

유가 상승에 의한 인플레이션 유발효과와 주식수익률 사이의 동태적 관계 연구

서지용*

<요 약>

본 연구는 유가가 인플레이션에 기여하는 정도를 나타내는 유가의 인플레이션 전이계수와 코스피 주가지수간의 동적관계(dynamic relationship), 그리고 해당관계에 영향을 미치는 제 요인을 유가요인이 반영된 필립스 곡선모형, 연속회귀분석모형, 2요인모형을 통해 분석했다. 다음의 3가지 분석결과가 제시되었다. 첫째, 우리나라의 경우 인플레이션에 대한 공급측면의 충격요인인 유가 영향력이 수요요인(생산량 갭)보다 큰 것으로 나타났다. 둘째, 주가와 인플레이션간의 관계를 나타내는 베타는 2000년대 이후 점차 음의 방향으로 증가하였다. 셋째, 인플레이션의 감소에 기여하는 제 요인으로 금융정책당국의 적극적인 통화정책시행 및 달러대비 원화가치상승을 들 수 있다.

결론적으로 우리나라 주식시장에 미치는 유가위험은 효과적인 통화정책 및 원화가치 상승으로 인해 감소하였으나, 이의 효과가 유가상승속도에는 미치지 못해 유가위험은 점차 증가해온 것으로 파악된다. 또한, 인플레이션에 대한 공급요인의 영향력은 정책당국의 선제적인 통화정책시행을 통해 최소화 할 수 있다는 정책적 함의도출이 가능하다.

주제어 : 유가의 인플레이션 전이계수, 필립스 곡선모형, 연속회귀모형, 2요인모형

I. 서 론

2000년대 초반까지 10~20불대 수준을 유지하던 국제유가(Dubai 기준)가 2005년 들어 50불대 이상으로 급등하면서 소위 고유가 시대가 시작되었다. 특히, 2008년에는 유가가 100불대를 상회하는 등 고공행진을 거듭하면서 글로벌 경제에 많은 영향을 주었다. 고유가는 산유국인 중동과 러시아에게는 오일달러의 급격한 증가로 인한 고속경제 성장의 원동력이 되어 준 반면에 미국, 한국 등 주요 석유소비국의 경우 원유 수입가격 상승에 따른 인플레이션 압력이라는 부정적 결과를 가져다 주었다.

비록, 2009년 초반에는 글로벌 금융위기 이후 세계 경기침체에 따른 석유수요증가세 둔화로 2008년 상반기경 150달러에 근접하던 국제유가가 오히려 2자리수로 급락하기도 하였다. 2009년 3월에는 유가가 40불대로 하락하기도 하였지만, 동절기로 진입하면서 유가가 70불대로 상승하는 등 다시 고유가 시대로 회귀하는 양상을 보여주었다. 특히, 이상 환파가 2010년 1분기동안 지속되면서 난방유 수요 증가로 인해 2010년 1분기에도 평균 70불대 후반의 유가 상승세가 나타났다. 최근 2년간 유가의 변동성은 매우 큰 편이었던 것으로 평가된다. 2010년 하반기 이후에는 경기회복에 따른 석유수요 증가, 저금리 기조로 인한 시중 유동성의 상품시장으로의 유입이 이루어질 경우 유가가 다시 100불대로 급등할 가능성도 충분하다고 전망된다.

국제유가는 수급요인외에도, 계절성, OPEC의 생산정책, 국제정세, 석유시장의 투기 자금 유출입 등 다양한 영향요인에 의해 가격변동이 이루어지기 때문에, 금리 및 환율과 같은 금융시장 변수에 비해 예측이 어렵고, 변동성도 큰 것이 사실이다. 결과적으로 유가는 소비국 실물경제측면에서 물가에 미치는 파급효과가 매우 크고, 산유국의 주요 외화공급원으로서 자리매김하고 있기 때문에 글로벌 경제에 있어 매우 중요한 대외변수로서 인식되고 있다.

더욱이 석유수입의존도가 높은 우리나라의 경우 국제유가의 가격 움직임에 따라 국내 실물경제에 미치는 파급효과는 매우 큰 편이다. 통상적으로 고유가는 기업들의 생산비용을 증가시켜 상품가격의 상승을 가져옴으로써 매출감소의 가능성을 높여준다. 그리고 제조기업의 매출감소는 곧 현금흐름의 감소로 직결된다. 또한, 생산비용 증가에 따른 상품가격 상승은 물가상승으로 이어져 정책당국의 금리인상을 초래함으로써 시중 금리상승을 가져온다. 기업입장에서 시중금리의 상승은 기업의 자금조달비용을 증가시키게 된다. 즉, 주식평가모형을 통해서 이를 설명하면, 유가상승은 결과적으로 매출감

소에 따른 기업의 현금흐름 감소, 금리상승에 따른 자본비용으로서의 할인율 증가를 초래하여 기업가치(주가)를 감소시킨다고 볼 수 있다.

이와 같이 국제유가는 실물경제뿐만 아니라, 채권 및 주식시장 등 금융시장에도 연쇄적으로 영향을 가져다준다. 이처럼 국가경제에 광범위하게 파급되는 국제유가의 영향력으로 인해 경제학 분야에서는 오래전부터 유가를 주된 연구대상으로서 고려해왔다. 아울러, 고유가를 계기로 주식 및 채권시장 등 금융시장에 미치는 파급효과가 점차 증가함에 따라 재무학(Finance) 분야에서도 유가에 대한 많은 연구가 이루어지고 있다.

특히, 재무학 분야에서는 기업경영 및 주식시장에 미치는 글로벌 위험요인으로서 유가 영향력에 관해 분석한 논문이 연구의 주류를 이루고 있다. 유가가 기업경영에 미치는 영향력을 분석한 대표적 논문으로 Kleijweg et al.(1990)을 들 수 있다. Kleijweg et al.(1990)의 연구에서는 1978년~1986년을 분석기간으로 설정하여, 해당기간동안 유가 변화가 네덜란드 제조기업의 규모별 경영행태에 미친 차별화된 영향력을 분석하였다. 동 논문은 국제유가가 자본시장이 아닌 기업경영에 미치는 영향을 분석했다는 점에서 재무학 분야의 새로운 연구주제로 평가받는다. 주식시장 또는 채권시장의 증권수익률에 미치는 영향력을 실증분석했다기 보다는 기업경영행태에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 흔치않은 논문이라는 점에서 여타연구와 차별적이기 때문이다. 해당 논문은 소규모 기업보다 대기업이 유가상승시 보다 효율적인 에너지 비용절감을 이루어냄으로써, 경영성과에 기여한다는 분석결과를 제시했다. 이러한 분석결과는 기업규모별로 유가변화라는 외부경영환경변화가 기업경영에 미치는 영향력이 동일하게 작용하지는 않는다는 시사점도 제시해주고 있다.

자본시장인 주식시장의 주식수익률에 미치는 국제유가의 영향력에 관해 분석한 논문은 상당히 많다. 발표시점을 기준으로 하여 Chen et al.(1986), Hamao et al.(1990), Ferson and Harvey(1993), Jones and Kaul(1996), Hammoudeh et al.(2005), Neil and Terrell(2008) 등이 대표적이다. 이 중에서 특히, 최근에 발표된 연구논문인 Neil and Terrell(2008)은 미국, 영국, 프랑스와 같이 산업화된 선진주식시장을 대상으로 유가수준변화가 미치는 부정적 파급효과를 분석함으로써 유가를 산업화된 주식시장에서의 리스크로 고려하였던 Chen et al.(1986)의 연구결과를 재입증한 셈이다.

이러한 재무학 분야의 연구 트렌드에 부응하여 본 논문에서는 기존의 연구접근방식과는 상이한 측면에서 유가가 주식시장에 미치는 영향력을 살펴보고자 한다. 우선, 기존의 연구방식과는 달리 시간흐름에 따라 주식시장에 대한 유가의 영향력이 상이할 것이라는 가정하에 이러한 변화흐름을 살펴보고자 한다. 즉, 이것은 기존의 유가위험을

정적인 측면에서만 고려한 것과 비교해 진일보한 연구방법이라고 볼 수 있다. 또한, 유가의 부정적 영향력을 실물경제측면에서 파악하고 이를 계량화시키고자 하였다. 다시 말해, 유가상승이 인플레이션 증가압력으로 전이되는 효과를 지칭하는 유가의 인플레이션 전이계수(coefficient of the oil price pass-through into inflation)를 추정하고, 이와 코스피 주가지수와의 동적관계(dynamic relationship)를 추정해보고자 한다. 이는 유가로 인해 파급되는 우리나라의 물가상승압력이 어느정도인가를 가늠해보고, 시기별로 이러한 물가상승압력이 주식시장에 어느정도 부정적 영향력을 미치는 가를 이해하는데 도움이 될 것으로 생각된다.

또한, 본 논문은 유가와 주가와의 동적관계에 영향을 주는 제 요인에 대한 고찰도 연구주제에 포함시켰다는 점에서 기존연구와 획기적인 차별성이 있다고 볼 수 있다.

이로써, 본 연구는 상기 언급한 기존연구와의 차별성을 근거로 다음과 같은 연구주제를 수행코자 한다. 우선, 유가가 국내 주식시장에 미치는 영향력이 어느 정도인지를 시기별로 가늠해보고, 이를 시간흐름에 따라 계량화시켜보고자 한다. 특히, 지난 8년간 국제유가수준은 크게 변화하였으며, 원유구입비용과 직결되는 달러대비 원화가치도 크게 변했기 때문에 유가의 실질영향력도 크게 변화했을 것으로 예상되기 때문이다. 더욱이, 물가통제를 위한 금융정책당국의 통화정책에도 많은 변화가 있었을 것이라고 판단된다. 한국은행은 통화량의 증감조절이라는 중간목표를 통해 최종목표(물가수준 조절)를 달성하는 소위 중간목표제를 버리고, 1998년부터 선진국의 중앙은행이 시행하는 물가안정목표제¹⁾(inflation targeting)를 도입하여 시행하고 있다. 그런데, 정책당국의 통화정책도 유가의 인플레이션 파급효과에 상당한 영향을 주었을 것으로 사료된다. 이러한 맥락에서 본 연구는 추가적으로 유가, 환율, 통화정책 변화 등 인플레이션 유발에 제 영향을 줄 수 있는 요인들을 고려하여, 국제 유가가 주식시장에 미치는 영향력이 변화하는 원인 및 요인별 기여도를 함께 고찰하고자 한다.

상기와 같은 연구주제에 근거하여 검증해야 할 본 연구의 질문은 다음과 같이 2가지로 고려해볼 수 있다.

첫째, 유가변화로 인해 유발되는 인플레이션 수준과 주가와의 관계는 어떠하며, 이러한 관계는 시간흐름에 따라 어떻게 변화하고 있는가?

둘째, 인플레이션 수준과 주가와의 관계에 영향을 주는 요인은 무엇이며, 이들은 실제로 양 변수사이의 관계에 어느 정도 영향력을 행사하고 있는가?

1) 중앙은행이 최종목표로서 물가목표(인플레이션율)를 사전에 설정하고, 운용목표 조정을 통해 이를 달성하는 통화정책방식을 지칭.

이와 같은 이슈를 검증하기 위한 본 논문의 진행순서는 다음과 같다. 우선, 제Ⅱ장에서는 본 연구에서 다루고자 하는 주제와 밀접한 관련이 있는 논문을 고찰함으로써 본 논문이 학계에 기여하는 점이 무엇인가를 찾아볼 수 있을 것이다. 다음으로 제Ⅲ장에서는 본 논문에서 사용한 데이터 및 검증모형에 대해 살펴볼 것이다. 특히, 분석에 사용된 자료의 기간 및 종류, 단계별 검증절차별로 이용된 분석모형에 대한 상세한 설명이 제시된다. 제Ⅳ장에서는 분석 결과 제시, 그리고, 제Ⅴ장에서는 연구결과에 대한 요약 및 결론이 제시된다.

Ⅱ. 기존 문헌 연구

본 연구의 주제를 중심으로 기존 연구문헌들을 살펴보자. 첫째로 국제유가로 인한 인플레이션 유발정도, 그리고 이로인해 경제에 과급되는 영향력을 분석한 논문들로는 LeBlanc and Chinn(2004), Blanchard and Gali(2007), Gregorio et al.(2007), Noord and Andre(2007) 등이 있다. LeBlanc and Chinn(2004)은 미국, 일본 등 선진 5개국을 대상으로 한 연구에서 유가의 인플레이션 과급효과로 인한 해당국 경제에 나타나는 영향력은 그리 크지 않은 편이라고 분석하였다. Blanchard and Gali(2007)도 미국, 일본, 프랑스, 영국, 독일, 이탈리아의 선진 6개국을 대상으로 인플레이션 유발정도 및 경제과급력을 분석한 결과 인플레이션의 영향력이 시간흐름에 따라 상이하며, 1983년 이전보다 1984년 이후에 점차 영향력이 줄어들고 있음을 주장하였다. Gregorio et al.(2007)도 34개의 선진국 및 신흥국가에 미치는 유가영향력을 분석한 후 대체로 유가영향력이 감소하는 양상이라는 연구결과를 보고하였다. 특히, 동 연구는 24개 선진국가의 경우 자국 통화 가치, 적극적인 정책당국의 통화정책이 유가로 인한 인플레이션 유발수준을 낮춘 것으로 평가하였다. Noord and Andre(2007)도 유가가 근원인플레이션(core inflation)에 기여하는 정도가 1970년대에 비해 작아졌다는 연구결과를 보고한 바 있다.

대체로 상기 연구문헌들을 살펴본 결과 선진국의 경우 유가로 인한 인플레이션 유발 정도는 시기에 따라 상이하였으며, 최근의 국제유가 급등에도 불구하고, 과거보다 최근에 인플레이션의 증가압력은 약해진 것을 알 수 있다. 이러한 연구결과는 자국통화가치 상승 및 적극적이고 효과적인 금융정책당국의 통화정책결과로 해석했다.

다음은 주식시장에 대한 리스크로서의 유가위험을 분석한 연구들에 대해 살펴보자. 우선, Jones and Kaul(1996)은 유가와 주가간의 관계를 분석한 대표적 선행연구이다. 해당 연구는 유가를 기업의 실질 현금흐름의 변화에 상당한 영향을 주는 리스크 요인

으로 규정했다. 또한, 비교적 최근 연구인 Neil and Terrell(2008)은 고유가는 기대인플레이션을 유발시킴으로써 금융자산에 대한 투자위축성향이 주식수익률의 하락을 초래한다는 연구결과를 보고한 바 있다. 즉, 동 논문은 물가연동채권과 일반채권사이의 수익률 차이를 분석함으로써 고유가가 기대인플레이션에 미치는 영향력을 간접적으로 측정하였으며, 이러한 기대인플레이션은 미국, 영국, 프랑스와 같이 산업화가 진전된 선진 주식시장에 부정적으로 작용한다는 결과를 제시했다.

이상의 기존 연구들의 분석결과를 종합해보면, 유가는 인플레이션을 유발하여, 결과적으로 물가상승에 따른 기업매출축소로 실질현금흐름 감소, 그리고, 정책당국의 금리인상에 따른 기업의 자본비용 상승을 초래, 결국 주가하락이 발생한다고 볼 수 있다. 최근 수년간 국제유가의 급등을 감안하면, 선진시장 및 산업화가 상당부분 진전된 신흥국 주식시장에 미치는 유가의 인플레이션 증가압력은 과거보다 상당부분 강해졌을 것으로 예상된다. 하지만, 앞선 연구결과에 따르면, 유가의 인플레이션 증가압력이 오히려 선진국 주식시장의 경우 감소하는 양상을 보이고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 최근 들어 금융정책당국의 선제적이고 적극적인 통화정책이 보편화된 선진국의 경우 오히려 유가급등에도 불구하고, 유가에 의한 인플레이션 유발정도는 낮아졌기 때문이다. 다시말해, 이는 유가급등이 거시경제 및 주식시장에 미치는 부정적 영향력이 과거에 비해 오히려 줄어들었을 가능성이 있다는 것을 시사한다.

더욱이, 소비국의 경우 해외로부터 수입하는 원유구입단가에 영향을 주는 달러대비 자국통화가치의 상승 또는 하락도 유가로 인한 자국내 인플레이션 유발정도에 상당한 영향을 줄 수 있다고 판단된다. 이로써, 유가수준의 변화, 정책당국의 통화정책, 자국통화가치 변화정도에 따라 인플레이션이 주가에 미치는 영향력도 시점별로 큰 차이를 보일 것으로 예상된다.

본 논문에서는 유가로 인한 인플레이션 유발정도 및 이로 인한 우리나라 주식시장에 미치는 영향력을 외환위기 이후인 2000년대부터 살펴보기로 한다. 또한, 인플레이션과 주가간의 관계에 영향을 줄 것으로 판단되는 금융정책당국의 통화정책 및 달러대비 원화가치변화를 고려하여 인플레이션과 주가간의 관계에 어떠한 변화가 있었는가를 살펴보고자 한다. 이를 통해 우리나라 주식시장에 미치는 유가영향력을 시간흐름에 따라 살펴보고, 정책당국의 통화정책 및 원화가치 변화가 미치는 효과도 함께 파악할 수 있을 것이다.

이상과 같이 기존 연구논문에서 파악하지 못했던 인플레이션과 주가간의 동적관계, 해당 관계에 미치는 통화정책 및 자국통화가치의 영향력을 살펴보는 것은 국제유가의

자본시장에 대한 영향력을 실물경제측면에서 파악하는 데 도움이 될 것으로 사료된다. 이러한 분석결과는 학문적으로 유가위험에 대한 수준을 계량화시킬 수 있다는 점에서 향후 유가위험 측정에 기여할 수 있으며, 나아가 투자자 및 정책당국자들에게도 투자의 지침 및 정책수립에 각각 도움이 될 수 있다는 점에서 본 연구가 기여하는 바를 찾을 수 있다.

Ⅲ. 데이터 및 검증모형

1. 데이터

본 논문에서 사용한 데이터는 다음과 같다. 우선 유가자료로서 우리나라에서 주로 수입하는 중동산 원유의 기준유종이 되는 두바이(Dubai) 유가의 시계열 자료를 사용했다. 또한, 주가자료로는 우리나라 주식시장을 대표하는 코스피(KOSPI) 주가지수를 이용했다. 경기상황을 파악하기 위한 자료로서 월별자료인 산업생산지수, 물가수준을 나타내는 소비자물가지수(CPI), 금융정책당국의 통화정책 수행을 위한 기준금리로 사용되는 콜금리, 그리고 원/달러 환율이 분석에 이용되었다.

분석기간은 2000년 1월~2007년 12월로서, 월별자료가 사용되었다. 분석기간을 2000년대 이후로 설정한 것은 다음과 같은 이유에서다. 첫째, 1990년대 시장자료를 이용할 경우 외환위기로 인한 자료의 왜곡 가능성이 존재하기 때문이다. 둘째, 1990년대는 유가수준이 10~20불대 초반수준에 머무르는 등 유가로 인한 인플레이션 파급효과에 큰 변화가 없는 시점이었다. 하지만, 1980년대 이후 유가가 처음으로 30불대에 진입하는 등 고유가의 단계로 접어드는 시점이 2000년대 이후이다. 따라서, 유가상승에 따른 인플레이션 전이효과가 강하게 나타나는 시점을 분석기간에 포함시키는 것이 본 연구의 주제와 부합할 것으로 사료된다. 셋째, 금융정책당국의 통화정책변경(중간목표제 → 물가안정목표제)이 이루어진 후 동 제도도입의 시행착오를 거쳐 정책이 안정화된 시점이 2000년 이후부터라고 판단되기 때문이다. 결과적으로 2000년대 이후가 자료의 왜곡이 없고, 유가의 상승세가 뚜렷하며, 금융당국의 새로운 통화정책이 시행되는 등 유가로 인한 인플레이션 전이효과를 제대로 측정하기에 효과적인 기간이라고 판단되었다.

다만, 2008년을 분석기간에서 배제한 것은 다음의 2가지 이유에서다. 첫 번째로는 미국의 금융위기 여파 등으로 인해 2008년 1분기 들어 급등한 원/달러 환율 및 3분기 들

어 급락한 유가자료가 글로벌 금융위기라는 특정 이벤트와 관련이 있기 때문이다. 즉, 특정 이벤트로 인한 자료의 편향(bias)에 기인한 결과왜곡을 방지하기 위함이다. 두 번째로는 한국은행이 2008년 3월부터 정책금리를 ‘콜금리’에서 ‘한은 기준금리’로서의 7일 물 환매조건부채권(RP)금리로 변경하였기 때문이다. 즉, 한국은행은 지난 10년간 시행해온 콜금리 운용목표제를 폐지하고, 2008년 3월부터 환매조건부채권금리를 기준으로 한 ‘한은 기준금리제’를 도입함으로써 결과적으로 정책금리가 콜금리에서 RP금리로 변경되었다. 결과적으로 편향 없는 자료이용 및 통화정책 시행금리변경에 따른 분석대상 자료 변경으로 2000년 1월부터 2007년 12월까지를 논문의 분석기간으로 선정하였다.

한편, 연구에 활용된 자료는 모두 월별자료가 사용되었는데, 이는 월간자료인 산업생산지수, 소비자물가지수 등 경제 시계열 자료를 감안해서다. 한편, 주가, 금리, 유가의 시장자료는 월평균 자료를 사용하였다.

2. 검증모형

본 연구의 분석절차는 크게 3가지로 구분된다. 첫째, 유가요인에 의한 인플레이션 전이계수를 구하는 단계이다. 둘째, 인플레이션 전이계수와 주가간의 관계를 파악하는 단계이다. 셋째, 인플레이션 전이계수와 주가사이의 관계에 영향을 주는 제 요인의 영향력을 파악하는 단계이다.

분석모형으로 첫 번째 단계에서는 유가·산업생산지수·소비자물가지수간의 장기균형관계를 감안한 필립스 곡선모형(Philips curve model)을 이용했다. 즉, 이전기의 소비자물가상승률 및 생산량 꺾의 인플레이션 파급계수를 추정하기 위한 필립스 곡선모형에 국제유가를 포함시켰다. 또한, 해당모형에 국제유가 시계열의 분산이 급변하는 것을 반영코자 유가의 구조변화 시점을 파악하여 이를 동 모형에 포함시키고, 유가·생산량·물가사이의 장기균형관계를 고려한 균형오차항(Error Correction Term ; ECT)도 포함시켰다. 이는 유가의 인플레이션에 대한 장단기 영향력을 함께 고려하기 위함에서다. 분석모형은 아래와 같다.

$$(1) \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^T \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}}) + \sum_{i=1}^T \delta_i oil_{t-i} + \zeta ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^T dummy_{SB_{t-i}} + \epsilon_t$$

(단, π_t 는 $\ln CPI_t - \ln CPI_{t-1}$ 로서 표현 가능하고, $(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}})$ 는 생산량 꺾이로서 $\overline{x_{t-1}}$ 는 Hodrick-Prescott 필터를 이용해 추정함. 또한, ECT_t 는 x_t, oil_t, CPI_t 사이의 장기균형관계로서, 유가의 인플레이션에 대한 장기영향력을 의미하고, $ECT_t = \ln CPI_t - \alpha_0 x_t - \alpha_1 oil_t$ 로서

표현 가능. 한편, $dummy_{SB_{t-1}}$ 는 유가의 구조변화²⁾시점을 나타내는 더미변수로서 유가시계열에 구조변화 존재시 1, 미존재시 0.)

상기 모형을 통해 유가가 인플레이션에 전이되는 정도를 계수($\delta + \zeta$)를 통해 파악할 수 있다. 즉, δ 는 유가의 단기적 인플레이션 전이효과를, 그리고, ζ 는 장기적 인플레이션 유발효과를 각각 의미한다고 볼 수 있다.

둘째, 인플레이션 전이계수($\delta + \zeta$)와 코스피 주가지수 사이의 동적관계를 파악하기 위해 연속회귀모형(rolling regression)이 사용되었다.

즉, 추정시점인 t 를 기준으로 $(t-44, t+45)$ 기간의 자료에 대해 회귀분석함으로써 베타 시계열을 얻는 90개월 연속회귀모형을 사용하였다. 분석모형은 아래 (2)식과 같다. 즉, 주가지수와 인플레이션 전이계수사이의 회귀분석을 통해 주가지수와 유가의 인플레이션간 베타 시계열의 추정이 가능하다.

$$(2) S_{Kospi,t} = X_t\beta + e_t, \quad X_t = \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ I_{t-2} \\ I_{t-3} \\ \vdots \\ I_{t-44} \end{bmatrix} \quad (\text{단, } i=1, \dots, 45, I \text{는 인플레이션 유발계수.})$$

$$\begin{aligned} \rightarrow \min_{w,r,t} \hat{\beta} \sum_{n=t+i-45}^{t+i} e_s^2 &= \sum_{n=t+i-45}^{t+i} (S_{kospi,n} - X_n\hat{\beta})^2 \\ &= \delta \sum_{n=t+i-45}^{t+i} \hat{e}_n^2 / \delta \hat{\beta} = 2 \sum_{n=t+i-45}^{t+i} (-X_n)(S_{kospi,n} - X_n\hat{\beta}) = 0 \\ \rightarrow - \sum_{n=t+i-45}^{t+i} X_n S_{kospi,n} + \sum_{n=t+i-45}^{t+i} X_n X_n' \hat{\beta} &= 0 \\ \rightarrow \hat{\beta} &= \left(\sum_{n=t+i-45}^{t+i} X_n X_n' \right)^{-1} \sum_{n=t+i-45}^{t+i} X_n S_{kospi,n} \end{aligned}$$

셋째, 인플레이션 전이계수와 주가지수사이의 관계(이하, 베타라 호칭)에 영향을 주는 제 요인을 분석하기 위해 기존 연구문헌을 토대로 선정한 금융정책당국의 통화정책 기조, 자국통화가치변화라는 2개요인(two-factor)을 포함한 분석모형을 사용했다. 베타에 영향을 주는 제요인의 영향력을 검증하기 위해 (3)식을 검증모형으로 사용하였다.

$$(3) \beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^M)] + \beta_n^F(EX_t - \beta_0) + \beta_n^M \text{Monetarypolicy}_t + e_{n,t}$$

또는 $\beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^F)] + \beta_n^M(\text{Monetarypolicy}_t - \beta_0) + \beta_n^F EX_t + e_{n,t}$

① *Monetarypolicy*는 정책당국의 통화정책 기조를 나타내는데, 이는 테일러 준칙³⁾
: $\ln \text{Callrate}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2(x_t - \bar{x}_t) + v_t$ 을 이용하여 추정된 α_1 을 의미]

2) 변화여부를 판정하는 검정통계량은 Andrews(1993)가 제시한 임계치인 asymptotic critical values 사용.
3) 테일러 준칙(Taylor Rule)은 중앙은행이 물가 및 경기수준을 감안하여 단기목표금리를 결정한다는 이론.

(단, $Callrate$ 은 정책금리 수준, π_t 는 인플레이션 수준, $(x_t - \bar{x}_t)$ 은 생산량 갭을 각각 나타냄.)

② EX 은 $\ln(KRW/USD)$ 을 의미함.

상기 (3)식의 경우 Jorion(1991)의 2요인모형을 참조하여 모형을 설계하였다. 즉, 2개 요인인 금융정책당국의 통화정책 기조 및 원/달러 환율에 대한 베타의 민감도를 나타내는 모형으로 표현하였다. 해당모형은 다시말해 베타가 통화정책 기조 및 원/달러 환율에 대한 리스크프리미엄의 함수⁴⁾로서 결정됨을 의미한다.

이상과 같이 3단계 연구절차에 따른 각각의 연구모형을 제시하였는데, 각각의 연구모형을 가지고, 분석절차별로 연구주제를 검증하고, 해당 결과를 통해 유의한 시사점을 도출해보도록 하자.

IV. 분석결과

1. 기초통계량

분석에 앞서 자료의 기초통계량을 살펴보자. 다음의 <표 1>은 본 연구에 사용된 자

4) (3)식의 도출과정은 아래와 같다. 우선 ①에서와 같이 베타는 통화정책 및 원/달러 환율의 실제치와 기대치의 차이로 표현 가능하다. ①을 기대치로 바꾸면 ②로 변형된다. 한편, ②는 아래와 같이 각각 $\beta_n^M = 1$, $\beta_n^F = 1$ 일 경우를 상정해 변형하면, ③이 유도된다. 끝으로 ①과 ③을 결합하여 ④를 유도한다. ④를 통해 통화정책 및 환율의 베타에 대한 통계적 영향력을 입증할 수 있다. 귀무가설은 [$H_0 = \gamma_0 = \beta_0(1 - \beta_n^M)$] 또는 [$H_0 = \gamma_0 = \beta_0(1 - \beta_n^F)$]으로 설정한 후 절편항에 제약조건을 부여한 모형과 제약조건이 없는 모형을 LR(likelihood ratio)통계량을 기준으로 상호 비교하여 유의성 여부를 검정한다.

$$\textcircled{1} \beta_{n,t} - E(\beta_n) = \beta_n^M [Monetarypolicy_t - E(Monetarypolicy_t)] + \beta_n^F [EX_t - E(EX)] + e_{n,t}$$

(실제치와 기대치사이의 차이는 각각 α_M, α_F 로 표현가능)

$$\textcircled{2} E(\beta_n) = \beta_0 + \alpha_M \beta_n^M + \alpha_F \beta_n^F$$

(β_0 은 절편, β_n^M, β_n^F 는 각각 통화정책 기조에 대한 민감도, 원/달러 환율에 대한 민감도를 의미.)

$$\textcircled{3} E(\beta_n) = \beta_0 + [E(Monetarypolicy) - \beta_0] \beta_n^M + [E(EX) - \beta_0] \beta_n^F$$

(통화정책요인만을 고려하여 $\beta_n^M = 1, \beta_n^F = 0$ 을 각각 상정할 경우에는 $\alpha_M = E(Monetarypolicy) - \beta_0$, 그리고, 환율요인만을 고려하면 $\alpha_F = E(EX) - \beta_0$ 가 각각 성립해야 함. $\alpha_M = E(Monetarypolicy) - \beta_0, \alpha_F = E(EX) - \beta_0$ 를 각각 ②에 대입하면 ③이 도출됨.)

$$\textcircled{4} \beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^M)] + \beta_n^F (EX_t - \beta_0) + \beta_n^M Monetarypolicy_t + e_{n,t}$$

$$\text{또는 } \beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^F)] + \beta_n^M (Monetarypolicy_t - \beta_0) + \beta_n^F EX_t + e_{n,t}$$

료의 기초통계량을 보여준다.

중동산 두바이 유가의 평균 가격은 39달러, 최고가격은 87달러로 해당 기간동안 유가의 상승세가 큰 폭으로 이루어졌음을 알 수 있다. 분포의 비대칭성을 보여주는 왜도는 유가의 경우 0.83으로 분포가 오른쪽으로 치우쳐 있다는 것을 보여준다.

코스피 지수의 평균치는 약 968포인트였으며, 최대 2,065포인트까지 상승한 것으로 나타났다. 특히, 침도의 경우 3보다 큰 것으로 나타나는 등 꼬리가 두터운 침예분포의 특징을 보여주고 있다.

한편, 경제시계열 자료인 전년동월대비 소비자물가지수(CPI)는 평균적으로 약 3%수준이었으며, 최대 5%대 수준까지 상승했던 것을 알 수 있다. 또한, 산업생산지수(계절조정치)의 경우 평균 8.5%수준이었으며, 최대 29% 수준까지 증가했던 것을 알 수 있다. 그리고, 원/달러 환율의 평균은 약 1,112원이었으며, 최대 1,330원까지 상승했다.

그런데, 해당 자료의 정규분포성을 검정하기 위한 Jarque-Bera 통계량이 모두 정규분포라는 가설을 기각하고 있어 시계열간에 상관관계가 존재한다는 것을 알 수 있다.

<표 1> 기초 통계량

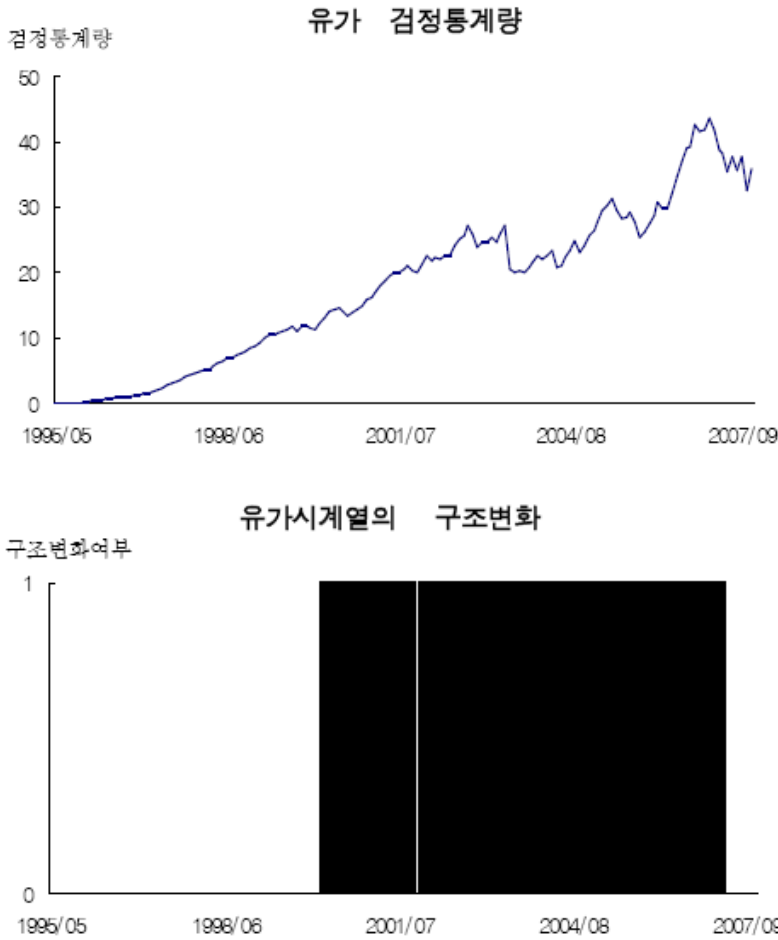
구 분	평균	표준편차	왜도	침도	최대값	Jarque-Bera
두바이 유가 (USD)	39.10	17.81	0.83	2.46	86.85	12.10*** (0.00)
코스피 지수 (포인트)	967.38	397.19	1.02	3.15	2,064.85	16.82*** (0.00)
소비자물가지수 (전년동월비, %)	2.97	0.01	0.58	3.21	5.26	5.57* (0.06)
산업생산지수 (전년동월비, %)	8.47	0.06	0.69	3.80	29.05	10.19*** (0.00)
원/달러 환율 (원)	1,111.59	128.31	-0.08	1.73	1,330.00	6.60** (0.04)

주) *** 1% 수준, ** 5% 수준, * 10% 수준에서 정규분포성의 귀무가설을 기각함을 의미.

2. 인플레이션 전이계수 추정 (1단계)

본 연구의 첫 번째 분석단계인 유가요인에 의한 인플레이션 전이계수를 추정해보자. 우선 앞서 언급한대로 필립스 곡선모형에 유가·생산량·물가사이의 장기균형관계를 나타내는 균형오차항, 그리고 유가의 구조변화를 나타내는 더미변수를 반영하여 인플레이션 계수를 추정한다.

<그림 1>은 유가의 검정통계량을 통한 유가시계열의 구조변화 여부를 판정한 그림으로 구조변화는 2000.3월 이후부터 지속적으로 발생한 것을 알 수 있다.



<그림 1> 두바이 유가의 구조변화 추이 (1995~2007)

유가의 구조변화란 2000년대 들어 유가의 급속한 상승세로 인해 시계열 변수의 분산이 급변한 것을 의미한다. 구조변화 추정방법은 구조변화시점을 알지 못하는 상황에서 이를 파악하기 위해 2단계의 분석절차를 수행했다. 첫 번째로 유가 시계열 잔차항의 절대값을 산출⁵⁾하고, 두 번째는 구조변화 여부를 판정할 수 있는 검정통계량⁶⁾을 계산

한다. 구조변화 존재시점은 1, 미존재시점은 0으로 더미변수($dummy_{SB}$)를 해당모형에 포함시켰다.

다음의 <표 2>는 인플레이션 전이계수를 추정하기 위한 모형의 분석결과를 보여준다. 우선 분기당 생산량 꺾의 추정계수는 0.040로서 양의 값을 나타낸다. 이는 인플레이션에 대한 수요요인의 영향력을 나타내는 수치이다. 또한, <표 2>에서 δ 및 ECT 계수(ζ)의 합은 1분기동안 유가가 인플레이션으로 전이된 장단기 영향력을 의미한다. 즉, 유가 및 균형오차항(ECT)에 대한 인플레이션의 반응은 각각 0.042로서 생산량 꺾에 비해 민감한 반응을 보이고 있다. 이로써, 인플레이션에 대한 공급요인(유가)의 영향력이 수요요인(생산량 꺾)보다 크다는 사실을 알 수 있다.

한편, 생산량 꺾 및 유가변화에 대한 인플레이션의 유발정도를 나타내는 추정계수 모두 1%수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있어 생산량 꺾 및 유가변화의 인플레이션으로의 과급효과가 통계적으로 매우 유의함을 시사한다. 또한, 오차항내의 자기상관 존재로 인한 추정의 오류여부를 판정하기 위한 더빈왓슨값(D.W.)도 2에 매우 근접한 것으로 나타나 추정이 제대로 이루어졌음을 보여준다. 결과적으로 1분기동안 유가로 인해 과급되는 인플레이션 유발효과를 의미하는 인플레이션 전이계수($\delta + \zeta$)는 0.084정도인 것으로 추정된다.

<표 2> 인플레이션 전이계수 추정

모형 I : $\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}}) + \sum_{i=1}^3 \delta_i oil_{t-i} + \zeta ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 dummy_{SB_{t-i}} + \epsilon_t$				
구분	β	γ	δ	ζ
π	-0.024*** (-3.23)	0.040*** (6.24)	0.042*** (6.58)	0.042*** (6.59)
$Adj. R^2$	0.215			
$D.W.$	2.033			

- 5) 데이터의 15%~85%에서 구조변화가 있었던 것을 가정하고, 해당 구간에서 시계열 잔차항의 절대값을 산출함. 분석모형은 $oil_t = \alpha_0 + \alpha_1 oil_{t-1} + \alpha_2 oil_{t-2} + \mu_t$, $\mu_t \sim (0, \sigma^2_t)$ (oil_t 는 두바이 유가를 의미)이며, 절대값은 $|\mu_t| = (1-d_t)\lambda_0 + d_t\lambda_1 + e_t$, $d_t = \{0, 1\}$, d_t 는 구조변화시점인 T_{SB} 를 기준으로 구간 전후를 구분하기 위해 설정한 더미변수를 의미.
- 6) 검정통계량 $W(T_{SB})$ 은 $W(T_{SB}) = (\hat{e}^* \hat{e}^* - \hat{e} \hat{e}) / \hat{e} \hat{e} / t$ 을 통해 계산하고, 가설검정($H_0: \lambda_0 = \lambda_1$)을 위해 Andrew(1993)가 제시한 임계치를 적용할 목적으로 $W(T_{SB})$ 를 $W(\pi)$ 함수[1~t 구간은 $0 < \pi \leq 1$ 으로 바꾸어 표현되며, $T_{SB} = \pi_t$ 임. $W(\pi) = (B_j(\pi) - \pi B_j(1))' (B_j(\pi) - B_j(1)) / \pi(1-\pi)$]로 변환.

- 주) ① ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10%수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미.
 ② π_t 은 인플레이션, $(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}})$ 은 생산량 갭(output gap), ECT_{t-1} 은 유가·생산량·물가의 수
 정오차항, $dummy_{SB_{t-1}}$ 는 두바이 유가의 구조변화를 나타내는 더미항을 각각 의미.
 ③ ()의 수치는 t-통계량을 나타냄.
 ④ D.W.는 Dubin-Watson 통계량 값(d)으로, d값이 dU와 (4-dU)사이에 존재하여 귀무가설 ($H_0 : \rho = 0$)을 채택하는 것으로 나타남. 즉, 오차항내의 1차 자기상관이 존재하지 않음.
 ⑤ 시차(time lag)는 분기당 전이효과를 파악하기 위해 3을 채택.

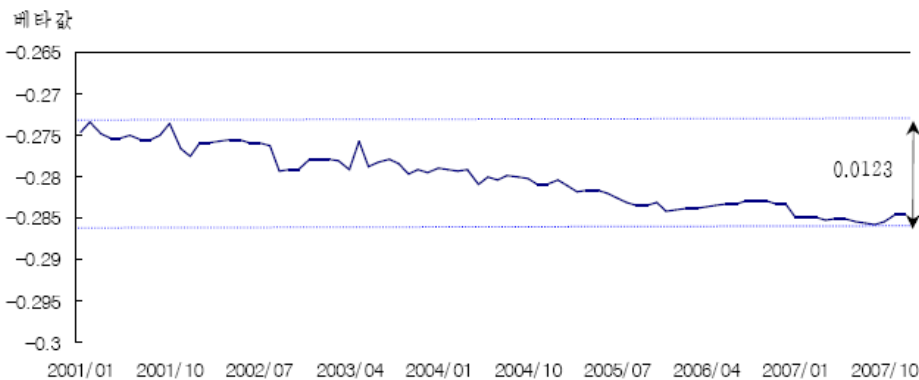
3. 베타시계열 추정 (2단계)

이번에는 주가지수와 유가로 인한 인플레이션 전이계수사이의 관계를 나타내는 베타 시계열을 연속회귀모형을 통해 추정해보자. 아래의 <그림 2>는 인플레이션 전이계수와 주가지수간의 베타를 시간흐름에 따라 도식화한 것이다.

베타는 2000년대 들어 점차적으로 부(-)의 방향으로 절대값이 증가하는 양상이다. 연속회귀모형에서 통계적 유의성을 보이는 β_2 의 평균적 절대값은 0.2802로서 (-)방향으로 점차 증가하고 있음을 보여준다. 즉, 주가에 미치는 인플레이션의 부정적 영향력이 점차 증가해가고 있음을 알 수 있다.

또한, 분석기간중 베타수치의 변화폭은 약 0.0123인 것을 알 수 있다. 이러한 분석결과는 유가상승, 달러대비 원화가치 변화, 정책당국의 통화정책기조가 반영되어 시간흐름별로 베타가 변화하고 있다고 판단된다.

한편, <그림 2>에서 I_t 는 분기당 인플레이션 전이계수를 의미하는 데, β_2 만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, $\beta_1, \beta_3, \beta_4$ 는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타난 점을 근거로 2분기전에 발생한 인플레이션이 주가에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.



$$\text{모형 II: } S_{Kospi,t} = \beta_0 + \beta_1 I_{t-1} + \beta_2^{***} I_{t-2} + \beta_3 I_{t-3} + \beta_4 I_{t-4} + e_t \quad (I_t \text{는 인플레이션 전이계수.})$$

(0.08) (1.30) (-2.09) (0.96) (0.42)

() 수치는 t-통계량으로 ***는 1% 수준, **는 5%수준, *는 10%수준에서 유의.

<그림 2> 베타 시계열 추이 (2000.1~2007.12)

4. 베타 영향요인 분석 (3단계)

앞서 살펴본 바대로 베타는 시간흐름에 따라 변화하는 양상을 보였고, 우리나라의 경우 인플레이션 전이계수의 주가에 대한 부정적 영향력이 2000년대 이후 점차 증가하고 있음을 알 수 있었다. 이는 기존문헌의 연구결과인 선진국에서의 인플레이션 증가 압력이 점차 줄어들고 있다는 것과는 상반된 연구결과이다. 이러한 변화배경에는 앞서 언급한 대로 유가수준의 변화, 금융정책당국의 통화정책기조변화, 달러대비 원화가치 변화가 직접적인 영향을 미쳤기 때문인 것으로 예상된다. 즉, 인플레이션에 직접적으로 영향을 주는 대표적 거시경제지표인 유가, 금리, 환율의 변화에 따라 인플레이션 발생정도도 시점별로 차이가 있었기 때문이다.

인플레이션의 사전억제차원에서 우리나라도 물가안정목표제를 선택하고 있는 대표적인 국가로서 통화정책 기조변화에 따라 인플레이션 발생정도에 많은 영향을 줄 것으로 판단된다. 또한, 석유 의존도가 높은 우리나라 경제구조를 감안할 경우 달러대비 원화가치 상승은 원유도입단가 등 수입원자재 구입가격을 낮춤으로써 물가상승압력을 낮출 수 있기 때문에 원화절상은 인플레이션 감소와 밀접한 관련이 있으리라 예상된다.

이러한 논리를 바탕으로 베타 변화에 영향을 주는 주요 요인인 금융정책당국의 통화정책기조와 달러대비 원화가치변화를 포함한 2개 요인모형을 설정한다. 이는 가설적으로 선정된 2개요인의 베타에 대한 영향력이 통계적으로 유의한 지 여부를 확인하는 작업이 될 것이다. 또한, 이러한 분석과정을 통해 해당 요인이 베타에 미치는 영향력도 어느 정도인가를 구체적으로 파악해볼 수 있을 것이다.

이로써 본 연구의 3단계 분석과정을 통해 우리나라 주식시장에 미치는 유가위험(인플레이션 전이정도)의 실제수준을 실물경제측면에서 파악해보도록 하자. 더욱이 이러한 과정은 우리나라의 경우 베타의 부정적 영향력이 점차 증가하고 있는 원인 파악에도 도움을 줄 수 있으리라 사료된다.

아래의 <표 3>은 금융정책당국의 통화정책기조와 환율로 구성된 분석모형의 결과를 보여주고 있다. 예상했던 바와 같이 통화정책기조 및 환율에 대해 베타는 통계적으로

매우 유의한 반응을 보이고 있다. 우선 추정계수인 β_n^M 와 β_n^F 모두 1%수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있기 때문이다. 금융정책당국의 통화정책에 대한 베타의 반응을 나타내는 β_n^M 은 0.655로서 양의 값을 보여준다. 즉, 적극적 통화정책은 유가로 인한 인플레이션이 주식시장에 미치는 부정적 영향력을 줄이는 효과가 있음을 시사한다.

한편, 환율 상승이 베타에 미치는 영향은 예상했던 대로 부(-)의 효과가 있는 것으로 추정되었다. 즉, 원화가치수준에 대한 베타의 반응을 나타내는 β_n^F 는 -0.043로서 음의 값으로 나타났다. 이로써, 환율상승(달러대비 원화가치 평가절하)은 곧 베타의 음(-)의 영향력을 강화시키는 쪽으로 기여한다는 것을 알 수 있다.

그런데, β_n^M 계수의 절대값은 β_n^F 보다 큰 것으로 나타나 베타가 금융당국의 통화정책에 대해 보다 민감하게 반응한다는 것을 유추할 수 있다. 이러한 분석결과는 정책당국의 보다 적극적인 사전적 통화정책 시행이 주식시장에 대한 인플레이션의 부정적 효과를 줄인다는 것을 의미한다. 또한, 환율하락(달러대비 원화가치절상)도 주가에 대한 인플레이션의 부정적 효력을 감소시킨다는 것을 시사한다.

한편, <표 3>은 통화정책 및 환율의 베타에 대한 영향력을 실증적으로 검증한 귀무가설기각여부도 보여주고 있다. 즉, LR통계량을 통해 베타에 대한 상기 2개요인의 통계적 영향력의 유의성 여부를 검증한다. <표 3>은 통화정책기조에 대한 귀무가설 ($H_0 : \gamma_0 = [\beta_0(1 - \beta_n^M)]$)이 강하게 기각되고 있음을 보여준다. 마찬가지로 달러대비 원화가치변화에 대한 귀무가설 ($H_0 : \gamma_0 = [\beta_0(1 - \beta_n^F)]$) 역시 1%수준에서 기각됨을 알 수 있다. 이로써, 통화정책 및 환율은 베타에 대한 영향요인이라는 것이 입증되었다.

이로써, 본 연구는 베타에 대한 유의한 영향요인으로 입증된 통화정책, 환율요인을 활용하여 베타의 변화에 미치는 영향정도를 파악코자 한다. 즉, 베타는 2000년대 들어 (-)방향으로 점차 증가하는 모습을 보여주었는데, 2개 요인의 영향력을 통제한 후의 베타시계열의 모습과 상호 비교하여 동 요인의 영향력을 간접적으로 파악해보고자 한다.

<표 3> 통화정책기조 및 환율로 구성된 2요인 모형 분석결과

모형 III : i) $\beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^M)] + \beta_n^F(EX_t - \beta_0) + \beta_n^M Monetarypolicy_t + e_{n,t}$				
ii) $\beta_{n,t} = [\beta_0(1 - \beta_n^F)] + \beta_n^M(Monetarypolicy_t - \beta_0) + \beta_n^F EX_t + e_{n,t}$				
구분	β_n^F	β_n^M	i)의 LR통계량 $H_0 : \gamma_0 = [\beta_0(1 - \beta_n^M)]$	ii)의 LR통계량 $H_0 : \gamma_0 = [\beta_0(1 - \beta_n^F)]$
$\beta_{n,t}$	-0.043*** (-3.21)	0.655*** (9.01)	189.94***	181.88***

- 주) ① ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10%수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미.
 ② ()의 수치는 t-통계량을 나타냄.
 ③ LR통계량은 χ^2_{96} 분포에 의해 가설검정을 수행하였으며, $LR \sim \chi^2(96)$: 임계치는 각각 130.35(*** 1% 수준), 119.60(** 5% 수준), 114.01(* 10% 수준).
 ④ EX는 $\ln(KRW/USD)$ 을 의미.

5. 베타에 미치는 통화정책 및 원화절상 효과분석

본 논문은 이미 앞선 2단계 분석과정(베타 시계열 추정)에서 베타의 시점별 변화추이를 살펴보았다. 그런데, 앞서 살펴본 베타의 변화모습은 금융정책당국의 통화정책기조와 원화가치변화 효과를 구분하지 않고 추정한 베타의 모습을 나타내는 것이다. 따라서, 통화정책 및 원화가치변화가 인플레이션에 기여하는 효과를 모형에 반영하기 위해 통화정책기조 및 원화가치변화를 나타내는 더미변수를 동 모형에 포함시켰다.

우선 인플레이션에 대한 통화정책효과를 확인하고, 이를 통해 통화정책효과를 통제 한 후의 인플레이션 전이계수와 주가지수와의 관계를 도식화해보도록 하자.

<표 4>에서 금융정책당국의 통화정책효과를 나타내는 η 는 통계적으로 유의한 음의 값을 나타내고 있다. 금융정책당국의 통화정책시행에 따라 유가에 의한 인플레이션 증가압력은 줄어든다는 것을 시사한다. 즉, 유가의 인플레이션 영향력의 1단위 증가에 따른 통화정책시행이 동 영향력을 0.002만큼 감소시킨다는 것을 의미한다.

한편, 동 모형에서도 앞선 모형에서와 같이 인플레이션에 대한 공급(유가변화) 및 수요(생산량 꺾)요인의 영향력이 모두 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 오차항내의 자기상관도 존재치 않아 추정의 신뢰성이 확보되었음을 알 수 있다.

이로써, 금융정책당국의 통화정책 시행은 예상했던 대로 유가의 인플레이션으로의 영향력을 감소시킨다는 사실이 확인된 셈이다.

<표 4> 통화정책기조효과를 반영하여 추정한 인플레이션 전이계수

$$\text{모형 IV: } \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}}) + \sum_{i=1}^3 \delta_i \text{oil}_{t-i} + \zeta ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \text{dummy}_{S.B.t-i} + \eta_{M.P. \text{dummy}} + \epsilon_t$$

구분	β	γ	δ	ζ	η
π	-0.023*** (-3.11)	0.040*** (5.67)	0.041*** (5.94)	0.042*** (5.91)	-0.002** (-2.31)
<i>Adj. R²</i>					0.218
<i>D.W</i>					2.022

주) ① ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10%수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미.

- ② π_t 은 인플레이션, $(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}})$ 은 생산량 갭(output gap), ECT_{t-1} 는 유가·생산량·물가의 수렴오차항, $dummy_{SB,t-1}$ 는 두바이 유가의 구조변화를 나타내는 더미항, $\eta_{M.P.dummy}$ 는 테일러 준칙[$\ln Callrate_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 (x_t - \overline{x_t}) + v_t$]에 의해 추정된 더미항으로서 α_1 이 (+)일 경우는 1, (-)일 경우는 -1을 부여.
- ③ ()의 수치는 t-통계량을 나타냄.
- ④ D.W.는 Dubin-Watson 통계량 값(d)으로, d값이 dU와 (4-dU)사이에 존재하여 귀무가설 ($H_0 : \rho = 0$)을 채택하는 것으로 나타남. 즉, 오차항내의 1차 자기상관이 존재하지 않음.
- ⑤ 시차(time lag)는 분기당 전이효과를 파악하기 위해 3을 채택.

<그림 3>은 유가의 인플레이션 영향력을 감소시키는 통화정책효과를 통제하였을 경우를 상정하고, 추정된 인플레이션 전이계수와 주가지수와의 관계를 보여주는 베타의 변화모습이다. 우선 베타는 앞선 <그림 2>와 마찬가지로 분석기간동안 부(-)의 관계를 유지하고 있으며, 2000년대 이후 오히려 부(-)의 방향으로 절대값이 증가했다.

그런데, 해당 베타 절대값의 평균치와 변화폭(최대값-최소값)이 통화정책효과를 통제하지 않았던 <그림 2>와 비교해보면 큰 것을 알 수 있다. 앞선 <그림 2>에서의 베타 절대값의 평균치는 0.2802였다. 하지만 <그림 3>의 베타 절대값의 평균치는 0.2897로서 약 0.01정도 증가한 셈이다. 이는 금융당국의 통화정책의 효과로 인해 주식시장에 미치는 인플레이션의 부정적 영향력의 감소분을 의미한다.

<그림 2>에서 베타의 변화폭은 0.012였으나, <그림 3>은 베타의 변화폭(0.013)이 소폭 증가한 것을 보여준다. 이러한 결과는 금융정책당국의 통화정책이 주식시장에 미치는 인플레이션의 충격을 완화시키는 데에도 기여한다고 볼 수 있다. 그리고, <그림 3>에서 2분기전의 인플레이션 전이계수에 대한 주가반응을 나타내는 베타중 β_2 만이 통계적 유의성이 있는 것으로 나타나 통화정책효과를 통제치 않았던 <그림 2>처럼 2분기전의 인플레이션이 주가에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.



모형 V: $S_{Kospi,t} = \beta_0 + \beta_1 I_{t-1}^{controlM} + \beta_2^{***} I_{t-2}^{controlM} + \beta_3 I_{t-3}^{controlM} + \beta_4 I_{t-4}^{controlM} + e_t$
 (0.08) (1.29) (-2.09) (0.95) (0.43)
 () 수치는 t-통계량으로 ***는 1% 수준, **는 5%수준, *는 10%수준에서 유의.

<그림 3> 통화정책효과를 통제했을 경우 베타 시계열 추이 (2000.1~2007.12)

다음은 인플레이션에 미치는 원화가치변화의 효과를 살펴보자. 다음의 <표 5>는 인플레이션 분석모형에 원화가치변화를 나타내는 더미변수를 포함시켜 분석한 결과표이다. 즉, 분석모형은 달러대비 원화가치의 변화에 따른 인플레이션 증가여부를 확인하기 위해 더미변수항(EX_{dummy})을 포함시켰다. 즉, 분석기간중 해당 환율이 평균환율 이상인 경우 1, 이하인 경우 -1로서 인플레이션에 대한 원화가치의 절하 또는 절상효과를 반영한 셈이다. 그런데, 추정계수인 η 이 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 1단위의 환율 상승(하락)이 0.001의 인플레이션의 증가(감소)를 가져온다는 것이다.

한편, 동 모형에서도 마찬가지로 인플레이션에 대한 공급(유가변화) 및 수요(생산량갭)요인의 영향력은 통계적으로 유의하였으며, 오차항내의 자기상관도 존재하지 않는 등 추정이 제대로 이루어졌음이 확인된다.

이로써, 원화가치절상 역시 금융정책당국의 통화정책 시행과 같이 유가의 인플레이션에 전이되는 영향력을 감소시킨다는 사실이 확인되었다.

다음은 원화가치변화를 통제한 이후의 베타의 변화모습을 살펴보도록 하자.

<표 5> 원화가치변화효과를 반영하여 추정된 인플레이션 전이계수

$$\text{모형 VI: } \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}}) + \sum_{i=1}^3 \delta_i \text{oil}_{t-i} + \zeta ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \text{dummy}_{S.B-t-i} + \eta_{EX_{dummy}} + \epsilon_t$$

구분	β	γ	δ	ζ	η
π	-0.023*** (-3.40)	0.040*** (6.13)	0.042*** (6.68)	0.042*** (6.78)	0.001* (1.71)
$Adj. R^2$	0.202				
$D.W$	2.009				

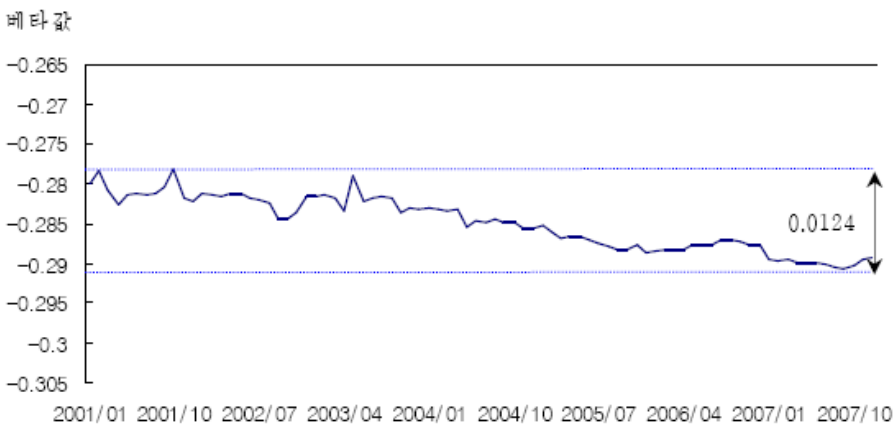
주) ① ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10%수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미.
 ② π_t 은 인플레이션, $(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}})$ 은 생산량 갭(output gap), ECT_{t-1} 는 유가·생산량·물가의 수정오차항, $\text{dummy}_{S.B-t-i}$ 는 두바이 유가의 구조변화를 나타내는 더미항, $\eta_{EX_{dummy}}$ 는 달러대비 원화절상여부를 나타내는 더미항(동 분석기간의 평균환율대비 각 시점별 환율수준을 비교해 평균보다 높은 경우 1, 낮은 경우 -1을 각각 부여)

- ③ ()의 수치는 t-통계량을 나타냄.
- ④ D.W.는 Dubin-Watson 통계량 값(d)으로, d값이 dU와 (4-dU)사이에 존재하여 귀무가설 (H0 : ρ = 0)을 채택하는 것으로 나타남. 즉, 오차항내의 1차 자기상관이 존재하지 않음.
- ⑤ 시차(time lag)는 분기당 전이효과를 파악하기 위해 3을 채택.

<그림 4>는 달러대비 원화가치 변화라는 영향요인을 통제한 후 추정한 베타의 변화 모습이다. 모형 VII에서 β₂ 값만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 원화가치변화요인을 통제한 2분기전의 인플레이션 유발효과가 주가에 영향을 준다는 것을 알 수 있다.

한편, <그림 4>에서의 베타도 분석기간동안 음의 값을 가지고 있으며, 2000년 이후 음의 방향으로 절대값이 증가하고 있다. 다만, <그림 2>와 비교하면, 원화가치변화를 통제한 후 추정한 베타 절대값의 평균치는 증가한 것을 알 수 있다. 즉, <그림 4>의 베타 절대값의 평균치는 0.2849로서 <그림 2>에서의 베타 절대값 평균치(0.2802)보다 약 0.005정도 크다. 이는 분석기간중 원/달러 환율하락효과로 인해 인플레이션 증가압력이 감소함으로써, 주가에 미친 부정적 영향력이 줄어들었음을 시사한다.

그런데, 환율하락효과가 인플레이션 감소효과측면에서 통화정책효과보다 작다는 것을 보여준다. 즉, 금융당국의 통화정책 효과로 인한 인플레이션 감소효과가 환율하락효과보다 약 2배정도 크다는 것을 보여준다. 실제로 분석기간동안 원/달러 환율은 2007년 12월에 932원으로 2000년 1월 평균대비 191원이나 하락한 것으로 나타나 이러한 환율하락(원화가치절상)효과로 인해 베타가 (+) 방향으로 증가했음을 뒷받침해준다.



모형 VII : $S_{Kospi,t} = \beta_0 + \beta_1 I_{t-1}^{controlF} + \beta_2^{***} I_{t-2}^{controlF} + \beta_3 I_{t-3}^{controlF} + \beta_4 I_{t-4}^{controlF} + e_t$
 (0.09) (1.24) (-2.09) (0.97) (0.46)
 () 수치는 t-통계량으로 ***는 1% 수준, **는 5%수준, *는 10%수준에서 유의.

<그림 4> 원화가치변화를 통제했을 경우 베타 시계열 추이 (2000.1~2007.12)

<표 6>은 영향요인인 통화정책 및 원화가치변화의 효과를 동시에 고려한 분석결과이다. 모형 VIII에서 더미변수항인 $M.P.dummy$ 와 $EXdummy$ 는 각각 음과 양의 값을 가지는 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의함으로써 앞선 분석결과와 일치한 것을 보여준다. 즉, 적극적인 정책당국의 통화정책 및 원화가치상승은 인플레이션 영향력을 줄여준다는 것을 보여준다. 특히, η 와 θ 는 각각 -0.002, 0.001로서, 인플레이션 감소효과측면에서 통화정책효과가 환율하락효과보다 약 2배정도 크다는 것을 알 수 있다

<표 6> 통화정책 및 원화가치변화 효과를 동시에 반영하여 추정한 인플레이션 전이계수

$$\text{모형 VIII: } \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}}) + \sum_{i=1}^3 \delta_i \text{oil}_{t-i} + \zeta ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \text{dummy}_{S.B.t-i} + \eta_{M.P.dummy} + \theta_{EXdummy} + \epsilon_t$$

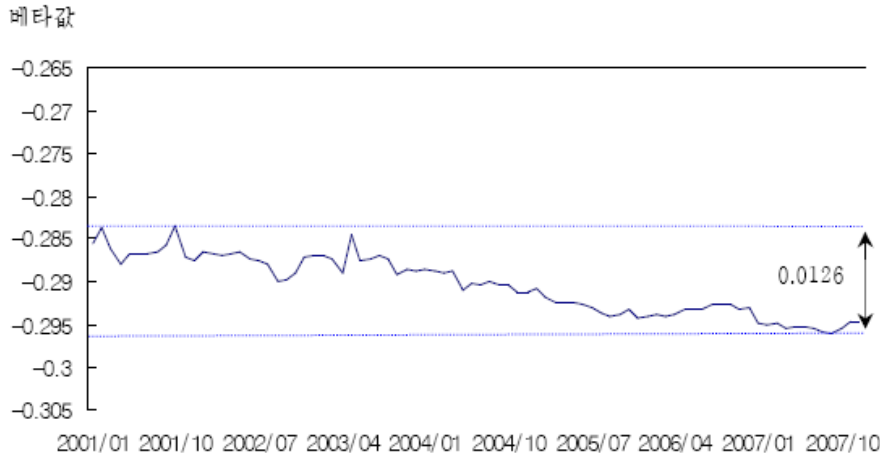
구분	β	γ	δ	ζ	η	θ
π	-0.024*** (-3.60)	0.039*** (5.93)	0.040*** (6.50)	0.041*** (6.57)	-0.002** (-2.23)	0.001* (1.82)
$Adj.R^2$	0.226					
$D.W$	2.030					

- 주) ① ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10%수준에서 각각 통계적으로 유의함을 의미.
 ② π_t 은 인플레이션, $(x_{t-1} - \overline{x_{t-1}})$ 은 생산량 갭(output gap), ECT_{t-1} 는 유가·생산량·물가의 수렴오차항, $dummy_{S.B.t-i}$ 는 두바이 유가의 구조변화를 나타내는 더미항, $\eta_{M.P.dummy}$ 는 테일러 준칙[$\ln Callrate_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 (x_t - \overline{x_t}) + v_t$]에 의해 추정된 더미항으로서 α_1 이 (+)일 경우는 1, (-)일 경우는 -1을 부여. 또한, $\eta_{EXdummy}$ 는 달러대비 원화절상여부를 나타내는 더미항(동 분석기간의 평균환율대비 각 시점별 환율수준을 비교해 평균보다 높은 경우 1, 낮은 경우 -1을 각각 부여)
 ③ ()의 수치는 t-통계량을 나타냄.
 ④ D.W.는 Dubin-Watson 통계량 값(d)으로, d값이 dU와 (4-dU)사이에 존재하여 귀무가설 ($H_0 : \rho = 0$)을 채택하는 것으로 나타남. 즉, 오차항내의 1차 자기상관이 존재하지 않음.
 ⑤ 시차(time lag)는 분기당 전이효과를 파악하기 위해 3을 채택.

<그림 5>는 통화정책 및 달러대비 원화가치 변화라는 영향요인을 동시에 통제한 후 추정된 베타의 변화모습이다. 우선 분석모형 IX에서 앞선 분석결과와 마찬가지로 β_2 값만이 통계적으로 유의하였다. 즉, 2분기전의 인플레이션 유발요인이 주가에 부정적인 영향을 행사하는 것을 알 수 있다. 추정된 β_2 계수의 평균값은 -0.2904로서, 분석기간동안 유가로 인해 발생된 인플레이션이 주가에 평균적으로 부정적 영향력을 행사한 것을

알 수 있다. 그런데, 해당 베타 절대값의 평균치는 <그림 2>의 베타 절대값의 평균치 (-0.2802)보다 음의 방향으로 절대값이 증가한 것으로 나타나, 통화정책 및 환율하락이 유가로 인한 인플레이션 압력을 줄이는 데 기여했다는 것을 시사한다.

또한, 베타변화폭도 약 0.013정도로 <그림 2>에서의 베타 변화폭(0.012)보다 소폭 감소함으로써, 공급요인의 충격을 다소 완화시키는 효과도 있었음을 알 수 있다.



$$\text{모형 IX : } S_{Kospi,t} = \beta_0 + \beta_1 I_{t-1}^{\text{controlMF}} + \beta_2^{***} I_{t-2}^{\text{controlMF}} + \beta_3 I_{t-3}^{\text{controlMF}} + \beta_4 I_{t-4}^{\text{controlMF}} + e_t$$

(0.08) (1.28) (-2.10) (0.96) (0.44)

() 수치는 t-통계량으로 ***는 1% 수준, **는 5%수준, *는 10%수준에서 유의.

<그림 5> 통화정책 · 원화가치변화 통제시 베타 시계열 추이 (2000.1~2007.12)

V. 요약 및 결론

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음의 4가지로 정리할 수 있다.

첫째, 공급요인(유가)의 인플레이션에 대한 영향력이 수요요인(생산량 꺾임)보다 큰 것으로 나타났다. 유가 · 산업생산지수 · 소비자물가지수 사이의 장기균형관계 및 유가의 구조변화효과를 반영한 필립스 곡선모형(Philips curve model)을 이용하여 분석한 결과 유가의 인플레이션에 대한 영향력은 생산량 꺾임보다 약 2배정도 큰 것으로 나타났다.

둘째, 주가와 인플레이션간의 관계를 나타내는 베타는 2000년대 이후 점차 음의 방

향으로 증가하였다. 즉, 우리나라의 경우 주식시장에 미치는 유가로 인한 인플레이션의 부정적 영향력이 점차 증가하는 양상이다.

셋째, 인플레이션의 유발정도에 영향을 주는 유의한 요인으로 정책당국의 통화정책 기조 및 달러대비 원화가치 변화를 들 수 있다. 2개의 요인모형을 통해 분석한 결과 해당 요인들은 베타에 유의한 영향력을 행사하는 것으로 분석되었다.

넷째, 2000년 1월~2007년 12월동안 금융정책당국의 통화정책기조와 원화가치상승은 인플레이션 압력을 낮추는 데 다소간 기여하였지만, 유가급등효과로 인해 인플레이션이 주가에 미치는 부정적 영향력은 결과적으로 점차 증가한 것으로 나타났다. 또한, 해당기간동안 금융정책당국의 통화정책효력이 환율하락으로 인한 인플레이션 감소효과보다 약 2배정도 큰 것으로 나타났다.

본 논문은 상기 분석결과를 토대로 몇가지 학문적 공헌과 정책적 시사점을 제시할 수 있다. 우선 학문적 기여사항으로는 재무학 분야에서 주식시장의 위험요인으로 고려되는 유가위험을 실물경제차원에서 접근하여 분석함으로써, 이에 대한 위험정도를 계량화했다는 점이다. 즉, 유가로 인한 인플레이션 전이계수 및 베타의 추정을 통해 유가의 위험수준을 구체적으로 파악했다는 점이다. 또한, 유가로 인한 인플레이션과 주가간의 관계 변화모습을 시간흐름에 따라 분석한 점도 정적인 측면에서의 유가위험만을 고려했던 기존 연구와는 차별화된 포인트라 할 만하다.

한편, 정책적 시사점으로는 유가로 인한 인플레이션 유발을 최대한 억제시키기 위해 보다 적극적인 통화정책이 필요하다는 점이다.

참 고 문 헌

- Al-Mudhaf, Anwar and Thomas Goodwin, "Oil shocks and oil stocks : Evidence from the 1970s," *Applied Economics*, 25, February 1993, 181-190.
- Andrews, W. K. Donald, "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point," *Econometrica*, 61, July, 1993, 821-856.
- Blanchard, Olivier J. and Jordi Gali, "The macroeconomic effects of oil shocks : Why are the 2000s so different from the 1970s? NBER Working paper series, 13368, September 2007, 1-77.
- Chen, Nai-Fu and Richard R. Roll, "Economic forces and the stock market," *Journal of Business*, 59, July 1986, 383-403.
- Ferson, Wayne and Campbell R. Harvey, "The risk and predictability of international equity returns," *Review of Financial Studies*, 6, Fall 1993, 527-566.
- Gregorio, Jose De, Oscar Landerretche, and Christopher Neilson, "Another pass-through bites the dust? oil prices and inflation. Working paper, 417, Central Bank of Chile, May 2007, 1-46.
- Hamao, Y., Masulis R., Ng Victor, "Correlations in price changes and volatility across international stock markets," *The Review of Financial Studies*, 3, Summer 1990, 281-307.
- Hammoudeh, Li, "Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitivity stock indices," *Journal of Economics and Business*, 57, January-February 2005, 1-21.
- Jones, Charles M. Kaul, Gautam, "Oil and the stock market," *Journal of Finance*, 51, June 1996, 463-491.
- Jorion, Philippe, "The pricing of exchange rate risk in the stock market," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, September 1991, 363-376.
- Kleijweg, Aad, Rene Huigen, George Leeuwen, and Kees Zeelenberg, "Firm size and the demand for energy in Dutch manufacturing, 1978-1986," *Small Business Economics*, 2, September 1990, 171-181.
- LeBlanc, Michael and Menzie David Chinn, "Do high oil prices presage inflation?," *Business Economics*, 39, January 2004, 38-48.

O'Neill, T.J., J. Penm, and R. D. Terrell, "The role of higher oil prices : A case of major developed countries," *Research in Finance*, 24, March 2008, 287-299.

Van den Noord, Paul and Christophe Andre, "Why has core inflation remained so muted in the face of the oil shock? Economics Department, OECD, Working Paper, 551, April 2007, 1-34.

A study on dynamic relationship between oil driven-inflation and a rate of return on stock

Ji-Yong Seo*

<abstract>

The study analyzes the dynamic relationship between the oil price pass-through into inflation and KOSPI stock index and the power of influential factors contributing to the relationship through the phillips curve including oil price term, rolling regression, and 2-factor model. The findings are as below.

First, supply shock to inflation, oil price factor, is more influential than demand shock like a output gap factor in Korea. Second, the beta meaning the relationship between the oil price pass-through into inflation and KOSPI stock index has been negatively increased since 2000s. Third, several factors contributing to decreasing the inflationary pressure are the active monetary policy from the financial authorities and the revaluation of Korean Won.

As a result, it is understood that the inflationary pressure to stock market attributed to a speedy rising of oil price is increased even though effective monetary policy and revaluation of Korean Won contribute to decreasing of the inflation. Furthermore, it is suggested that the supply shock to inflation from oil price could be minimized by anticipative monetary policy.

Keywords : The oil pass-through into inflation, Phillips curve, Rolling regression, Two-factor model

* Professor, Division of Business Administration, Sangmyung University, Seoul, Korea