리고 생산성 등에 의존하므로 원재료 비용의 상승 즉, PPI 상승이 반드시 소비자가격의 상승으로 이어지지 않는다. 특히, 매출대비 원재료비 투입비중은 최종재로 갈수록 낮아지는데, 예를 들어 1차적인 철강제품을 생산하는 철강업체²²⁾의 경우 철강관련 원재료비 비중이 50~70%에 달하나 최종소비재를 만드는 업체들의 경우 매출액대비 철강관련 원재료 투입비중이 10~20%정도 밖에 되지 않는다. 따라서, 국제원자재 가격 상승으로 원재료 가격 상승이 발생하는 경우 원재료 및 중간재를 생산하는 업체들의 경우 상당한 원가부담이 발생하지만 최종재를 생산하는 업체의 경우 원가 부담은 상대적으로 낮은 편이다. 또한, 원재료가격 급등기에는 원가절감 및 임금 인상 억제 등의 노력을 통해 비용상승 압력을 일부 흡수하고자 하므로 원재료 가격상승이 반드시 소비자가격 상승으로 전가된다고 볼 수는 없다.²³⁾ 또한 '90년대 후반 컴퓨터 및 통신기술과 같은 IT 기술의 급속한 발전으로 생산과정에서 지속적인 생산성 향상이 이뤄지고 있어 상품 및 서비스의 생산원가가 지속적으로 절감되고 있다. 특히, 대량생산이 이뤄지는 냉장고, 에어컨, 세탁기 등의 제품들은 철강제품 가격상승(PPI상승)에 따른 원재료비 상승에도 불구하고 '04년도 소비자가격이 하락하였다.

다섯째, 제품에 대한 수요가 둔화되는 상황에서 원재료가격이 상승(PPI 상승)하는 경우, 기업은 제품가격을 올리기보다는 시장점유율을 유지하기 위하여 마진율을 변경시킬 가능성이 높다. 왜냐하면 단기적인 입장에서 기업은 원재료가격의 상승을 제품 판매가격에 전가하는 것이 이익일 수 있으나, 가격을 올릴 경우 시장점유율이 하락할 가능성이 존재하기 때문이다. 따라서, 판매가격 상승보다는 마진율의 변경을 통한 전략적인 대응을 할 가능성이 높다. 이와 같이 원재료 가격의 상승에 소비자가격 상승으로 대응하기보다는 마진율을 낮춘다거나 제품가격으로의 전가를 여러 기간에 걸쳐 나누어 실시할 수 있으므로 PPI와 CPI의 장기관계가

22) POSCO, 동국제강, IN스틸 등 철강관련 기초제품을 제조하는 업체들

23) '04년의 경우 내수부진에도 불구하고 수출이 큰 폭으로 증가해 노동시간대비 생산량으로 측정되는 생산성이 큰 폭으로 증가하여 기업의 실질적인 노무비용인 단위노동비용이 음(-)의 값을 보였다.

통계적으로 유의하지 않을 수 있는 것이다.

여섯째, PPI는 국내생산업체가 국내시장에 출하하는 국산품만을 조사대상으로 하는 반면, CPI는 국산품뿐만 아니라 수입품도 포함하고 있다. 아래 표에서 보는 바와 같이 중국 및 인도 등 저개발국가로부터의 소비재 수입(특히, 단순가공 저가 제품)이 급속히 증가하고 있다. '04년 국제원자재 가격급등으로 주로 원재료 및 중간재로 구성되어 있는 PPI가 큰 폭 상승하였지만 이들 국가들로부터의 싼 소비재 수입은 CPI가 상대적으로 안정된 수준을 유지하는 데 일부 기여했다고 할 수 있다.²⁴⁾

<표 9> 대중국 수입 추이

(단위 : 천달러, %)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
수 입 금 액	8,866,667	12,798,725	13,302,675	17,399,779	21,909,127	29,584,874
전년대비증감률	36.7	44.3	3.9	30.8	25.9	35.0

자료 : 한국은행

V. 결 론

본 연구는 마켓이론이 갖는 한계를 극복하고자 Pecchenino(1992)의 이론모형을 개선하여 일반균형하에서 PPI와 CPI의 관계식을 도출하였다. 둘 간의 관계식에 따르면 PPI와 CPI의 안정적인 장기관계 존재여부는 기술수준(μ_t)과 생산재 공급 충격(η_t)이 안정계열(stationary)인 경우에 한해 성립하는 것으로 나타났다. 실제로 85년 이후 자료를 이용한 Engle & Granger, Johansen 공적분검정 뿐만 아니라, 보다 구조적인 모형인 공통확률추세 모형을 통해 두 지수 간에 장기관계가 존

24) Koichiro and Naohisa(2002)는 비교우위 하락에 따른 해외의 저가제품 수입 증가는 직접적으로 소비자물가를 낮추는 동시에 국내시장에서 해외제품과 경쟁하고 있는 국내기업들에 대한 경쟁압력을 가중시킴으로써 유통부문의 효율성 제고와 같은 구조조정 노력 등을 통해 생산원가를 낮추는 등 간접적인 물가하락압력으로도 작용하는 것으로 나타났다.

재하지 않음을 보였다. 우리나라의 경우, 항구적인 효과를 갖는 기술충격이 빈번하고 국제유가 변동과 같은 생산재 공급충격의 영향을 크게 받는 소규모개방경제일 뿐만 아니라, PPI와 CPI의 구성 및 작성방법 등의 차이 그리고 현실에서의 기업가격결정체계의 복잡성 등으로 인해 생산과정의 연결고리를 통한 물가파급효과가 상당부분 약화되었기 때문에 PPI와 CPI 간에 통계적으로 유의한 장기관계가 나타나지 않은 것으로 판단된다.

그러나 PPI와 CPI 간에 통계적으로 유의한 장기관계가 존재하지 않는다 하더라도 선진국의 경우 상품가격의 전환점이 CPI의 전환점에 종종 선행한 것처럼 CPI의 향후 움직임을 예상하는 데 있어 상품가격 또는 PPI의 움직임은 CPI의 변동성을 줄이기 위한 하나의 중요한 정보변수(information variable)로서 여전히 활용될 수 있을 것이다. 상품가격이 인플레이션에 대한 중요한 정보를 포함하고 있음에도 불구하고 경험적 분석에서 둘 간의 장기관계가 유의하지 않게 나온 것은, 상품가격 또는 PPI가 CPI를 결정하는 중요한 요인 중 하나임에는 틀림없으나 현실경제에서는 이 이외에도 기술충격과 같은 CPI를 결정하는 다른 중요한 요인들이 존재하며, 각 충격들이 PPI와 CPI에 미치는 영향이 상이함으로써 두 지수간의 장기적 관계가 통계적으로 유의하지 않게 나왔을 가능성이 높기 때문이다. 그러나 Pecchenino (1992)가 지적한 바와 같이 상품가격의 괴리($g_t - {}_{t-1}g_t$)가 실질충격(real shocks)에 기인하는 경우, 중앙은행은 이와 같은 괴리를 제거하는 데 있어 신중을 기해야 할 것이다.²⁵⁾

마지막으로 본고에서는 PPI와 CPI의 장기관계에만 초점을 맞추고 논리를 전개한바, 향후 중앙은행의 통화정책 수행과 관련하여 상품가격 및 PPI를 정보변수로서 어떻게 사용할 것인가에 대한 엄밀한 연구가 이루어진다면 통화정책의 효율성을 높이는 데 큰 기여를 할 것으로 기대한다.

25) 예를 들어, 국제원자재가격에 대한 예측치와 실제치의 차이가 저금리에 따른 과잉유동성에 기인한다면 중앙은행은 이를 제거하기 위해 노력해야 할 것이다. 그러나 현실경제에서 이와 같은 괴리는 저금리와 같은 명목요인 이외에도 예상치 못한 국제원자재에 대한 수요 증가 등 실질충격과 혼재되어 나타난다. 이와 같은 경우, 중앙은행이 원자재가격을 안정시키기 위해서는 상당한 비용을 감수해야 하며 위와 같은 인위적인 개입은 실질요인(real factors)에 의해 결정되는 경제성장 경로에서 경제를 이탈시키는 위험 또한 존재한다. 또한 이와 같은 괴리가 명목요인과 실질요인에 의해 얼마만큼 발생하였는지 정확히 계산하는 것 역시 불가능하다.

참 고 문 헌

- 김민수·강규호, 「소규모 개방경제하의 거시경제충격과 경기변동 : 공급충격을 중심으로」, 『금융연구』 제16권 제1호, 한국금융연구원, 2004.
- 이충렬, 「소비자물가와 생산자물가의 관계 및 소비자물가 변동요인에 관한 연구」, 『KIF 금융논문집』, 한국금융연구원, 1998.
- Boughton, J. M. and W. Branson, "Commodity prices as a leading indicator of inflation," *IMF Working paper*, 1988.
- Baillie, R.T., "Commodity prices and aggregate inflation : Would a commodity price rule be worthwhile?" *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 31, 1989, pp.185~240.
- Clark, Todd E. "Do Producer Prices lead Consumer Prices?," *The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, 1995, pp.25~39.
- Engle, Robert F. and Clive W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp.251~276.
- Johansen, Soren, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551~1580.
- Fischer, S., "Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule," *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp.191~205.
- Nelson and Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 1982,
- Kim, Chang-Jin and Piger, Jeremy, "Common Stochastic Trends, Common Cycles, and Asymmetry in Economic Fluctuations," *Journal of Monetary Economics*, Volume 49, No. 6, 2002, pp.1189~1211.
- Kim C. J. and Nelson C. R., State-Space Models with Regime Switching. 1999a.
- R.A. Pecchenino, "Commodity prices and the CPI : Cointegration, information, and signal extraction," *International Journal of Forecasting* 7, 1992, pp.493~500.
- Tae-Hwy Lee, "Transmission of producer prices through stages of processing"

〈부록 1〉 PPI와 CPI의 장기관계식 유도과정

생산함수는 노동(L)과 생산재(C)를 생산요소로 하는 Cobb-Douglas함수로 설정하며, 생산기술(A)은 시간의 함수로 확률변수로 가정한다.

$$Y_t^s = A(t)(L_t^d)^\alpha (C_t^d)^{1-\alpha}$$

위 식을 로그변환하면,

$$y_t = \mu_t + \alpha l_t^d + (1 - \alpha) c_t^d$$

where $\mu_t = \ln(A(t))$, $l_t^d = \ln(L_t^d)$, $c_t^d = \ln(C_t^d)$ (A-1)

μ_t 의 경우 기술수준을 나타내는데, 기술충격의 효과는 시간이 지나더라도 사라지지 않으므로 μ_t 는 I(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t$$

노동수요는 노동의 한계생산물이며 노동공급은 실질임금의 증가함수다.

$$w_t - p_t = \ln \alpha + \mu_t + (1 - \alpha) c_t^d - (1 - \alpha) l_t^d \quad (\text{A-2})$$

$L_t^s = L(\frac{W_t}{P_t})$ 을 로그변환하면,

$$l_t^s = \theta(w_t - p_t), \theta > 0 \quad (\text{A-3})$$

노동시장의 균형은 노동공급과 노동수요가 일치하는 수준에서 결정되므로 균형노동량은 아래와 같다. (식(A-3)를 식(A-2)에 대입)

$$l_t = \frac{\theta}{1 + \theta(1 - \alpha)} \ln \alpha + \frac{\theta(1 - \alpha)}{1 + \theta(1 - \alpha)} c_t^d + \frac{\theta}{1 + \theta(1 - \alpha)} \mu_t \quad (\text{A-4})$$

식(A-4)를 식(A-3)에 대입하여 명목임금 결정식을 구하면 아래와 같다.

$$w_t = \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} \ln \alpha + \frac{1 - \alpha}{1 + \theta(1 - \alpha)} c_t^d + \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} \mu_t + p_t \quad (\text{A-5})$$

노동계약은 한 기 전에 c_t^d , p_t 에 대한 합리적 기대를 통해 체결되므로 $w_t = {}_{t-1}w_t$ 이며 아래와 같이 구할 수 있다.

$$w_t = \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} \ln \alpha + \frac{1 - \alpha}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}c_t^d + \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}\mu_t + {}_{t-1}p_t \quad (\text{A-6})$$

w_t 를 이용하여 l_t^d 를 구하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} l_t^d &= \frac{\theta}{1 + \theta(1 - \alpha)} \ln \alpha + \left\{ c_t^d - \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}c_t^d \right\} + \frac{1}{1 - \alpha} \left\{ \mu_t - \frac{1}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}\mu_t \right\} \\ &\quad + \frac{1}{1 - \alpha} \{ p_t - {}_{t-1}p_t \} \end{aligned} \quad (\text{A-7})$$

또한, l_t^d 를 이용하여 y_t 를 구하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= \frac{\alpha\theta}{1 + \theta(1 - \alpha)} \ln \alpha + \left\{ c_t^d - \frac{\alpha}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}c_t^d \right\} + \frac{1}{1 - \alpha} \left\{ \mu_t - \frac{\alpha}{1 + \theta(1 - \alpha)} {}_{t-1}\mu_t \right\} \\ &\quad + \frac{\alpha}{1 - \alpha} (p_t - {}_{t-1}p_t) \end{aligned} \quad (\text{A-8})$$

이제 $c_{t,t-1}^d$, c_t^d 에 대해 풀면 y_t 를 알 수 있게 된다. 그럼 다음으로 생산재 시장의 균형에 대해 알아보자.

생산재의 공급은 실질가격과 확률적 충격(날씨, 전쟁 등)에 의해 결정된다.

$C_t^s = C(\frac{G_t}{P_t})$ 을 로그변환하면,

$$c_t^s = \beta(g_t - p_t) + \eta_t, \beta > 0 \quad (\text{A-9})$$

또한 이윤을 극대화하는 기업의 생산재에 대한 수요는 생산재의 한계생산물과 실질가격이 일치하는 수준에서 결정된다. 따라서, $\frac{\partial Y_t}{\partial C_t} = A(t)(L_t^d)^\alpha(1-\alpha)(C_t^d)^{-\alpha}$

및 $\frac{G_t}{P_t} = A(t)(L_t^d)^\alpha(1-\alpha)(C_t^d)^{-\alpha}$ 로부터

$$g_t - p_t = \alpha l_t^d + \ln(1-\alpha) - \alpha c_t^d + \mu_t \quad (\text{A-10})$$

식(A-10)을 식(A-9)에 대입함으로써 생산재 시장의 균형은 공급과 수요가 일치하는 수준에서 이루어지므로 균형수량을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} c_t = & \beta \ln(1-\alpha) + \frac{\beta\alpha\theta}{1+\theta(1-\alpha)} \ln\alpha + \frac{\beta\alpha}{1-\alpha} (p_t - {}_{t-1}p_t) - \frac{\beta\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} {}_{t-1}c_t^d \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha} \left\{ \mu_t - \frac{\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} {}_{t-1}\mu_t \right\} + \eta_t \end{aligned} \quad (\text{A-11})$$

생산재시장은 매기마다 균형이므로 $c_t = c_t^s = c_t^d$ 이며 ${}_{t-1}c_t^d$ 를 구하기 위해 식(A-11)에 E_{t-1} 을 취하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} {}_{t-1}c_t^d = & \frac{\beta(1+\theta(1-\alpha))}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} \ln(1-\alpha) + \frac{\beta\alpha\theta}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} \ln\alpha \\ & + \frac{1+\theta(1-\alpha)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} {}_{t-1}\eta_t + \frac{\beta(1+\theta(1-\alpha)-\alpha)}{(1-\alpha)(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} {}_{t-1}\mu_t \end{aligned} \quad (\text{A-12})$$

y_t 식에 $c_t^d - \frac{\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} {}_{t-1}c_t^d$ 이 포함되어 있으므로 이를 구하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 c_t^d - \frac{\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} {}_{t-1}c_t^d &= \left\{ \beta - \frac{\beta\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} \right\} \ln(1-\alpha) \\
 &+ \left\{ \frac{\beta\alpha\theta}{1+\theta(1-\alpha)} - \frac{\alpha(1+\beta)\beta\alpha\theta}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} \right\} \ln\alpha \\
 &+ \frac{\beta}{1-\alpha} \left\{ \mu_t - \frac{\alpha(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)+\alpha(\beta+1)(1+\theta(1-\alpha)-\alpha)}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} {}_{t-1}\mu_t \right\} \\
 &+ \left\{ \eta_t - \frac{\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} {}_{t-1}\eta_t \right\} + \frac{\beta\alpha}{1-\alpha} (p_t - {}_{t-1}p_t) \tag{A-13}
 \end{aligned}$$

식(A-13)를 식(A-8)에 대입하여 최종적으로 y_t 를 구하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \left\{ \beta - \frac{\beta\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} \right\} \ln(1-\alpha) \\
 &+ \left\{ \frac{\alpha\theta(1+\beta)}{1+\theta(1-\alpha)} - \frac{\alpha(1+\beta)\beta\alpha\theta}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} \right\} \ln\alpha \\
 &+ \frac{1+\beta}{1-\alpha} \left\{ \mu_t - \frac{\alpha(1+\theta(1-\alpha)+\alpha\beta)+\alpha\beta(1+\theta(1-\alpha)-\alpha)}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} {}_{t-1}\mu_t \right\} \\
 &+ \left\{ \eta_t - \frac{\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} {}_{t-1}\eta_t \right\} + \frac{\alpha(1+\beta)}{1-\alpha} (p_t - {}_{t-1}p_t) \tag{A-14}
 \end{aligned}$$

파라미터를 간단하게 표현하면 아래와 같다.

$$y_t = K_0 + \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - K_1 {}_{t-1}\mu_t) + (\eta_t - K_2 {}_{t-1}\eta_t) + \frac{\alpha(1+\beta)}{1-\alpha} (p_t - {}_{t-1}p_t) \tag{A-15}$$

여기서,

$$\begin{aligned}
 K_0 &= \left\{ \beta - \frac{\beta\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha} \right\} \ln(1-\alpha) \\
 &+ \left\{ \frac{\alpha\theta(1+\beta)}{1+\theta(1-\alpha)} - \frac{\alpha(1+\beta)\beta\alpha\theta}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)} \right\} \ln\alpha \\
 K_1 &= \frac{\alpha(1+\theta(1-\alpha)+\alpha\beta)+\alpha\beta(1+\theta(1-\alpha)-\alpha)}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha)}, \quad K_2 = \frac{\alpha(\beta+1)}{1+\theta(1-\alpha)+\beta\alpha}
 \end{aligned}$$

화폐수요는 수량방정식(the quantity equation)을 통해 아래와 같이 결정되며 화

폐유통속도는 일정하다고 가정한다. 한편 화폐공급함수는 t 기 초까지 이용 가능한 정보에 의해 결정된다.

$$m_t^d = p_t + y_t + \epsilon_t \quad (\text{A-16})$$

$$m_t^s = m(I_t) = m_t \quad (\text{A-17})$$

여기서 ϵ_t 는 화폐수요에 오는 충격으로 수요충격을 의미하며 안정계열이다.

최종적으로 화폐시장의 균형조건을 이용하여 모델의 해(solution)을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} m_t^s &= m_t^d \\ m_t &= y_t + p_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{A-18})$$

이를 p_t 에 대해 나타내면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} p_t &= m_t - y_t - \epsilon_t \\ &= m_t - \epsilon_t - K_0 - \frac{1+\beta}{1-\alpha}(\mu_t - K_{1,t-1}\mu_t) - (\eta_t - K_{2,t-1}\eta_t) - \frac{\alpha(1+\beta)}{1-\alpha}(p_{t-t-1}p_t) \end{aligned} \quad (\text{A-19})$$

$p_{t-t-1}p_t$ 를 구하기 위해 식(A-19)의 양변에 E_{t-1} 을 취해주고 $p_{t-t-1}p_t$ 에 대해 풀면 아래와 같다.

$$p_{t-t-1}p_t = \frac{1-\alpha}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - K_0 - \epsilon_t) - (m_{t-t-1} - K_0 - \epsilon_{t-t-1}) - (\eta_t - K_{2,t-1}\eta_t) + (\eta_{t-t-1} - K_{2,t-2}\eta_{t-t-1}) \} - \frac{1+\beta}{1+\beta\alpha} (\mu_t - K_{1,t-1}\mu_t) \quad (\text{A-20})$$

식(A-20)를 식(A-19)에 대입하여 최종적으로 p_t 를 구하면 아래와 같다.

$$p_t = m_t - \epsilon_t - \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - K_{1\ t-1} \mu_t) - (\eta_t - K_{2\ t-1} \eta_t) - K_0 \\ - \frac{\alpha(1+\beta)}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - m_{t-1}) - (\epsilon_t - \epsilon_{t-1}) - (\eta_t - \eta_{t-1}) + \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - \mu_{t-1}) \} \quad (A-21)$$

또한 (A-10)으로부터,

$$g_t = p_t + \ln(1-\alpha) + \frac{\alpha\theta}{1+\theta(1-\alpha)} \ln\alpha + \frac{\alpha}{1-\alpha} (p_t - p_{t-1}) - \frac{\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} c_t^d \\ + \frac{1}{1-\alpha} \{ \mu_t - \frac{\alpha}{1+\theta(1-\alpha)} \mu_t \} \quad (A-22)$$

(A-20)을 (A-22)식에 대입하면 최종적으로 g_t 와 p_t 의 관계식을 구할 수 있다.

$$g_t = p_t + K_3 + \frac{1}{1-\alpha} (\mu_t - K_{4\ t-1} \mu_t) - K_{5\ t-1} \eta_t + \frac{\alpha}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - m_{t-1}) \\ - (\epsilon_t - \epsilon_{t-1}) - (\eta_t - \eta_{t-1}) - \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - \mu_{t-1}) \} \quad (A-23)$$

p_t 와 g_t 의 위치를 바꾸면 최종적으로 아래의 식이 구해진다.

$$p_t = g_t - K_3 - \frac{1}{1-\alpha} (\mu_t - K_{4\ t-1} \mu_t) + K_{5\ t-1} \eta_t - \frac{\alpha}{1+\beta\alpha} \{ (m_t - m_{t-1}) \\ - (\epsilon_t - \epsilon_{t-1}) - (\eta_t - \eta_{t-1}) - \frac{1+\beta}{1-\alpha} (\mu_t - \mu_{t-1}) \} \quad (A-23')$$

$$K_3 = \{ \frac{\alpha\theta}{1+\theta(1-\alpha)} - \frac{\beta\alpha^2\theta}{(1+\theta(1-\alpha))(1+\theta(1-\alpha)+\alpha\beta)} \} \ln\alpha \\ + \{ 1 - \frac{\beta\alpha}{1+\theta(1-\alpha)+\alpha\beta} \} \ln(1-\alpha)$$

$$K_4 = \frac{\alpha(1 + \theta(1 - \alpha) + \alpha\beta) + \alpha\beta(1 + \theta(1 - \alpha) - \alpha)}{(1 + \theta(1 - \alpha))(1 + \theta(1 - \alpha) + \alpha\beta)}, \quad K_5 = \frac{\alpha}{1 + \theta(1 - \alpha) + \alpha\beta}$$

〈부록 2〉 구조모형의 추정을 위한 상태공간모형(State-Space Model) 설정

구조모형의 추정을 위해 상태공간형태(state-space form)로 표현하면 다음과 같다.

전이방정식(Transition Equation)

$$\begin{bmatrix} X_t \\ D_t \\ Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ \mu_t^X \\ \mu_t^D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \alpha_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \alpha_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ D_{t-1} \\ Z_{1t-1} \\ Z_{2t-1} \\ \mu_{t-1}^X \\ \mu_{t-1}^D \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^X \\ v_t^D \\ w_{1t} \\ w_{2t} \\ u_t^X \\ u_t^D \end{bmatrix} \quad (\text{A-24})$$

$$\beta_t = F \beta_{t-1} + V_t \quad (\text{A-25})$$

$$\text{where, } V_t \sim \text{i.i.d. } N(0, Q) \quad (\text{A-26})$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_D^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{uX}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{uD}^2 \end{bmatrix} \quad (\text{A-27})$$

측정방정식(Measurement Equation)

$$\begin{bmatrix} \ln CPI_t \\ \ln PPI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ (1-\gamma) & \gamma & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ D_t \\ Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ \mu_t^X \\ \mu_t^D \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (\text{A-28})$$

$$Y_t = H \beta_t + E_t \quad (\text{A-29})$$

$$E_t \sim \text{i.i.d. } N(0, R) \text{ and } R=0 \quad (\text{A-30})$$

보다 자세한 추정방법은 Kim and Nelson(1999)를 참조하길 바란다.

The Long-term Relation Analysis between PPI and CPI in Korea

Minsoo Kim, Kyu Ho Kang

Abstract

We highlight the long-term relationship between PPI and CPI. In the first place, we show that the long-term relationship can not exist in case that technological factor or production goods' supply disturbance follows a random walk in theoretical model suggested in this paper. For empirical evidence, we employ the co-integration tests including residual based test and Johansen test. In addition, for robustness, we suggest a new econometrical approach as common stochastic trend model which reflects time-varying growth rate in common stochastic trend between the two indexes. In case of Korea economy, we find that the long-term relation is not statistically significant, which implies that the recent persistent increase in raw material price such as oil and steel is not likely to cause that in CPI in the long run. This is due to the fact that Korea is a typical small open economy that has been considerably influenced by external shocks through import, which is the most important channel by which the technological and raw material supply shocks' spillover effect is made.

Keywords : PPI, CPI, Long-term relation, Co-integration test, Common stochastic trend model

JEL Classification : E3, C5