

경제 불확실성 측정 지표 개발

- 2017. 12. -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서, 보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며, 국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

한양대학교 경제금융대학 이항용

경제 불확실성 측정 지표 개발

2017. 12.

연구책임자 이 항 용 (한양대학교 경제금융대학 교수)
연구원 이 진 (이화여자대학교 경제학과 교수)

이 연구는 국회예산정책처의 연구 용역사업으로
수행된 것으로서, 본 연구에서 제시된 의견이나 대안 등은
국회예산정책처의 공식의견이 아니라 본 연구진의 개인 의견임

제 출 문

국회예산정책처장 귀하

본 보고서를 귀 국회예산정책처의 연구과제
「경제 불확실성 측정 지표 개발」의
최종 보고서로 제출합니다.

2017. 12.

한양대학교 경제금융대학 교수 이항용

요 약

I. 서론

- 최근 우리경제의 장기 성장잠재력이 약화되고 있는 가운데 대내외적으로 경제 불확실성(economic uncertainty)이 과거에 비해 확대되고 있는 모습이 나타나고 있음.
 - 불확실성은 시장경제에서 불가피하게 발생하는 현상임에도 불구하고 불확실성이 과도하게 높아질 경우 경제에 불필요한 부작용을 초래
 - 이에 따라 거시경제 전체의 불확실성을 측정하고 이를 거시경제 현안에 대한 분석과 전망에 활용할 필요성이 대두
 - 그러나 관측 불가능한 불확실성을 정교하게 측정하는 것은 매우 어려운 작업일 수밖에 없음.
- 본 연구는 우리경제를 대상으로 객관적, 통계적 방법론을 사용하여 불확실성을 측정하고 그 효과를 실증분석하는 것을 목적으로 함.

II. 불확실성에 관한 기존연구

1. 기존연구에서의 불확실성 측정

- 불확실성의 영향을 분석함에 있어 가장 어려운 문제는 관측 불가능한 불확실성에 대한 객관적인 자료가 존재하지 않는다는 점임.
 - 따라서 기존연구에서는 불확실성에 대한 대리변수를 추정하거나 불확실성과 밀접하게 관련되어 있을 것으로 생각되는 변수를 임의로 선별하여 분석에 이용하고 있음.
- 첫째, 경제변수 특히 주식수익률과 같은 금융변수의 변동성(volatility)을 불확실성의 대리변수로 사용하는 경우가 많음.

- 금융시장의 가격변수는 충격에 가장 신속하고 민감하게 반응할 것으로 예상되며 특히 주식가격에는 원칙적으로 시장의 모든 정보가 집약되어 있음.
 - 그러나 경기침체 등으로 인하여 변동성이 낮게 나타나는 경우에도 실제 경제의 불확실성은 높을 수 있으며, 변동성이 일정한 상태에서도 조건부 변동성은 시간에 따라 변동할 수 있음.
 - 또한 주식가격 등은 실질적인 내재가치(fundamental)뿐 아니라 버블이나 노이즈(noise) 등의 영향을 받을 수 있다는 문제가 있음.
- 둘째, 주식수익률이나 미시자료 등의 횡단면적 이산정도 (cross-sectional dispersion)를 이용하여 불확실성을 측정하는 경우도 있음.
- 주가나 기업활동에 대한 애널리스트의 전망의 이산정도나 전문가 및 일반인을 대상으로 주관적인 전망치를 조사한 서베이 자료에 나타난 이산 정도로 불확실성을 측정하는 방법으로써 이산 정도가 커지면 불확실성이 높아지는 것으로 해석
 - 그러나 횡단면적 이산정도는 서로 이질적인 개별 기업 고유의 요인이 반영된 것일 수 있음.
 - 또한 애널리스트나 서베이에 나타나는 전망치의 이산정도는 포괄범위에 한계가 있으며 애널리스트의 전망치는 편이(bias)가 존재할 가능성이 매우 높음.
- 셋째, 최근 경제정책 불확실성의 뉴스 빈도를 통해 계산되는 경제정책 불확실성 지수(Bloom's economic policy uncertainty index)가 개발
- Baker, Bloom and Davis(2016)는 주요 신문을 검색하여 “경제” “불확실성” 및 “정부 등”의 3가지 범주에 모두 해당하는 기사를 검색하여 그 빈도에 따라 불확실성 지수를 개발

2. 불확실성에 대한 이론과 국내 실증분석

- 불확실성과 소비와의 관계에 주목한 예비적 저축이론(precautionary saving)이 있음.

- 가계는 미래 소득에 대한 불확실성이 높아지면 이에 대비하기 위하여 현재 소비를 줄이고 저축을 증가시키는 방향으로 의사결정
 - 다수의 국내외 실증분석은 예비적 저축에 따라 소비가 감소함을 보이고 있음.
- 비가역적 투자이론(irreversible investment theory)에 따르면 불확실성의 증가에 따라 기업은 투자규모를 축소하거나 연기
- 투자의 비가역성이란 조정비용(adjustment cost)의 비대칭성(asymmetry)으로 인하여 자본스톡을 줄이는 것이 증가시키는 것보다 더 어렵다는 것을 의미하며 따라서 일단 투자가 이루어지면 되돌릴 수 없음을 의미
 - 국내외 실증분석 결과에 의하면 불확실성이 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음이 발견
- 그 외에도 불확실성은 다양한 경로를 통해 실물경제에 영향을 미칠 수 있음.
- 생산성이 높은 기업의 성장이 제약되는 동시에 새로운 기업의 시장진입이 연기될 가능성
 - 고용 확대와 임금상승에도 부정적인 영향을 줄 수 있음.
 - 금융시장에서 위험 프리미엄이 상승하고 이에 따라 기업의 자금조달비용이 상승
 - 금융기관의 대출이 축소되면 담보가 충분하지 못한 중소기업이 더욱 큰 영향을 받게 될 가능성
- 이현창·정원석(2016)은 경제전망치에 나타난 불확실성, 금융시장변수로 측정한 불확실성, 해외경제의 불확실성 등 3가지 부문의 불확실성을 측정하고 이들의 공통요인을 추출하는 방식으로 우리나라의 거시경제 불확실성 지수를 구축
- 또한 VAR 모형 및 준구조 DSGE 모형을 통한 충격반응분석을 통하여 불확실성이 증가할 경우 우리나라의 경제성장률과 물가상승률이 하락하는 것을 발견

III. 불확실성의 측정방법

- 본 연구는 불확실성은 미래의 예측하지 못하는 변동성으로 정의하고 Jurado, Ludvigson, Ng(2015)의 통계적 방법론을 응용하여 거시경제 불확실성을 측정하였음.
- 첫 번째 단계에서는 다양한 거시경제변수들로 이루어진 패널자료로부터 공통적인 움직임을 보이는 소수의 공통요인(common factor)을 추정
 - 주성분 추정(Principal Component Estimation)의 방법을 이용하여 추정
 - Ahn and Horenstein(2013)의 고유치 비율 (eigenvalue ratio) 및 고유치의 증가율 통계량(eigenvalue growth rate)을 이용하여 공통요인의 개수를 결정
- 두 번째 단계에서 공통요인들과 개별 거시경제변수로 이루어진 요인 확장형 벡터자기회귀 모형(Factor augmented VAR)을 구성하고 이를 이용하여 개별 변수의 불확실성 지수를 추정
 - 공통요인을 사용함으로써 대규모의 패널 자료를 이용하는 과정에서 발생할 수 있는 차원의 문제를 크게 줄일 수 있으며 따라서 통상의 VAR 모형에서 발생할 수 있는 과다 모수화 문제를 해결
 - 불확실성을 예측되지 않는 변동성으로 정의하고 FAVAR 모형으로부터 h -기 예측오차(h -period ahead forecast error)의 변동성으로 불확실성을 측정
 - 적절한 크기의 부표본(subsample)에 대하여 롤링 추정을 통하여 불확실성 지수의 시계열을 구축
- 세 번째 단계에서 개별 변수의 불확실성 추정치의 평균을 계산하여 거시경제 불확실성 지수를 정의

IV. 분석결과

- 위의 방법론에 따라 우리나라의 거시경제 불확실성 지수를 산출

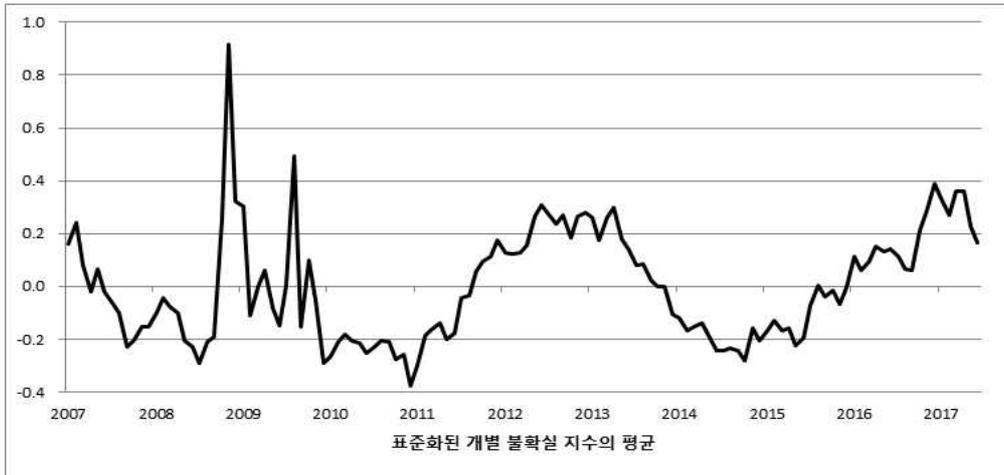
- 2000년 1월부터 2017년 6월의 기간에 대해 42개의 국내외 변수들을 대상으로 공통요인을 추정하였으며 이 과정에서 3개의 공통요인이 추정됨.
 - 요인 확장형 벡터자기회귀 모형 (Factor augmented VAR)을 이용하여 2007년 1월부터 2017년 6월까지의 개별 변수의 불확실성 지수를 추정
 - 15개 주요 국내변수의 불확실성 추정치를 표준화한 후 평균을 계산하여 거시경제 불확실성지수를 산출
- 개별 변수의 불확실성 추이를 살펴보면 전반적으로 글로벌 금융위기 기간 중에 불확실성이 크게 증가한 것으로 나타나는 변수들이 다수 존재하며, 최근에는 산업생산, 소비, 인플레이션을 중심으로 불확실성의 정도가 높아지는 모습을 보이고 있음.
- 환율과 금리의 불확실성은 2008년 말 리먼브라더스의 부도시점 직후 크게 상승한 것으로 추정되었으며, 재고, 어음부도율, 실업률도 2009년 중 불확실성이 큰 폭으로 상승
 - 생산 및 소비의 불확실성은 2015년 이후 상승하고 있으며 설비투자의 불확실성도 최근 소폭 상승하고 있는 반면 건설투자의 불확실성은 주택경기의 불확실성을 반영하여 2012년 이후 지속적으로 높은 수준을 유지
 - 수출의 불확실성은 최근 수년간 감소하는 모습을, 수입의 불확실성은 반대로 확대되는 모습을 보이고 있음.
 - 인플레이션 불확실성은 최근 높아지고 있는 것으로 추정
 - 정부수입과 정부지출의 불확실성은 금융위기 이후 점차 낮아지는 추세

V. 불확실성과 거시경제

1. 거시경제 불확실성지수

- 전체적인 거시경제 불확실성지수는 글로벌 금융위기 기간과 유럽 재정위기 기간에 크게 상승하는 모습을 보이고 있으며 2015년 이후 기간에서도 불확실성이 높아지고 있는 모습이 발견

[그림] 거시경제 불확실성



- 본 연구의 거시경제 불확실성 지수는 방법론이나 지수추정에 사용된 자료가 상이함에도 불구하고 한국은행(이현창·정원석, 2016)의 거시경제 불확실성 지표와 유사한 모습을 보여주고 있음.
- 또한 언론의 뉴스 빈도에 기반한 Bloom의 경제정책 불확실성지수와 상관계수도 높은 것으로 나타남.
 - 두 지수는 1개월의 시차에 대한 상관계수가 0.53으로 가장 높게 추정되었음.

2. 불확실성의 거시경제 파급효과 분석

- 거시경제 불확실성의 상승이 국내 거시경제에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴 보기 위하여 거시경제 불확실성지수, 산업생산 증가율, 소비자물가상승률로 구성된 3변수 VAR 모형을 설정하여 충격반응분석을 수행
 - VAR의 시차변수는 3개월까지 포함하였으며 출레스키 분해를 통해 직교화
 - 모형의 추정기간은 2007년 1월부터 2017년 6월까지임.
- 실증분석 결과에 따르면 거시경제 불확실성이 상승하면 생산이 단기적으로 감소하는 동시에 인플레이션도 하락하는 것으로 나타남.
 - 이를 누적반응함수로 보면 불확실성이 증가할 때 생산은 대략 6개월 정도까

지 영향을 받는 것으로 추정되었으며 인플레이션은 이보다 소폭 짧은 5개월 정도 영향이 지속되는 것으로 추정됨.

○ 이러한 결과는 거시경제 불확실성이 상승하면 GDP와 인플레이션이 하락한다는 이현창, 정원석(2016)의 실증분석 결과와 일관된 것임.

□ 반면 Bloom의 경제정책 불확실성지수를 이용하여 동일한 분석을 수행해 보면 불확실성지수의 충격에 대하여 산업생산이나 인플레이션의 반응은 전혀 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정됨.

VI. 결론

□ 본 연구는 관측 불가능한 불확실성을 관측 가능한 거시경제 지표들을 이용하여 객관적인 통계적 방법을 이용하여 측정하고 이를 이용하여 간단한 실증분석을 수행하였음.

○ 본 연구의 거시경제 불확실성지수는 대체로 현실과 부합하는 모습을 보이고 있으며 불확실성의 상승이 거시경제에 부정적인 영향을 미치고 있음을 확인

□ 그럼에도 불구하고 거시경제 불확실성지수의 개선을 위한 꾸준한 노력이 필요

○ 보다 다양한 거시경제지표들을 고려할 수 있으며 추정기간이나 가중치를 다양하게 조정해 볼 수 있음.

□ 불확실성이 거시경제에 미치는 영향에 관한 분석에서도 보다 정교한 모형을 이용하여 보다 심층적인 연구가 필요

○ 다만 이 과정에서 불확실성 자체가 경우에 따라서는 내생적일 수 있음에 유의할 필요

○ 특히, 불확실성이 경제성장을 둔화시키는 방향으로 작용하였을 수도 있지만 반대로 경기침체에 따라 경제주체들이 비관적으로 변하게 되면 이에 따라 불확실성이 커질 수도 있음.

목 차

I. 서론

II. 불확실성에 관한 기존연구

1. 기존연구에서의 불확실성 측정
2. 불확실성에 대한 이론과 국내 실증분석
 - (1) 불확실성과 소비
 - (2) 불확실성과 투자
 - (3) 불확실성과 거시경제

III. 불확실성의 측정방법

1. 패널 자료와 공통 요인 (Common Factor) 추정
2. 공통요인 개수(number of factors)의 결정
3. 요소 확장형 VAR 모형(Factor-augmented VAR model)
4. 불확실성 지표(Uncertainty Index) 구축
5. 불확실성이 거시경제 변수에 미치는 영향 분석

IV. 분석결과

1. 자료
2. 공통요인의 개수
3. 개별 변수의 불확실성 측정

V. 불확실성과 거시경제

1. 거시경제 불확실성지수
2. 불확실성의 거시경제 파급효과 분석

VI. 결론

참고문헌

부록

표 목차

<표 1> 공통요인(common factor) 추정에 사용된 변수

<표 2> 공통요인 개수(number of common factors)의 검정결과

<표 A1> 공통요인 개수(number of common factors)의 검정결과: 해외 패널

그림 목차

- [그림 1] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (Global)
- [그림 2] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (미국)
- [그림 3] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (유럽)
- [그림 4] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (중국)
- [그림 5] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (한국)
- [그림 6] 이현창·정원석의 거시경제 불확실성 지표
- [그림 7] 산업생산 불확실성
- [그림 8] 재고 불확실성 (제조업재고지수)
- [그림 9] 실업률 불확실성
- [그림 10] 소비 불확실성 (소매판매액지수)
- [그림 11] 설비투자 불확실성 (설비투자지수)
- [그림 12] 건설투자 불확실성 (건설기성액)
- [그림 13] 수출 불확실성
- [그림 14] 수입 불확실성
- [그림 15] 인플레이션 불확실성 (소비자물가지수)
- [그림 16] 주가 불확실성
- [그림 17] 환율 불확실성 (원/달러)
- [그림 18] 금리 불확실성
- [그림 19] 어음부도율 불확실성
- [그림 20] 정부수입 불확실성
- [그림 21] 정부지출 불확실성
- [그림 22] 거시경제 불확실성
- [그림 23] 거시경제 불확실성 지수와 Bloom 지수 간의 시차상관계수
- [그림 23] 미국경제 불확실성지수
- [그림 24] 거시경제 불확실성지수의 충격반응분석
- [그림 25] 거시경제 불확실성지수의 누적충격반응분석
- [그림 26] Bloom의 경제정책 불확실성지수의 충격반응분석
- [그림 A1] 미국 산업생산 불확실성
- [그림 A2] 미국 실업률 불확실성

[그림 A3] 미국 인플레이션 불확실성

[그림 A4] 미국 주가 불확실성

[그림 A5] 미국 금리 불확실성

[그림 A6] 국제유가 불확실성

I. 서론

최근 우리경제의 장기 성장잠재력이 약화되고 있는 가운데 대내외적으로 경제 불확실성(uncertainty)이 과거에 비해 확대되고 있는 모습이 나타나고 있다. 불확실성은 시장경제에서 불가피하게 발생하는 현상임에도 불구하고 불확실성이 과도하게 높아질 경우 경제에 불필요한 부작용을 초래할 수 있다. 대표적으로 금융위기가 발생하는 경우 불확실성이 크게 상승하고 이에 따라 실물경제 활동이 극도로 위축되기도 한다. 이 경우 정책당국은 불확실성을 축소하기 위한 직간접적인 노력을 경주하게 된다.

적어도 이론적으로 불확실성은 다양한 경로를 통해 실물경제에 영향을 미칠 수 있다. 예비적 저축(precautionary saving) 이론에 따르면 불확실성이 증가할 때, 소비자들은 내구소비재를 중심으로 소비를 줄이는 대신 저축을 증가시킴으로써 미래에 대비하게 된다. 또한 불확실성이 증가하면 가계의 자산구성이 상대적으로 안전한 자산의 비중이 높아지는 방향으로 조정되고 이는 기업의 자금조달에 영향을 줄 수 있다. 비가역적 투자이론(irreversible investment)이 예측하는 바와 같이 불확실성이 증가할 때 기업은 투자규모를 축소하거나 연기함으로써 경제 전체적으로 총수요의 부족을 유발하고 장기적으로는 생산능력을 감소시킬 수 있다.

또한 불확실성이 증가하면 효율적인 자원배분을 저해할 수 있다. 불확실성으로 인하여 생산성이 높은 기업이 충분히 확장하지 못하는 동시에 새로운 기업의 시장진입이 연기될 가능성이 높다. 불확실성 때문에 기업은 고용을 확대하지 못하거나 임시직 고용만 증가하면서 전반적인 임금상승이 둔화될 수 있다. 금융시장에서도 불확실성이 높아지면서 위험 프리미엄이 상승하고 이에 따라 기업의 자금조달비용이 상승하게 된다. 또한 불확실성이 상승하게 되면 정보의 비대칭성이 심화되고 이에 따라 금융기관의 대출도 축소될 가능성이 높다. 이러한 신용공급의 축소는 중소기업을 중심으로 담보가 충분하지 못하거나 업력이 짧은 기업일수록 더욱 큰 영향을 받게 될 것이다.

과거 불확실성에 관한 이론 및 실증연구는 소비나 투자와 같은 특정 경제변수를 중심으로 이루어져 왔다. 그러나 최근에는 거시경제 현안에 대한 분석과 전망을

위하여 거시경제 전체의 불확실성에 보다 주목하고 있다. 특히 트럼프 행정부의 무역정책, 미 연준의 금리인상과 통화정책 정상화, 영국의 브렉시트, 원자재 가격의 변동성 확대 등이 불확실성 상승의 원인으로 지적되면서 불확실성이 세계경제와 각국의 국내경제에 미치는 영향에 대한 분석의 필요성이 제기되고 있다. 우리나라에서도 정책당국을 중심으로 거시경제 전체의 불확실성의 증가가 경제성장이나 인플레이션에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대한 관심이 높아지고 있다.

그럼에도 불구하고 거시경제 분석이나 전망에 불확실성을 고려하는 것은 쉬운 일이 아니다. 첫째, 원칙적으로 관측 불가능한 불확실성을 정교하게 측정하는 것이 매우 어려운 작업이 될 것이며, 둘째 계량화된 불확실성이 거시경제에 어떻게 영향을 주는지를 실증적으로 분석하는 것도 결코 쉬운 일이 아니다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 우리경제를 대상으로 엄밀한 객관적, 통계적 방법론을 사용하여 불확실성을 측정하고 그 효과를 실증분석하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로 본 연구는 다음과 같은 세 가지 목적을 가지고 있다. 첫째, 불확실성에 관한 선행연구들을 정리하고 이를 바탕으로 불확실성이라는 다소 모호한 개념을 가능한 과학적인 방법으로 정의하고자 한다. 둘째, 불확실성에 대한 정의를 바탕으로 다양한 관찰 가능한 지표들을 이용하여 관찰 불가능한 불확실성의 측정 지수를 개발한다. 셋째, 이와 같이 측정된 거시경제 불확실성 지수를 이용하여 불확실성이 거시경제에 미치는 영향을 실증분석 한다. 이러한 분석을 통하여 불확실성에 대한 심도 있는 이해를 도모하고 장기적으로 다양한 경제현안 분석에 활용하도록 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 불확실성에 대한 기존 연구들을 살펴본다. 우선 기존 연구에서의 불확실성 측정방법에 관하여 살펴보고 거시경제학에서 논의된 불확실성과 관련된 이론과 함께 이에 대한 실증분석 연구들을 개관한다. III장에서는 불확실성의 측정에 관한 통계적 방법을 설명하고 IV장에서는 분석결과를 제시한다. V장에서는 불확실성지수와 거시경제변수 간의 관계를 간단한 실증분석으로 통해 살펴본다. VI장은 결론이다.

II. 불확실성에 관한 기존연구

1. 기존연구에서의 불확실성 측정

불확실성의 움직임을 포착하고 불확실성이 거시경제와 어떠한 관계가 있는지를 연구함에 있어 당면하는 가장 어려운 문제는 불확실성에 대한 객관적인 자료가 존재하지 않는다는 점이다. 따라서 기존연구에서는 불확실성에 대한 대리변수를 추정하거나 불확실성과 밀접하게 관련되어 있을 것으로 생각되는 변수를 임의로 선별하여 분석에 이용할 수밖에 없다. 기존연구에서 불확실성을 측정하는 방법은 대략 다음과 같이 분류해 볼 수 있을 것이다.

첫째, 불확실성의 측정에 가장 보편적으로 사용되어 온 방법은 어떤 경제변수의 변동성(volatility)을 불확실성의 대리변수로 사용하는 것이다. 대표적으로 주식수익률의 내재변동성(implied volatility)이나 실현변동성(volatility)을 추정하여 불확실성의 대리변수로 사용한 연구들이 있다. 불확실성이 높아질 경우 주식시장과 같은 금융시장의 가격변수는 가장 신속하고 민감하게 반응할 것으로 예상할 수 있으므로 이러한 방법은 의미가 있을 수 있다. 특히 주식가격은 시장에서 평가되는 기업가치에 대한 정보가 집약되어 있다고 할 수 있다. 또한 주식가격은 원칙적으로 시장참가자의 미래에 대한 예상을 반영하고 있으므로 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하면 미래에 대한 예상을 반영할 수 있다.

이러한 방법은 변동성이 불확실성과 높은 상관관계를 가지고 있다는 전제하에 상대적으로 추정이 용이하기 때문에 실증분석에서 많이 사용되고 있다. 그러나 Jurado, Ludvigson, Ng(2015)이 지적하고 있듯이 경기침체 등으로 인하여 변동성이 낮게 나타나는 경우에도 실제 경제의 불확실성은 높을 수 있으므로 변동성과 불확실성 간의 상관관계는 반드시 높지 않을 수도 있다. 또한, 변동성이 변하지 않고 일정한 상태에서도 조건부 변동성은 시간에 따라 등락하는 움직임을 보이는 경우가 많으므로 변동성이 불확실성의 지표로써 적절한가에 대해서는 의문이 제기될 수 있다.

예를 들면 주식수익률의 변동성은 기업의 레버리지가 변하거나 투자자의 위험기피도(risk aversion)나 심리적 요인에 의해 달라질 수 있다. 즉, 주식가격은 기업의

실질적인 내재가치(fundamental)뿐 아니라 버블이나 노이즈(noise) 등의 영향을 받을 수 있다. 만일 이러한 요인들이 주식수익률의 변동을 초래하는 주요인이라면 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하는 것은 큰 문제가 될 수 있다. 불확실성의 대리변수로 자주 사용되고 있는 VIX의 경우에도 시간에 따라 변하는 위험기피 성향에 의해 변동하는 경향이 강하다는 지적이 있다. (Bekaert, Hoerova and Duca 2013). 또한 소득의 불확실성을 과거 소득의 분산으로 측정하는 경우가 있는데 이러한 방법은 기본적으로 과거 시계열을 이용하는 것이므로 미래의 불확실성을 측정하는데에는 한계가 있을 수밖에 없다.

둘째, 주식수익률이나 기업의 이윤이나 판매, 생산성 등의 횡단면적 이산 정도 (cross-sectional dispersion)를 이용하여 불확실성을 측정하는 방법도 있다. 주식가격이나 기업활동에 대한 애널리스트의 전망의 이산정도나 전문가 및 일반인을 대상으로 주관적인 전망치를 조사한 서베이 자료에 나타난 이산 정도로 불확실성을 측정하기도 한다. 이러한 방법은 만일 경제성장률이나 인플레이션에 대한 전망치의 이산정도가 크게 나타나면 불확실성이 높아지는 것으로 해석하는 방법이다. 또한 기업경기실사지수, 소비자동향지수, 경제심리지수 등을 사용하여 직간접적으로 불확실성을 측정하기도 한다.

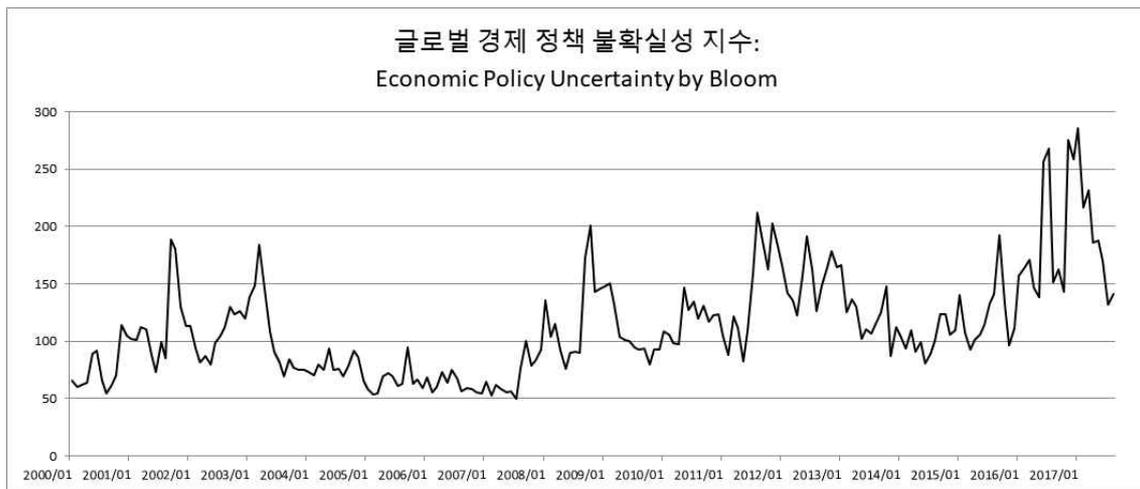
그러나 기업의 이윤이나 매출 등 미시자료의 횡단면적 이산정도는 서로 이질적인 개별 기업 고유의 요인이 반영될 수밖에 없으므로 경제 전체의 불확실성을 측정하는데 한계가 있을 수 있다. 애널리스트나 서베이에 나타나는 전망치의 이산정도도 경제 불확실성을 측정하는데에는 문제가 존재한다. 우선 이러한 조사는 극히 일부 시계열에 대한 조사만 이루어지기 때문에 포괄범위에 있어 한계가 있으며 애널리스트의 전망치는 편이(bias)가 존재할 가능성이 매우 높다. 더욱이 이러한 서베이 결과의 이산정도는 불확실성이라기보다는 단순히 응답자의 견해 차이에 기인할 수 있다. Bachman, Elstner and Sims (2013)는 독일 기업에 대한 서베이 자료에 기초하여 불확실성을 측정하고 분석한 결과 이론적인 예측과 달리 불확실성이 경기변동에 영향을 주었다기 보다는 경기침체의 결과라고 주장하였다.

셋째, 최근 주목할 만한 불확실성 지표로써 정책 불확실성의 뉴스 빈도를 통해 계산되는 경제정책 불확실성 지수(Bloom's economic policy uncertainty index)가 있다 Baker, Bloom and Davis(2016)는 우선 미국경제를 대상으로 10개의 주

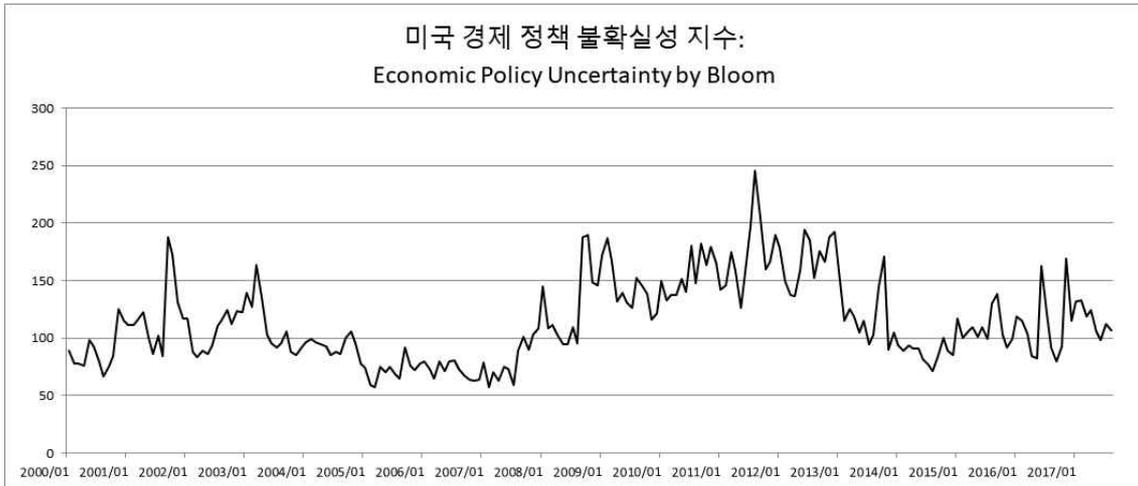
요 신문을 검색하여 “economic” 또는 “economy”; “uncertain” 또는 “uncertainty”; “congress”, “deficit”, “Federal Reserve”, “legislation”, “regulation”, 또는 “White House”의 3가지 범주에 모두 해당하는 기사를 검색하여 그 빈도에 따라 불확실성 지수를 개발하였다. 이와 같이 구성된 경제정책 불확실성 지수는 불확실성이 높아졌다고 믿어지는 역사적 사건들과 부합되는 모습을 보이고 있다.

이와 유사한 방법으로 Baker, Bloom and Davis(2016)는 미국 외에 20개 지역에 대한 불확실성 지수를 산출하여 발표하고 있다. 우리나라의 경우에도 1990년부터 동아일보, 경향신문, 매일경제, 한겨레, 한국일보, 한국경제신문 등 6개 신문에 근거하여 경제정책 불확실성 지수를 산출하고 있다. 이때 신문기사의 검색어는 “경제적”, “경제”, 또는 “상업(commerce)”; “불확실” 또는 “불확실성”; “정부”, “청와대”, “국회”, “입법”, “조세”, “규제”, “한국은행”, “중앙은행”, “적자”, “WTO”, “법안”, “기획재정부” 등이다.

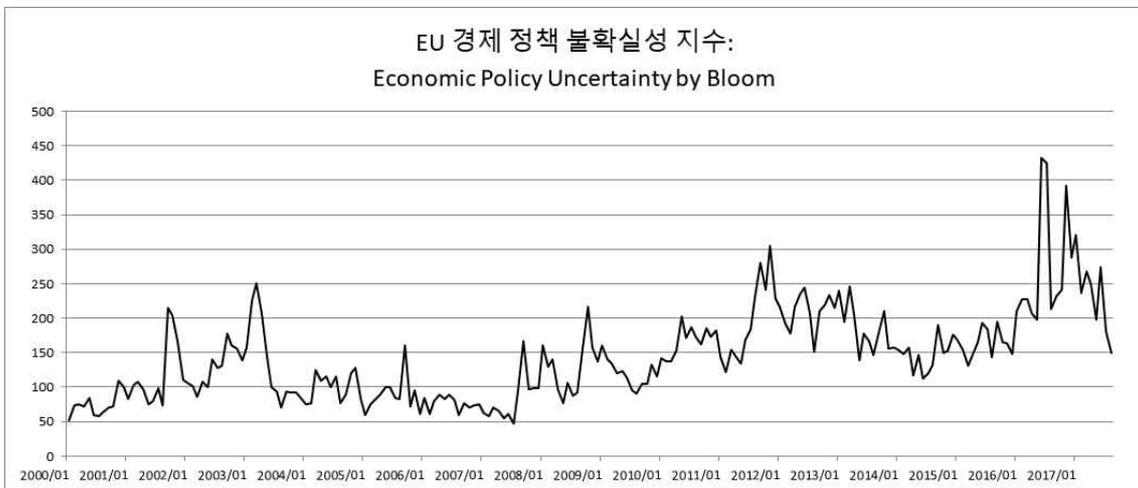
[그림 1] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (Global)



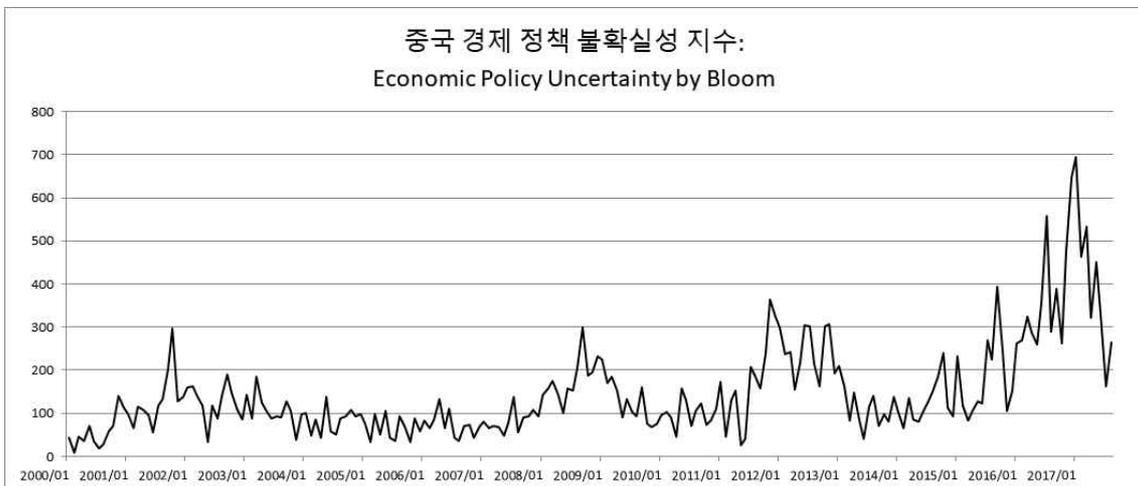
[그림 2] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (미국)



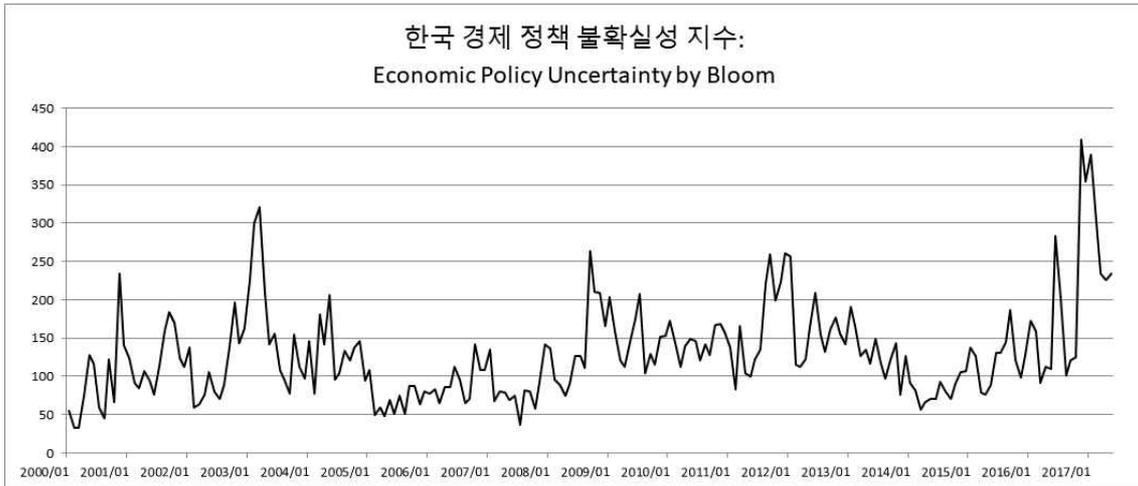
[그림 3] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (유럽)



[그림 4] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (중국)



[그림 5] Bloom의 경제정책 불확실성 지수 (한국)



[그림 1]~[그림 5]는 전세계(global), 미국, 유럽, 중국, 한국에 대한 Bloom의 경제정책 불확실성 지수를 보여주고 있다. 전반적으로 국가에 관계없이 글로벌 금융 위기 기간과 유럽재정위기 기간에 상승하는 모습을 보이고 있다. 한 가지 주목할 만한 점은 미국을 제외한 대부분의 국가에서 최근 불확실성 지수가 매우 가파르게 상승하였다는 것이다. 한국, 유럽, 중국 및 글로벌 경제정책 불확실성이 2000년 이후 가장 높게 상승하고 있다. 특히 중국의 경우 경제정책 불확실성이 과거에 비해 최근 매우 높게 나타나고 있으며 우리나라의 경우에도 불확실성이 크게 높아진 모습을 보이고 있다.

2. 불확실성에 대한 이론과 국내 실증분석

(1) 불확실성과 소비

거시경제학에서 불확실성과 관련된 이론적 연구는 주로 투자와 소비와 관련하여 이루어져 왔다. 불확실성과 소비와의 관계에 주목한 예비적 저축이론은 Leland(1968)에 의해 처음 제시된 후 Kimball(1990), Carroll and Kimball(2001, 2006) 등에 의해 발전되었다. 예비적 저축(precautionary saving) 이론에 따르면 한계효용이 볼록(convex)할 경우 미래 소득에 대한 불확실성이 높아지면 이에 대비하기 위하여 현재소비를 줄이고 저축을 증가시키는 방향으로 의

사결정이 이루어지게 된다. Dardanoni(1991), Carroll and Samwick(1996) 등은 예비적 저축에 대한 실증분석 결과를 제공하고 있다.

예비적 저축에 대한 국내의 실증연구도 다수 존재한다. 이민원(1999)은 실제 소득의 분산을 사용하는 대신 소비자의 미래소득에 대한 주관적 평가자료를 이용하여 미래소득의 불확실성을 측정하였다. 이를 이용한 분석결과에 따르면 미래소득 불확실성 변수는 금융자산에는 정의 영향을 주지만 전체 부(wealth)에는 마이너스 효과를 주는 것을 발견하였다. 이우현(2001)은 대우 패널조사 자료를 사용하여 한국의 가구별 소비행태를 분석하였는데 예비적 저축의 증거를 찾지 못하였다.

신관호·주원(2002)은 Carroll and Samwick(1997)의 방법론에 따라 소득에 영향을 미치는 충격을 항구적 충격과 일시적 충격으로 구분하고 각각의 분산을 소득불확실성의 대리변수로 사용하였다. 신관호·주원의 분석에 따르면 부의 축적에 있어서는 예비적 저축이론을 지지하지 않는 결과가 도출되었으나 소비를 분석한 결과는 이론이 제시하는 바와 같이 불확실성이 유의하게 소비에 영향을 주는 것을 발견하였다. 장민·황인도(2004)는 소득 및 자산가격 불확실성이 소비에 미치는 영향을 분석하였는데 심리지수로 측정한 소득의 예측오차와 함께 소득 및 자산가격의 조건부 이분산을 불확실성 지표로 사용하였다. 분석결과에 의하면 소득불확실성 및 자산가격 및 차입 여건의 불확실성이 소비에 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되어 예비적 저축행태가 존재하는 것으로 나타났다.

박명호(2007)도 미래 노동소득의 불확실성이 예비적 저축동기를 유발하여 현시점의 최적소비를 감소시킴을 보이고 있다. 차은영 최은영(2007)은 한국노동패널조사 자료를 이용하여 소득 불확실성과 부의 관계를 추정한 결과 정의 관계를 발견하여 예비적 저축동기가 있음을 확인하였다. 그러나 불확실성에 대한 계수 추정치가 비탄력적으로 나타나 가계의 예비적 저축이 소득불확실성에 반응하는 정도가 크지 않음을 발견하였다. 한편, 유경원(2004)은 가계패널조사 자료를 이용하여 우리나라 가계의 금융자산선택에 미치는 주요 요인을 분석하였는데 소득위험이 높은 가계일수록 안전 금융자산의 비중이 높은 반면 위험 금융자산인 주식의 보유비중이 낮은 것을 발견하였다.

(2) 불확실성과 투자

이론적으로 투자와 불확실성 간의 관계는 거시경제학의 흥미로운 연구주제이나 모형에 따라 서로 다른 결론이 도출되기도 한다. Hartman(1972) 및 Abel(1983) 등은 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수이면 불확실성의 증가는 오히려 투자를 증가시킨다고 주장하였다. 자본에 비하여 노동이 보다 신축적으로 변화시킬 수 있는 생산요소라면 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수일 수 있고 이때 분산의 증가는 자본의 기대수익을 높일 수 있게 된다.

반대로 비가역적 투자이론(irreversible investment theory)에 따르면 자본의 한계수입생산이 생산물 가격에 대하여 오목한 함수가 되고 따라서 불확실성의 증가는 투자를 위축시키게 된다. 투자의 비가역성이란 조정비용(adjustment cost)의 비대칭성(asymmetry)으로 인하여 자본스톡을 줄이는 것이 증가시키는 것보다 더 어렵다는 것을 의미한다. 즉, 투자비용의 상당부분은 매몰비용(sunk cost)의 성격을 가지므로 일단 투자가 이루어지면 되돌릴 수 없음에 주목하고 있다. 비가역적 투자이론에 대한 자세한 내용은 Dixit and Pindyck(1994), Caballero(1999) 등을 참조할 수 있다.

따라서 불확실성이 높아지면 기업은 투자비용이나 시장상황(market condition)에 대한 새로운 정보를 얻을 수 있을 때까지 투자를 연기하게 된다. 기존의 신고전파 투자이론에 따르면 투자의 현재가치(NPV: net present value)가 양수이면 투자가 이루어지게 되나, 비가역적 투자이론은 투자의 현재가치가 양수라고 하더라도 경제에 불확실성이 과도하게 증가하면 투자를 연기하는 것이 오히려 바람직할 수 있음을 주장하고 있다.

한편 불확실성과 투자에 관한 실증연구도 활발하게 이루어져 왔다. 우선 Leahy and Whited(1996)는 주식가격 변동의 분산을 불확실성의 대리변수로 사용하여 불확실성과 투자의 관계를 체계적으로 분석하였다. Leahy and Whited는 1982~87년의 표본기간 중 미국 제조업 기업을 대상으로 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 결과 불확실성이 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다. 이러한 분석결과는 비가역적 투자이론에 보다 부합하는 것으로 볼 수 있다. Bloom, Bond, and Van Reenen(2001)도 개별 기업의 주가변동의 표준편차를 이용하여 불확실성을 측정하고 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았는데 Leahy and Whited와 유사한 결과를 얻었다. Bond and Cummins(2004) 역시 불확실성과 투자 사이에는 음의 상관관계가 있음을 발견하였다. Bond and

Cummins(2004)는 불확실성을 주가변동의 분산뿐 아니라 각 기업의 미래이윤에 대한 전문적 증권분석가(professional securities analysts)의 예측을 토대로 측정하였다. 즉, 기업이윤에 대한 예측오차가 커질수록 또는 증권분석가들의 예측치 간의 차이가 많이 발생할수록 불확실성이 증가하는 것으로 가정하였다.

불확실성과 투자에 관한 국내의 실증연구들도 다수 존재한다. 우선 이항용(2005)은 국내 상장기업의 패널자료를 이용하여 불확실성을 측정한 후 불확실성이 투자에 미치는 영향을 분석하였다. 이때 불확실성은 주식수익률의 표준편차를 이용하여 측정하였는데 불확실성이 높은 기업일수록 투자율이 낮음을 발견하였다. 특히 불확실성이 투자에 미치는 영향은 외환위기 이후의 기간에서만 발견되었는데, 이러한 결과는 외환위기 이전에는 기업의 투자결정이 양적팽창에 주안점을 둔 상태에서 정부의 암묵적 보증이나 시장선점을 위한 전략적 유인 등으로 불확실성으로 인한 위험이 중요한 역할을 하지 못하였던 데 비해 외환위기 이후에는 수익성 위주의 안정적·보수적 경영이 강조되면서 불확실성에 민감하게 반응해 온 것으로 해석하고 있다.

한편 투자에 영향을 줄 것으로 생각되는 주요 거시경제 변수의 불확실성의 영향을 분석한 연구들이 존재한다. 신선우(2003)는 환율불확실성이 기업투자에 음의 영향을 미치는 것을 발견하였으며 특히 독립기업과 수출비중이 낮은 기업이 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 신선우·구재운(2003)은 인플레이션 확률과정의 조건부 이분산과 상대가격 변동성을 사용하여 인플레이션 불확실성을 측정한 분석에서 인플레이션 불확실성이 높아지면 투자를 감소시키는 효과를 발견하였다. 문호성(2003)은 실증분석을 통하여 이자율변동성이 높아지면 투자가 부진해진다고 주장하였다.

조성빈(2017)은 Baker, Bloom, and Davis(2016)의 경제정책 불확실성 지표를 이용하여 우리나라 기업의 투자와 정책 불확실성 간의 관계를 추정하였다. 추정결과에 따르면 2008년 이전에는 정책불확실성이 투자에 유의한 음의 영향을 미치나 금융위기 이후의 기간에는 유의한 관계가 발견되지 않았다. 조성빈은 이러한 결과는 주로 규모가 작고 업력이 짧은 코스닥 상장기업에 기인하는 것으로 판단하고 있다.

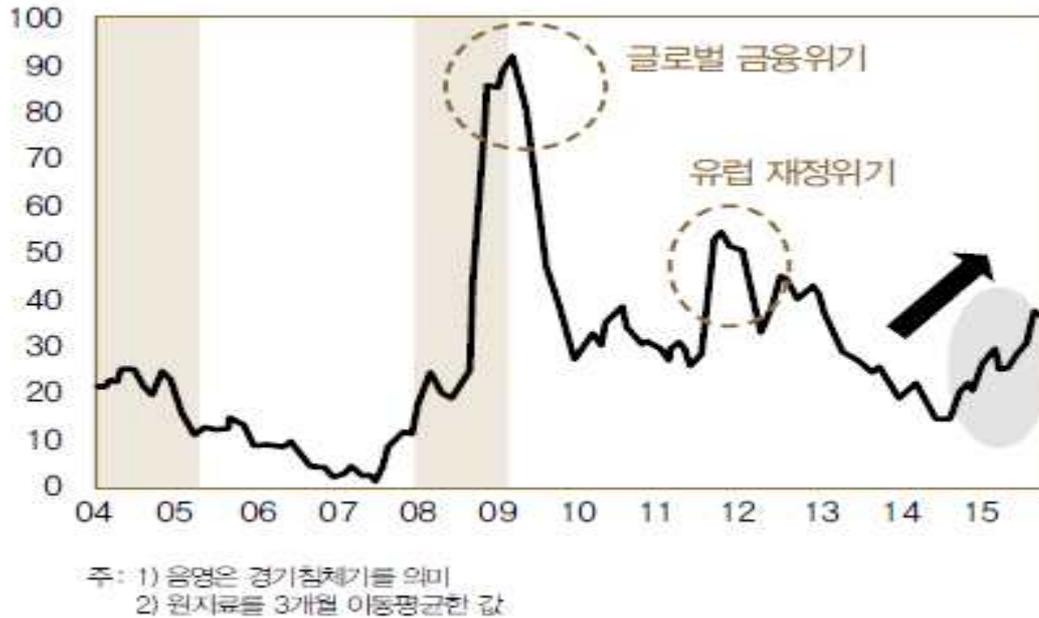
(3) 불확실성과 거시경제

앞에서 논의한 연구들은 불확실성과 소비 및 투자와 같은 단일 변수와의 관계에 주목하였다. 최근에는 거시경제 전체의 불확실성과 경제성장률 및 인플레이션 등의 거시경제 변수의 관계에 대한 보다 포괄적인 시각에서 실증분석이 이루어져 왔다.

김웅·김현수(2012)는 대내외여건의 불확실성이 금융시장에 반영되어 있다고 가정하고 금융변수의 변동성 및 스프레드 지표들을 결합하여 불확실성지수를 구축한 후 불확실성과 경제성장간의 관계에 대하여 실증분석을 시도하였다. 이때 불확실성 지수는 IMF의 금융스트레스지수(Financial Stress Index) 작성방식을 원용하여 여러 부문의 불확실성 지표를 결합하여 단일지수화 하였다. 구체적으로 은행업 부문의 은행업 주가지수 상대적 변동성(베타)과 은행채와 국고채 수익률 스프레드, 외환시장 변수인 실질실효환율 변동성(GARCH모형적용), 주식시장 변수인 주가지수 변동성(GARCH모형적용)과 주가지수 평균하락률, 채권시장 변수인 신용스프레드와 장단기스프레드 등 모두 7개의 변수를 사용하여 단일지수를 구하였다. 김웅·김현수에 따르면 이와 같이 구성된 불확실성지수를 이용한 실증분석 결과, 불확실성의 증대는 이론적 논의처럼 실물경제 위축으로 이어지는 것으로 나타났다. 또한 불확실성이 높아지면서 수출, 소비, 투자의 순으로 시차를 두고 부정적인 영향을 미치는 특징을 보였다.

이현창·정원석(2016)은 보다 종합적인 시각에서 거시경제 불확실성 지표를 개발하였다. 이를 위하여 경제전망치에 나타난 불확실성, 금융시장변수로 측정한 불확실성, 해외경제의 불확실성 등 3가지 부문의 불확실성을 측정하고 이들의 공통요인을 추출하는 방식으로 우리나라의 거시경제 불확실성 지수를 구축하였다. 이현창·정원석이 사용한 불확실성 관련 지표는 첫째 Consensus Economics의 GDP 및 인플레이션 전망 서베이와 BSI 조사(제조업)의 불확실성 항목을 이용한 전망 불확실성, 둘째 옵션가격결정 모형에서 계산된 주가와 환율의 내재변동성(implied volatility), 셋째 Baker, Bloom, and Davis의 미국, 유럽, 중국의 경제정책 불확실성 지수이다.

[그림 6] 이현창·정원석의 거시경제 불확실성 지표



자료: 이현창·정원석(2016)

이와 같이 시산된 거시경제 불확실성 지수는 글로벌 금융위기 및 유럽재정위기 기간에 상승하는 모습을 보이고 있으며 2015년에도 상승하는 모습을 보이고 있다. 또한 이현창·정원석은 VAR 모형 및 준구조 DSGE 모형을 통한 충격반응분석을 통하여 불확실성이 증가할 경우 우리나라의 경제성장률과 물가상승률이 하락하는 것을 발견하였다.

III. 불확실성의 측정방법

이 장에서는 경제 변수의 불확실성 지수를 추정하는 방법과 불확실성과 경제 변수들 사이의 동태적 분석에 관한 방법론을 기술한다. 연구 방법을 다음의 순서로 정리하고자 한다. 첫째, 불확실성은 미래의 예측하지 못하는 변동성이므로 우선적으로 예측이 가능한 부분을 추정해서 이를 제거하여 예측오차를 구해 주는 과정이 필요하다. 이러한 과정이 단순한 변동성과 우리가 고려하는 불확실성의 주요한 차이점이 된다(Jurado, Ludvigson, Ng, 2015). 예측 가능한 변수들의 변동성을 다루기 위하여 공통 요인(Common Factors)의 개념을 이용한다. 공통요인은 대규모의 경제 변수들 안에서 기본적으로 같은 움직임을 가지는 공통적인 요인으로 해석될 수 있다. 이를 위하여 국내외 경제변수들로 이루어진 패널 데이터로부터 소수의 공통 요인을 추정한다.

둘째, 추정된 요인들이 포함된 요인 확장형 벡터자기회귀 모형(Factor augmented VAR)을 이용하여 개별 변수의 불확실성 지수를 추정한다. 특히, 롤링 추정 방식을 사용하여 불확실성의 시계열을 구하게 된다. 이 과정은 기존 문헌에서는 많이 다루어지지 않은 시도다. 또한 개별 불확실성들의 평균치로부터 거시 불확실성을 추정하여 분석한다. 셋째, 불확실성과 경제 변수들로 이루어진 VAR 모형을 이용하여 충격반응분석(impulse response analysis)을 수행한다. 이를 통하여 불확실성이 주요 경제 변수에 미치는 효과를 동태적으로 분석한다.

1. 패널 자료와 공통 요인 (Common Factor) 추정

본 연구 방법은 기본적으로 Jurado, Ludvigson, Ng(2015)의 불확실성 지수에 관한 계량 경제학적 방법론을 이용한다. 이것은 요인 확장형 VAR 모형으로부터 추정되는 예측오차의 분산에 근거하여 불확실성의 지수를 추정하고, 이들의 가중 합으로부터 거시 불확실성 지수를 추정하는 것이다. 기존의 연구에 더하여, 본 연구에서는 불확실성 변수를 VAR 모형에 포함하여 불확실성이 주요 경제 변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석하여 함의를 도출하고자 한다.

구체적으로 N 개의 국내외 금융 및 거시 변수들로 구성되는 패널변수

$X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{Nt})'$ 를 고려한다. 여기에서 N 은 변수의 숫자, T 는 각 변수의 표본 크기다. 패널 변수로는 생산, 소비, 투자, 수출입, 물가, 노동시장, 금융시장 관련 변수 및 해외 변수(해외 생산, 해외 물가, 국제 금리, 국제 유가 등) 등 국내외 거시변수들의 시계열을 포함한다.

패널 변수는 r 개의 공통 요소(common factors)를 가지는 것으로 가정하여 다음과 같이 패널 변수들로 이루어진 요소 모형을 고려한다.

$$X_{it} = \Lambda_i' F_t + e_{it} \quad (1)$$

여기서 F_t 는 관측이 되지 않는 내재 변수로서 요소(factor)로 명기하고 Λ_i 는 요소 로딩 (factor loading) 계수다. 만약 참인 요소(true factors)의 숫자가 r 개가 존재한다면 $\Lambda_i' = (\Lambda_{i1}, \Lambda_{i2}, \dots, \Lambda_{ir})$, $F_t = (F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{rt})'$ 로 표기할 수 있다 (Breitung and Eickmeier, 2006). 여기에서 요소 숫자 r 은 N 보다는 훨씬 작아야 한다는 기술적인 가정이 필요한데 이는 통상 만족되는 약한 가정이다.

요인 모형의 역사는 1900년대 초로 거슬러 갈 만큼 매우 오래되었다. 초기의 요인 모형에서는 확실적인 오차항을 허용하지 않는 일종의 정확한 요인 모형(Exact Factor Model)이라면, 현재 문헌에서 주로 사용되는 식 (1)과 같은 요인 모형은 근사적인 요인 모형(Approximate Factor Model)이라고 불린다(Bai and Ng, 2002).

참고로 위 식(1)의 요소 모형을 행렬의 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$X = F\Lambda' + e \quad (2)$$

여기서 $X = (X_1, X_2, \dots, X_N)$, 그리고 $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})'$ 로 표현되어 X 는 $T \times N$ 행렬이 된다. 요인 $F = (F_1, F_2, \dots, F_T)'$ 로서 $T \times r$ 행렬이고, $\Lambda' = (\Lambda_1, \Lambda_2, \dots, \Lambda_N)'$ 으로 $r \times N$ 행렬이다.

요인 추정 방법으로 가장 많이 쓰이는 방법은 주성분 추정(Principal Component Estimation) 방법이다. 이를 정리하면 다음과 같다. 각 변수는 안정성을 확보하기

위하여 수준 변수의 경우 차분(또는 로그 차분) 등의 변수 전환을 한다. 또한 요소 추정 전 단계로서 각 변수들은 표본 평균과 표본 표준편차로 표준화한다. 다음으로, 상관 행렬 XX' ($T \times T$)로부터 가장 큰 r 개의 고유치 $\lambda_1, \dots, \lambda_r$ (eigenvalues)를 구하고 이에 상응하는 r 개의 고유벡터(eigenvector)를 순차적으로 v_1, \dots, v_r 로 표기한다. 이 고유 벡터에 \sqrt{T} 을 곱한 것이 요소 F 의 추정량이 된다. 즉, r 개의 요소 추정량은 다음과 같이 구한다.

$$F_t^k = \sqrt{T} \times v^k, \text{ for } k = 1, 2, \dots, r \quad (3)$$

이러한 주성분 추정량(Principal Component Estimator; PC Estimator)은 적절한 조건 하에서 참인 요소(True Factors)의 일치 추정량(consistent estimator)이 되는 것으로 알려져 있다. 통상적으로는 통계 패키지(예를 들어 STATA)에서 주성분 분석(pca; principal component analysis) 방법으로 고유치와 고유 벡터를 구하면 되며 이 때 요소 추정량들은 $F'F/T = I_r$ 로 정규화된다. 요소 추정량을 구하는 다른 방식은 상관 행렬 $X'X$ 로부터 구하는 것도 가능하나 이 경우에는 요소 로딩 계수를 먼저 추정한 후 요소 추정량을 구해야 하는 과정을 거치는데, 본 연구에서는 요소 추정량만 구하면 되므로 이 방식은 따로 고려하지 않는다. (Bai and Ng, 2002).

2. 공통요인 개수(number of factors)의 결정

궁극적으로 요인 확장형 VAR 모형을 구축하기 위해서는 요인의 개수를 결정하는 작업이 중요하다. 요인의 개수를 정하는 문제는 Cattell(1966)의 연구로까지 거슬러간다. 스크리 검정(Scree Test)으로 알려져 있는 이 방법은 고유치(eigenvalue)들을 내림 순서의 그림으로 보고 요인의 숫자를 정하는 직관적인 방법으로 유용하지만 객관적인 방법은 아니라고 할 수 있다. 보다 정량적이고 객관적인 방식으로 요인의 개수를 정하는 연구들은 최근에 다수 개발되었다. 이 중에서 본 연구에서는 요인의 개수 추정을 위한 객관적인 알고리즘을 제시한 몇 가지 방법들을 정리, 소개한다.

먼저 Bai and Ng(2002)에서 제시된 요인 개수 추정방법은 계량경제학 문헌에서

많이 인용되는 객관적인 방식이다. 이 방법은 문헌에서 잘 알려진 정보기준 (information criteria)의 방식의 아이디어를 활용하는 것으로 다음과 같은 최소화 조건을 만족하는 요소 숫자 r 을 결정하게 된다.

$$\begin{aligned} & \text{Min} \{ \ln [V(r)] + \text{penalty} \}, \\ & V(r) = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \Lambda_i^r F_t^r)^2 \end{aligned} \quad (4)$$

즉, 잔차의 제곱항과 적절한 페널티 항으로 구성된 손실 함수를 최소화하는 요인 개수 r 을 선택하게 된다. 이는 널리 알려진 AIC(Akaike Information Criteria) 또는 BIC(Bayesian Information Criteria) 등의 정보 기준과 매우 유사한 아이디어이다. 즉, 요인 개수 r 이 증가할수록 첫 번째 항인 잔차 제곱은 줄어들고, 동시에 페널티 항-구체적인 수식들은 생략-은 증가하게 된다. 다양한 페널티 항과 손실 함수의 유형에 대해서는 Bai and Ng(2002)을 참조하고 구체적인 내용은 생략한다. 이러한 정보 기준 방식은 페널티 항의 선택에 상당히 민감하게 반응하고 아울러 여러 모의실험에서도 N 과 T 의 크기에 따라 다소 저조한 유한 표본 성과를 나타내고 있는 것으로 알려져 있다.

본 연구에서는 Bai and Ng(2002) 검정방법 대신에 Ahn and Horenstein(2013)의 고유치 비율 (eigenvalue ratio) 검정 방법을 활용하고자 한다. 이 검정 통계량은 사용이 간편하고, 여러 모의 실험에서도 성과가 우수한 것으로 알려져 있다. 검정의 방법은 직관적인데, 가장 큰 고유치부터 순차적으로 배열한 후 두 고유치의 비율이 최대화되는 지점에서의 요인의 개수를 선택하는 것이다. 이를 고유치 비율 검정 통계량(ER; Eigenvalue Ratio)으로 명명하고 수식으로 정확히 표현하면 다음과 같다.

$$\text{Max}_{1 \leq r \leq r_{\max}} \left(\frac{\lambda_r}{\lambda_{r+1}} \right) \quad (5)$$

여기서 r_{\max} 는 최대 요인 개수로서 사전에 미리 그 값을 정해 둔다. 고유치 비율 검정 통계량은 계산이 매우 간단하다는 장점이 있다. 예를 들어 가장 큰 고유치부터 내림 순서로 배열했을 때, 3번째와 4번째의 비율이 가장 크게 나타난다면 요소

숫자의 추정치는 3이 된다. 고유치 비율 검정과 함께 Ahn and Horenstein(2013)에서 제안된 고유치의 증가율 통계량(EG; Eigenvalue growth rate test)도 함께 고려하기로 한다.

$$Max_{1 \leq r \leq r_{max}} \left(\frac{\ln(1 + \lambda_r)}{\ln(1 + \lambda_{r+1})} \right) \quad (6)$$

본 연구에서는 위의 두 가지 검정법을 이용하여 요소의 숫자를 결정하고자 한다.

3. 요인 확장형 VAR 모형(Factor-augmented VAR model)

본 연구에서 구하고자 하는 불확실성 지표에 상응하는 경제 변수를 y_t 로 표기한다. 본 연구에서 고려된 경제 변수 y_t 는 궁극적으로 불확실성을 측정하고자 하는 국내외 실물 및 금융 등 다양한 부문의 변수가 고려될 수 있다.

이상의 과정을 통하여 다변수 시계열인 $Z_t = (\hat{F}_t', y_t)'$ 를 확보한다. 예를 들어 r 개의 공통요소와 불확실성을 구하고자 하는 1개의 y 변수로 구성된다면 Z 는 $(r+1)$ -차원의 다변수 시계열이 된다. 공통요인을 사용하는 가장 큰 장점 중 하나는 대규모의 패널 자료를 이용하는 과정에서 발생할 수 있는 차원의 문제를 크게 줄일 수 있다는 점으로써 이는 자료 축소(data reduction)로도 불린다. 이는 통상의 VAR 모형에서의 과다 모수화 문제를 상당부분 해결할 수 있다.

아울러, 여러 변수들로 이루어진 구조적 VAR 모형에서는 식별을 위한 여러 가정들이 필요한데, 대규모 패널 데이터로부터 요인 확장형 모형을 사용하면 이런 문제로부터 훨씬 자유로울 수 있다는 장점이 있다 (Breitung and Eickmeier, 2006; Stock and Watson, 2002). Bernanke et al(2005)는 통상의 VAR이 제한된 정보로부터의 동태적 분석을 제공하는데 비하여 공통요인을 포함한 요인 확장형 벡터자기회귀 모형(Factor-augmented VAR; 이하 FAVAR)은 데이터들이 가지고 있는 정보를 훨씬 많이 효과적으로 이용할 수 있음을 여러 경제적인 실례들을 통하여 보이고 있다.

따라서, 불확실성과 경제 변수들 간의 동태적인 관계를 분석하기 위하여 FAVAR 을 기본적인 다변수 모형으로 고려한다 (Bernanke et al, 2005; Mumtaz and Surico, 2009; Stock and Watson, 2002, 2005, 2011).

예를 들어, 가장 간단한 형태의 FAVAR(1) 모형은 다음과 같다.

$$Z_t = \begin{pmatrix} \hat{F}_t \\ y_t \end{pmatrix} = \Phi Z_{t-1} + u_t, \quad \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} \quad (7)$$

여기에서 오차항 u_t 는 분산-공분산인 $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ 를 가진다. 또한 $u_t = (u_t^F, u_t^y)$ 의 조건부 분산은 시간에 따라 움직이는 것이 허용된다. 즉, $Var(u_t | I_{t-1}) = \sigma_t^2$ 로 설정된다. 여기에는 잘 알려진 GARCH 형태의 변동성 등이 포함될 수 있다. 앞에서 언급하였듯이 FAVAR 모형을 이용함으로써 추정할 모수의 숫자는 단지 7개(계수 4개, 분산 2개, 공분산 1개)에 불과하다. 이 점은 변수의 수가 증가하면 모수의 숫자도 비례적으로 크게 증가하는 통상의 VAR 모형의 경우와 크게 다른 점이다.

식 (7)로부터 다음 기의 경제 변수를 표현하면 다음과 같다.

$$y_{t+1} = \Phi_{21} \hat{F}_t + \Phi_{22} y_t + u_t^y. \quad (8)$$

오차항 u_t^y 가 시간에 따라 변화하므로 궁극적으로 경제 변수 y 의 불확실성도 시간에 따라 움직이는 것이 허용되게 된다. 위의 식은 경제 변수의 예측 식으로 이용된다. 요소를 이용한 예측은 Stock and Watson(2002, 2005, 2011)에서 광범위하게 연구되었다. 이들은 미국의 주요 경제 변수를 예측함에 있어서 한 두 개의 공통요인들을 포함한 예측 모형이 단순한 자기 회귀 또는 벡터자기회귀 모형보다 더 좋은 성과를 나타내는 것을 보였다. 이들은 요인들을 확산 지수(diffusion index)라는 용어로 명명하고 있다.

위의 FAVAR(1)은 물론 시차의 수를 증가시켜서 FAVAR(p)로 확장이 가능하다. 본 연구의 실증 분석에서도 p=4 등 여러 시차를 고려하여 분석하였다. FAVAR(p)

모형을 쓰면 다음과 같다.

$$Z_t = \sum_{j=1}^p \Phi_j Z_{t-j} + u_t, \quad (9)$$

참고로 Jurado, Ludvigson, Ng(2015)에서는 요소 확장형 모형을 구축하는데 있어서 추가적으로 사전-결정된 변수들(Pre-determined Variables)도 포함하여 FAVAR을 구성하였다.

$$Z_t = \begin{pmatrix} \hat{F}_t \\ W_t \\ y_t \end{pmatrix} = \Phi Z_{t-1} + u_t, \quad (11)$$

추가로 포함되는 사전-결정 변수는 외생성의 성질을 가지는 것으로 통상 도구변수의 역할을 하는데 시차변수들(Lagged variables)이 사용된다. 본 연구에서는 보다 간결한 형태의 FAVAR 모형을 다루기 위하여 사전-결정 변수는 포함하지 않았다. 현실적으로 사전적으로 결정되는 변수들의 선택 또한 용이한 문제가 아니다.

VAR 모형에 근거한 동태적 분석을 위해서는 오차항의 식별이 중요한데 이를 위한 한 방법으로 통상적으로 오차항을 직교화한다. 가장 널리 알려진 방법으로는 출레스키 분해 방법이 사용된다. 즉, u_t 의 분산-공분산 Σ_u 를 $\Sigma_u = PP'$ 로 분해하는데 여기서 P 는 출레스키 요소(Cholesky Factor)로 불린다. 이를 이용하여, 위의 VAR 모형을 이동평균 형태로 쓰면 다음과 같다.

$$Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j u_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j \epsilon_{t-j}, \quad (12)$$

여기에서 계수 $\Theta_j = \Psi_j P$ 가 되고, 직교화된 오차항은 $\epsilon_t = P' u_t$ 로 표현된다. 오차항, 즉 충격이 직교화됨으로써 한 변수의 충격에 대한 다른 변수에 대한 반응을 정확하게 추정하는 것이 가능하게 된다. 위의 FAVAR 모형의 추정을 통하여 이동평균 계수의 추정치 $\hat{\Theta}$ 을 얻게 되고 이 추정치들이 통상 충격반응분석이나 예측오차 분산분해 분석에 사용된다.

4. 불확실성 지표(Uncertainty Index) 구축

미래의 불확실성은 기본적으로 미래의 예측 오차의 변동성으로 구성되게 된다. 이는 통상의 변동성과 구분된다. 불확실성은 예측되는 부분이 걸러지고 남는 부분, 즉 예측되지 않는 프로세스의 변동성으로만 이루어진다. 따라서 과거의 자료들로만 구한 변동성은 불확실성에 대해 잘못된 측정치를 발생할 수 있다(Jurado, Ludvigson, Ng, 2015).

문헌에서 널리 사용되는 불확실성 지표 구성의 기본적인 아이디어는 미래의 예측 오차의 변동성의 제곱근으로 쓸 수 있다.

$$\text{불확실성} = \sqrt{\text{예측오차의 변동성}} \quad (13)$$

Jurado, Ludvigson, Ng(2015)은 특히 불확실성을 예측되지 않는 변동성으로 정의하고 VAR 모형으로부터 얻어지는 예측오차의 분산으로 이를 추정하는 방식을 취한다. 구체적으로, 위에서 도입된 FAVAR 모형으로부터 h -기 예측오차 (h-period ahead forecast error)를 고려한다.

$$f_t(h) = Z_{t+h} - E(Z_{t+h}|I_t), \quad (14)$$

즉, 예측 오차는 h 기 이후의 값과 예측치와의 차이가 된다. VAR 모형 안에서 이 예측치는 자기 회귀의 성질에 의하여 다음과 같이 표현된다.

$$E(Z_{t+h}|I_t) = \Phi^h Z_t, \quad (15)$$

즉, 조건부 평균 (15)는 향후 h -기의 최적의 예측치가 된다(Lütkepohl, 2006; JLN, 2015).

식 (14)로부터 불확실성 지수를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{불확실성} &= \sqrt{E[f_t(h)f_t(h)']} \\ &= \sqrt{E(Z_{t+h} - E(Z_{t+h}|I_t))(Z_{t+h} - E(Z_{t+h}|I_t))'} \end{aligned} \quad (16)$$

여기에서 I_t 는 t-시점까지 이용가능한 모든 정보로 구성된 집합이다. 조건부 평균인 $E(Z_{t+h}|I_t)$ 는 앞에서 소개된 VAR 모형에서 추정되게 된다.

참고로 서베이 자료 등에 의존하여 미래의 불확실성을 다루는 접근법에서는 조건부 평균을 따로 추정할 필요가 없다. 예를 들어 기업 자료 등의 미시 자료를 이용하는 경우에는 $E(Z_{t+h}|I_t)$ 의 값은 각 기업의 전망치가 된다(Bachman et al, 2013). 따라서 예측 오차는 h기 이후의 실제 값과 전망치의 차이로 이루어진다.

식 (15)로부터 다변수를 구성하는 모든 변수들-요소들과 경제 변수-와 불확실성 중에서 경제 변수인 y_t 의 불확실성에 관심이 있는 경우를 보다 구체적으로 보고자 한다. 식 (15)에서 정의된 예측오차의 분산(분산-공분산 행렬)을 다음과 같다.

$$\Omega(h) = E[f_t(h)f_t(h)'], \quad (17)$$

여기에서 예측오차 분산은 $(r+1) \times (r+1)$ 행렬이 된다. Jurado, Ludvigson, Ng 은 다음 기의 예측오차로만 만들어진 값을 중심으로 이용하였는데, 이를 쓰면 다음과 같다.

$$\Omega(1) = E[f_t(1)f_t(1)'], \quad (18)$$

참고로, 예측오차의 분산을 대안적으로는 이동 평균(MA) 계수들로 표기할 수 있다. 계수 행렬 Θ 의 $(r+1, r+1)$ 번째 값을 $\theta \equiv \Theta_{r+1, r+1}$ 로 표기한다. 각 예측 기간 h에 발생하는 값을 θ_h 로 두면 $h=0, 1, 2, \dots$ 에 따라서 $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots$ 를 얻게 된다. 이로부터 위에서 정의한 불확실성은 다음과 같다.

$$\Omega_{r+1, r+1}(h) = \sum_{j=0}^{h-1} \theta_j^2 = \theta_0^2 + \theta_1^2 + \dots + \theta_{h-1}^2, \quad (19)$$

우리가 관심을 가지는 변수 y 의 불확실성을 $U(y(h))$ 로 표기하고 이를 Ω 의 대각 행렬 값인 $\Omega_{r+1,r+1}(h)$ 의 제곱근으로 정의할 수 있다(JNL, 2015). 본 연구의 관측치들이 월별이므로 $h=24$ (2년) 또는 36 (3년)으로 설정하여 예측기간 h 를 충분히 크게 두었다. 실증분석에서는 $h=36$ 의 결과를 보고하였는데, 둘의 차이는 매우 미미하다. 사전에 미리 정한 h 의 값으로 불확실성 지수를 최종적으로 표시하면 다음과 같다.

$$U(y) = \sqrt{\Omega_{r+1,r+1}}, \quad (20)$$

본 연구에서는 불확실성이 주요 경제 변수들에 미치는 충격 반응 분석 등을 위하여 불확실성을 나타내는 시계열이 필요하다. 따라서 JNL(2015)에서와 같이 예측오차의 표준편차인 $U(y)$ 를 직접 사용하는 것은 적절하지 않는데 개별 y 변수의 예측오차 분산은 스칼라 값이기 때문이다. 따라서 대신에, 롤링 추정 방법을 통하여 불확실성 지수 시리지를 도출하고자 한다. 즉, 전체 표본 기간 중 적절한 크기의 부 표본(subsample)으로 불확실성 지수를 구하고, 순차적으로 부 표본을 업데이트하면서 불확실성 지수 시계열을 얻게 된다.

구체적인 순서를 설명하면 다음과 같다. 먼저 $t=1,2,\dots,M$ 의 윈도우 크기(window size)로부터 불확실성 지수를 추정하는데 이를 $U_M(y)$ 을 정한다. 윈도우 크기를 순차적으로 하나씩 늘리면서 불확실성 지수 시리지를 얻게 된다. 즉, 식 (19)에서와 같이

$$U_t(y), \text{ for } t = M, M+1, \dots, T \quad (21)$$

이상의 방법으로 $T-M+1$ 개의 불확실성 시계열을 얻게 된다.

이때 경제 변수의 불확실성과 함께 각 요인들의 불확실성에 대해서도 생각해 볼 수 있다. 식 (19)에서와 동일한 방법으로 k -번째 요인의 불확실성(Jurado, Ludvigson, Ng (2015)에서는 이를 예측변수의 불확실성(Predictor Uncertainty)으로 표기하였다)을 표현하면 다음과 같다.

$$U(F^k) = \sqrt{\Omega_{k+1,k+1}}, \quad k=1,2,\dots,r. \quad (22)$$

본 연구에서는 요인의 불확실성은 별도로 추정하지 않는다. 특히, 요인 불확실성에 대한 직관적인 경제적 해석을 하는 데에는 어려움이 있다. 이론적인 측면에서 한 가지 주목할 점은 요인의 불확실성과 경제 변수 y 의 불확실성은 상관관계를 가진다는 점이다. 요인의 불확실성은 본 연구에서는 깊이 있게 다루어지지 않지만, 관련된 후속 연구에서는 고려해 볼 수 있는 주제다. 특히, 불확실성의 예측력을 다루는 문제에서는 요소의 불확실성들이 중요한 역할을 할 것으로 기대된다.

이제 거시경제 불확실성 지수의 측정에 대해서 고려해 본다. 개별 변수의 불확실성 지표 $U_t(y_j)$ 로부터 거시경제 불확실성 지수 (macroeconomic uncertainty) 또는 총량 불확실성 지수(aggregate uncertainty)를 구축할 수 있다. 만약 J 개의 개별 변수 불확실성을 추정한 경우라면 개별 불확실성의 평균 개념으로서 거시경제 불확실성 지수를 정의할 수 있다.

$$UI_t = EU_t(y_j) \quad (23)$$

실제 계산에 이용되는 불확실성 지수는 다음과 같다.

$$UI_t = (1/J) \sum_{j=1}^J U_t(y_j) \quad (24)$$

단순 평균으로 구한 총량 불확실성 지수(aggregate uncertainty index)인데, 다소 변형하여 가중 평균으로 정의할 수도 있다. 단, 서로 다른 경제 변수들의 불확실성에 대해서 어떠한 방식으로 가중치를 줄 것이냐의 문제가 남는다. 참고로 Jurado, Ludvigson, Ng(2015)에서는 거시 총량 불확실성 지표를 제시하면서 균등한 가중치로 단순 평균만을 사용하였다.

단순평균 대신 개별 불확실성의 최대값으로 거시 불확실성을 정의하는 것도 고려할 수 있다.

$$UI_t = \text{Max}_{1 \leq j \leq J} U_t(y_j) \quad (25)$$

그러나 최대치를 이용하는 지수는 평균을 이용한 경우보다 불확실성을 과대평가할 가능성은 있다. 본 실증분석에서는 이 지수를 참고적으로 분석하였으나 실증 분석 결과에는 포함하지 않았다.

5. 불확실성이 거시경제 변수에 미치는 영향 분석

불확실성 지수의 추정치 $\hat{U}_t(y)$ 를 구한 후에는 불확실성과 주요 경제변수들을 같이 고려한 다변수 VAR 모형을 이용하여 동태적인 충격 반응 분석을 수행한다. 불확실성에 의해서 영향을 받을 것으로 예상되는 주요 경제 변수들이 VAR 모형에 포함될 수 있다.

동태적 분석은 통상적인 충격반응분석의 방법을 이용하는데 이를 간단히 살펴보면 다음과 같다. 우선적으로 y_j 변수의 불확실성과 y_k 변수가 포함된 2변수 VAR 모형의 경우를 고려하자.

$$Q_t = \begin{pmatrix} \hat{U}_t(y_j) \\ y_{kt} \end{pmatrix} = A Q_{t-1} + e_t, \quad (26)$$

불확실성 지수와 경제 변수는 동일한 변수일 수도 있고($j=k$), 서로 다른 변수일 수도 있다. 계수 행렬 A 는 2 x 2 행렬이 된다. 오차항 e_t 는 시차상관관계(serial correlation)가 허용되고 평균 0, 분산-공분산은 $E(e_t e_t') = \sigma_e^2$ 를 가진다.

적절한 안정성 조건 하에서 이 VAR(2) 모형은 이동평균 형태를 가지게 된다. 즉,

$$Q_t = \sum_{j=0}^{\infty} B^j \eta_{t-j}, \quad (27)$$

여기에서 $B^j = \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{pmatrix}^j$, $\eta_t = (I - A)^{-1} e_t$ 로 표현되고 분산-공분산은 $E(\eta_t \eta_t') = \sigma_\eta^2$

로 표기한다.

충격반응 분석에서 일차적으로 우리가 관심을 가지는 값은 B_{21}^j 이다. 이 이동평균 계수의 값은 첫 번째 변수의 불확실성의 충격에 의한 2번째 변수의 j-기 이후의 반응을 나타낸다. 여기서 중요한 점은 첫 번째 충격에 대한 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 다른 변수들은 불변이어야 한다는 점이 필요하다(holding others constant). 그러나 축약형 모형의 잔차 η_t 는 같은 기에서의 상관관계(contemporaneous correlation)가 존재하기 때문에 B_{21}^j 자체는 우리가 원하는 정확한 충격반응 함수가 되지 못한다. 이것은 충격의 식별 문제로 다루어진다.

이를 해결하기 위한 방법은 여러 가지가 있을 수 있다. 그 중 하나로써 널리 사용되는 간단한 방법은 출레스키 분해 방법(Choleski decomposition)을 통하여 충격 η_t 를 직교화(orthogonalize)하는 방식이다. 본 연구에서도 VAR 잔차의 분산, 공분산 행렬에 대한 출레스키 방식을 이용하고자 한다(Sims, 1980). 구체적인 방법을 정리하면 다음과 같다.

먼저 2변수로 구성된 모형에서 $\sigma_\eta^2 = VV'$ (V 는 하방 삼각 행렬의 출레스키 요소)로 분산을 분해하고 이를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$Q_t = \sum_{j=0}^{\infty} (B^j V)(V^{-1}\eta_{t-j}) = \sum_{j=0}^{\infty} C^j \epsilon_{t-j} \quad (28)$$

여기서 직교화된 충격, $V^{-1}\eta_t$ 는 상관관계가 존재하지 않게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} E(\epsilon_t \epsilon_t') &= V^{-1} E(\eta_t \eta_t') V^{-1'} \\ &= V^{-1} \Sigma V^{-1'} = V^{-1} V V', V^{-1'} = I_2 \end{aligned} \quad (29)$$

여기서 I_2 는 항등행렬(identity matrix)을 의미한다.

위와 같이 변환된 오차항 ϵ_t 는 상관관계가 존재하지 않는 직교화된 충격으로서의 역할을 하게 된다. 아울러, 이러한 출레스키 분해는 불확실성을 외생적으로 두고

경제 변수를 상대적으로 덜 외생적 또는 더 내생적인 변수로 두는 인과관계를 부여하는 것을 의미한다. 본 연구에서의 충격반응 분석은 불확실성의 변화에 따라 경제 변수가 어떻게 변화하는지를 보는 것이므로 이러한 식별 과정은 적절하다고 볼 수 있다.

충격반응 함수(impulse response function: IRF)를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$IRF(j) = C_{21}^j \quad (30)$$

여기에서 $C^j = B^j V$ 이고, $C_{21}^j = [C^j]_{21}$ 를 의미한다. 계수 행렬 중에 [2,1]번째 값이 불확실성이 변수에게 미치는 영향을 나타낸다.

다음으로 충격반응함수의 신뢰 구간 추정에 대해서 정리해 본다. 이상의 과정으로 통하여 구해지는 충격반응 추정치들의 통계적인 유의성 여부를 알기 위해서는 충격반응 함수 추정치들에 대한 신뢰구간을 설정하는 작업이 필요하다. 즉, 불확실성이 경제 변수에 미치는 충격 반응의 95% 신뢰구간은 통상 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$95\% CI = \widehat{C}_{21}^j \pm 1.96se(\widehat{C}_{21}^j) \quad (31)$$

여기서 \widehat{C}_{21}^j 과 $se(\widehat{C}_{21}^j)$ 는 각각 충격반응 함수 C_{21}^j 의 추정량 및 표준오차를 의미한다.

참고로 신뢰 구간을 구하는 방법은 근사적인 방법과 부츠트랩 방법의 두 가지를 간략히 요약하면 다음과 같다. 근사적인 방법은 충격반응 함수의 근사적인 분산과 표준 오차를 구해서 신뢰구간을 계산하는 방식이다. 이는 상당히 복잡한 계산 과정을 필요로 하면 이에 관한 논의는 Lütkepohl(1990)에 상세하게 분석되어 있다. 반면에 부츠트랩 방법은 \widehat{C}_{21}^j 의 근사적 분산을 직접 다루지 않는다는 의미에서 상대적으로 계산이 용이하다는 장점이 있다. 이 방법에서는 VAR 잔차를 여러 번 반복(이를 표본 재추출(Resampling) 과정으로 부른다)하여 \widehat{C}_{21}^j 의 표준오차를 구하

게 된다. 아울러, 임계값 역시 정규분포에서의 ± 1.96 대신에 부츠트랩으로 구해진 표준오차들의 분포로부터 쿼타일(2.5%와 97.5% quantile 값)을 구해서 사용하게 된다.

추가적으로 누적 충격 반응함수(cumulative impulse response function; CIRF)도 분석할 수 있는데 위에서 추정된 충격반응들을 누적하여 계산한다. 즉, 누적 충격 반응 함수는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$CIRF(m) = \sum_{j=0}^m IRF(j) = \sum_{j=0}^m C_{21}^j \quad (32)$$

IV. 분석결과

1. 자료

본 연구의 분석기간은 2000년 1월부터 2017년 6월까지이며, 분석 자료는 월별자료를 사용하였다. 분석에 사용된 패널자료는 국내 시계열 29개 및 국제 및 해외 시계열 13개 등 모두 42개로 구성되어 있다. 국내경제 시계열은 우선 생산활동을 나타내는 대표적인 통계인 전산업생산지수(농림어업 제외)와 광공업, 건설업, 서비스업의 부문별 생산지수를 고려하였다. 또한 중요한 경기 관련 변수인 제조업 재고율지수와 평균가동률을 포함시켰다.

국민계정상의 총수요 구성요소 별로 월별 시계열을 선별하기 위하여 소비와 관련 깊은 소매판매액지수와 소비재 수입액을 사용하였고, 설비투자를 나타내는 설비투자지수와 기계류내수출하지수, 건설투자를 나타내는 건설기성액을 추가하였다. 또한 수출 및 수입을 패널자료에 포함하였다.

물가지료는 소비자물가지수와 생산자물가지수를 고려하였고 주택매매가격지수를 추가적으로 고려하였다. 통화신용 변수로는 총통화(M2)와 예금은행 총대출금을 포함하였고 그밖에 어음부도율을 고려하였다. 금융시장 가격변수로는 콜금리, 국채

수익률, 회사채수익률이 KOSPI 주가지수 증가율 및 환율변화율과 함께 포함되었다. 노동시장 관련변수로는 취업자 증가율 및 고용률, 실업률이 포함되었고 정부 부문 변수로 정부수입 및 정부지출 및 순유자가 패널자료에 포함되었다.

해외 변수로는 미국, 일본, 유로지역의 산업생산, 실업률, 소비자물가 상승률을 포함시키고 그 외에 미국금리(국채 5년), 미국주가(다우존스), VIX 지수 그리고 국제유가(두바이유) 상승률을 고려하였다.

<표 1> 공통요인(common factor) 추정에 사용된 변수

변수	변수변환
전산업생산지수(농림어업 제외)	로그차분(계절조정)
광공업생산지수	로그차분(계절조정)
건설업생산지수	로그차분(계절조정)
서비스업생산지수	로그차분(계절조정)
제조업재고율 지수	원자료(계절조정)
제조업평균가동율	원자료(계절조정)
소매판매액지수	로그차분(계절조정)
소비재수입액	로그차분
설비투자지수	로그차분(계절조정)
기계류내수출하(선박제외)	로그차분(계절조정)
건설기성액	로그차분(계절조정)
수출	로그차분
수입	로그차분
M2(평잔)	로그차분
예금은행 총대출금	로그차분
소비자 물가지수	로그차분
생산자 물가지수	로그차분
주택매매가격지수	로그차분
무담보콜금리	원자료
국고채수익률(3년)	원자료
회사채수익률(3년, AA-)	원자료
KOSPI	로그차분
환율(원/달러)	로그차분
취업자수	로그차분(계절조정)
고용률	원자료(계절조정)
실업률	원자료(계절조정)
어음부도율	원자료
정부수입	로그차분
정부지출	로그차분
미국산업생산	로그차분(계절조정)
일본산업생산	로그차분(계절조정)
유로지역산업생산	로그차분(계절조정)
미국실업률	원자료(계절조정)
일본실업률	원자료(계절조정)
유로지역실업률	원자료(계절조정)
미국소비자물가	로그차분
일본소비자물가	로그차분
유로지역소비자물가	로그차분
미국국채금리(5년)	원자료
국제유가(두바이유)	로그차분
미국주가(DJIA)	로그차분
VIX	원자료

2. 공통요인의 개수

공통요인(common factor)의 수를 결정하기 위하여 앞에서 설명한 바와 같이 고유값 비율 검정(eigenvalue ratio test)과 고유값 증가율 검정(eigenvalue growth rate test)을 실시하였다. <표 2>의 검정결과를 보면 고유값 비율 검정 통계량의 경우 공통요인의 수가 3일 때 1.217로 가장 크게 나타나고 있다. 그러나 공통요인의 수가 4일 경우에도 검정통계량이 1.213으로 큰 차이가 나지 않고 있다. 고유값 증가율 검정 통계량은 공통요인의 수가 3일 때 1.068, 공통요인의 수가 4일 때 1.071의 값이 추정되어 매우 유사한 모습을 보여주고 있다. 이러한 결과에 따라 본 연구에서는 공통요인의 수를 3으로 정하고 분석을 진행하고자 한다.

<표 2> 공통요인 개수(number of common factors)의 검정결과

k	상관행렬(XX')의 고유값(eigenvalue): 최대치로부터 정렬.	고유값 비율 검정 통계량 (eigenvalue ratio test)	고유값 증가율 검정 통계량 (growth rate test)
2	17.92	1.07	1.02
3	16.76	1.217	1.068
4	13.77	1.213	1.071
5	11.36	1.15	1.05
6	9.91	1.13	1.05
7	8.81	1.13	1.05
8	7.82	1.03	1.01

3. 개별 변수의 불확실성 측정

이제 앞에서 고려한 총 42개의 시계열 자료로부터 추출된 3개의 공통요인을 추정한다. 그리고 이들 3개의 공통요인에 불확실성을 측정하고자 하는 개별 변수를 추가한 4변수 VAR 모형을 구상하고 이로부터 앞에서 설명한 방식에 따라 개별변수의 불확실성을 측정하였다. VAR 모형은 2006년 12월까지 추정하여 2007년 1월의 불확실성을 측정하고 이후 표본의 수를 일정하게 유지하면서 rolling regression을 통해 불확실성의 측정치를 하나씩 구하였다.

[그림 7]~[그림 21]은 15개 주요 국내변수에 대한 불확실성 측정치를 보여주고 있다. 개별 불확실성 측정치로부터 나타나는 특징은 다음과 같다.

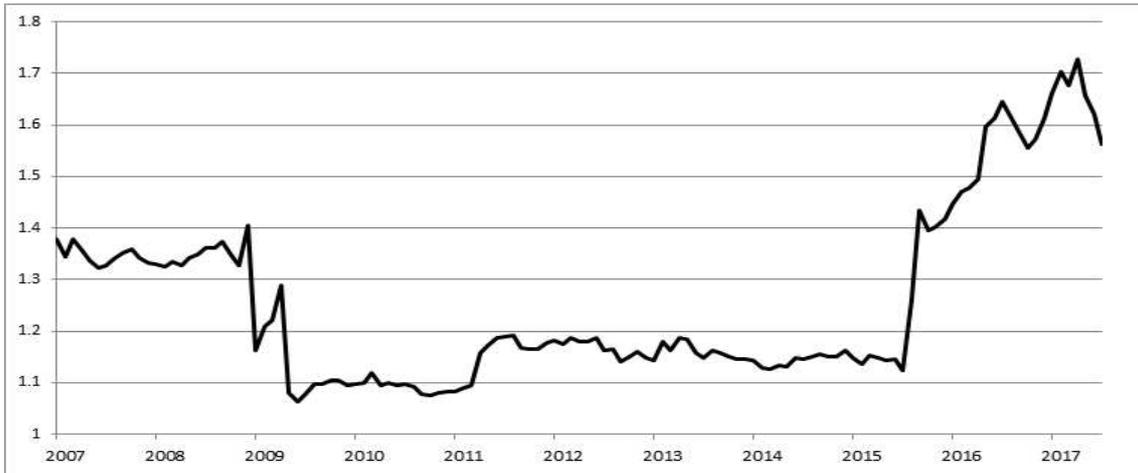
전반적으로 글로벌 금융위기 기간 중에 불확실성이 크게 증가한 것으로 나타나는 변수들이 다수 존재한다. 특히 환율과 금리의 불확실성은 2008년 말 리먼브라더스의 부도시점 직후 크게 상승한 것으로 추정되었다. 재고의 불확실성도 2009년 초 크게 상승한 것으로 나타났으며 어음부도율 및 실업률의 불확실성도 2009년 말 정도에 불확실성이 크게 높아지는 모습을 보이고 있다. 또한 최근 산업생산, 소비, 인플레이션을 중심으로 불확실성의 정도가 높아지는 모습을 보이고 있다.

[그림 7]의 산업생산 불확실성 추정결과는 생산의 불확실성이 2015년 중반부터 상승하고 있음을 보여주고 있다. 반면 재고 불확실성은 글로벌 금융위기 기간 중 큰 폭으로 증가하였으나 그 이후에는 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있는 것으로 추정되었다. 실업률의 불확실성은 2009년 말에 크게 상승하였고 2016년 말 이후 소폭 상승한 모습을 보이고 있는 것으로 추정되었다.

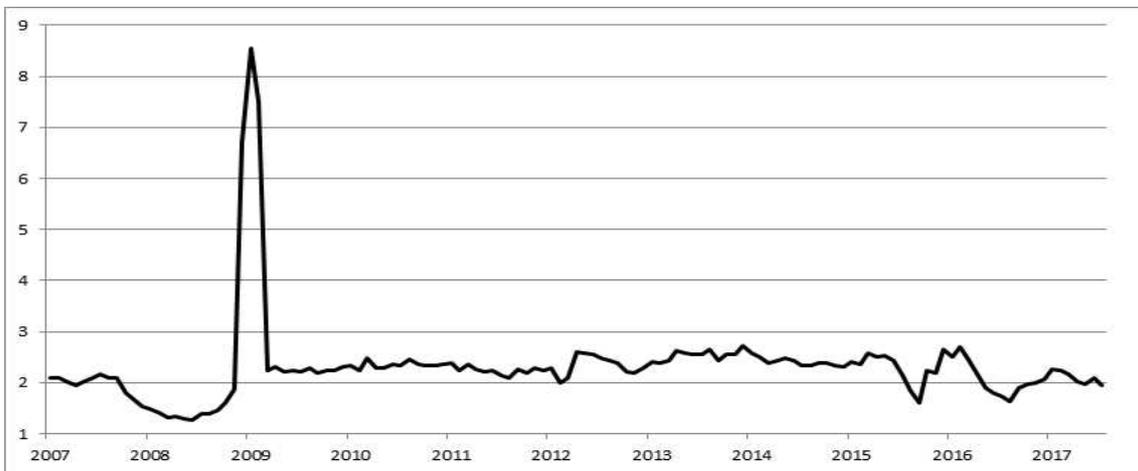
소비의 불확실성은 2015년 이후 전반적인 소비부진과 함께 가파르게 상승하는 것으로 추정되었고, 설비투자의 불확실성은 2007년 이후 전반적으로 불확실성이 감소하는 추세를 보이다가 최근 소폭 상승하는 것으로 추정되었다. 건설투자의 불확실성은 주택경기의 불확실성을 반영하여 2012년 이후 지속적으로 높은 수준에서 유지되는 것으로 나타났다.

수출의 불확실성은 최근 수년간 줄어드는 모습을, 수입의 불확실성은 반대로 확대되는 모습을 보이는 것으로 추정되었다. 소비자물가지수의 인플레이션 불확실성은 최근 높아지고 있는 것으로 추정되었다. 이밖에 정부수입과 정부지출의 불확실성은 금융위기 이후 점차 낮아지는 추세를 보이고 있는 것으로 추정되었다.

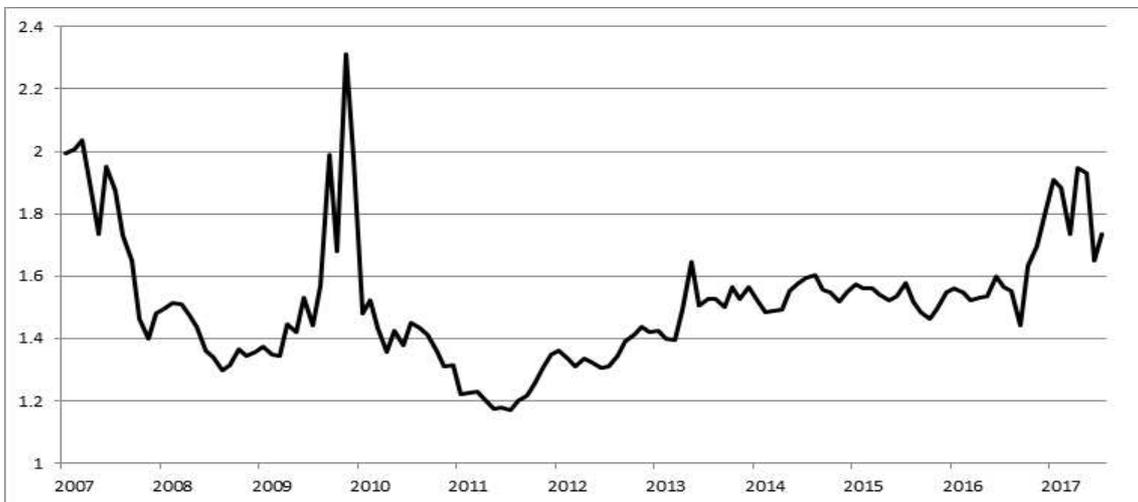
[그림 7] 산업생산 불확실성



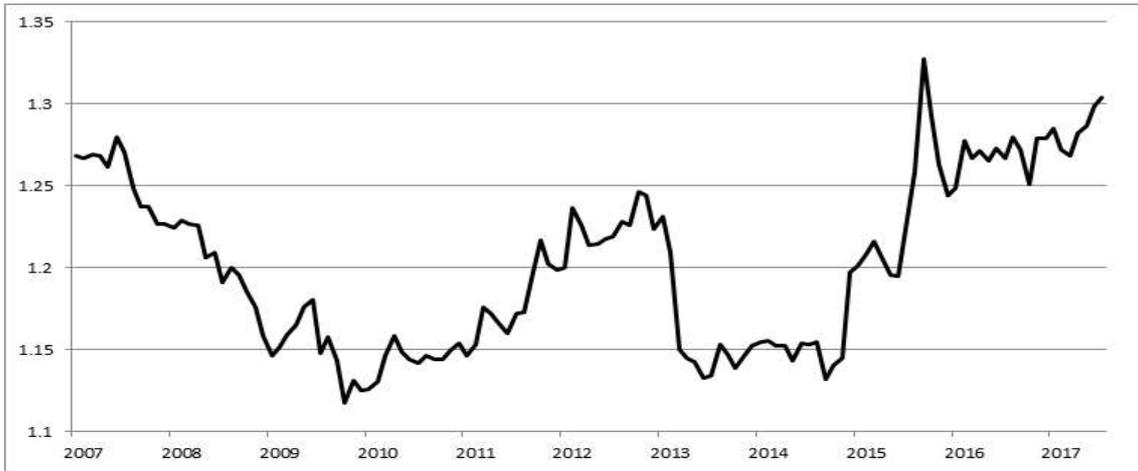
[그림 8] 재고 불확실성 (제조업재고지수)



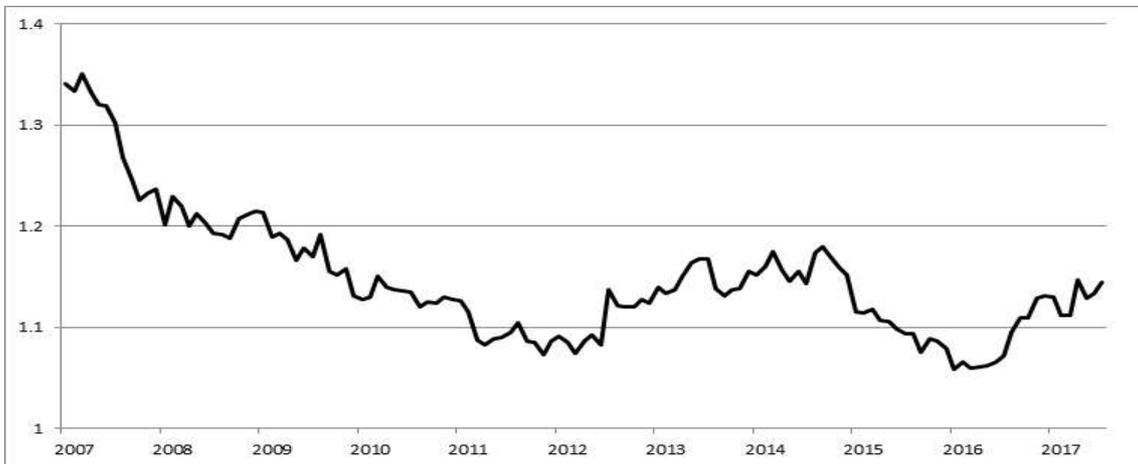
[그림 9] 실업률 불확실성



[그림 10] 소비 불확실성 (소매판매액지수)



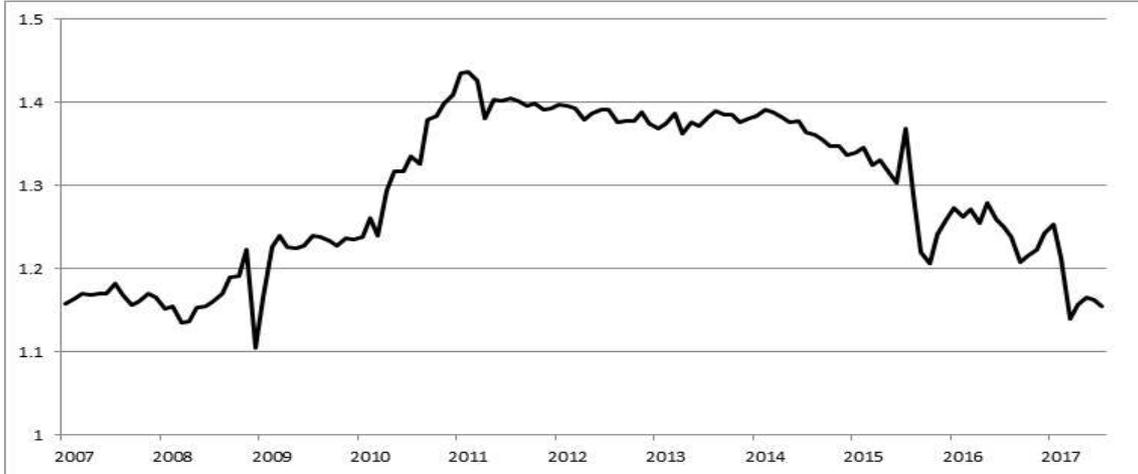
[그림 11] 설비투자 불확실성 (설비투자지수)



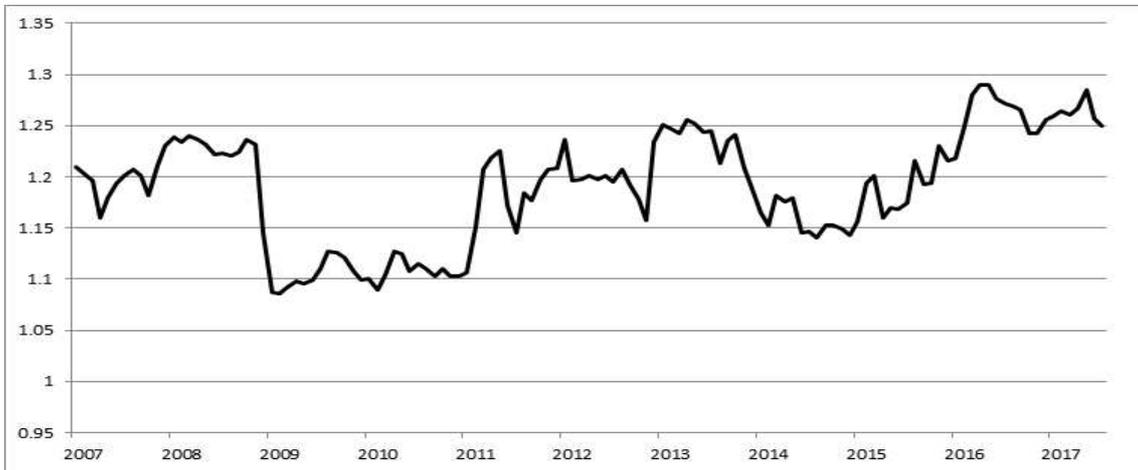
[그림 12] 건설투자 불확실성 (건설기성액)



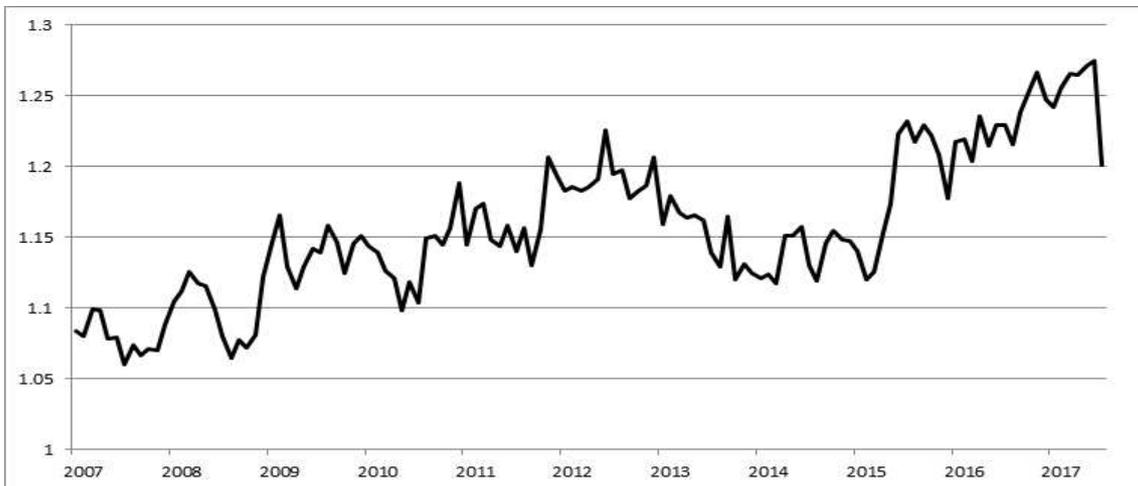
[그림 13] 수출 불확실성



[그림 14] 수입 불확실성



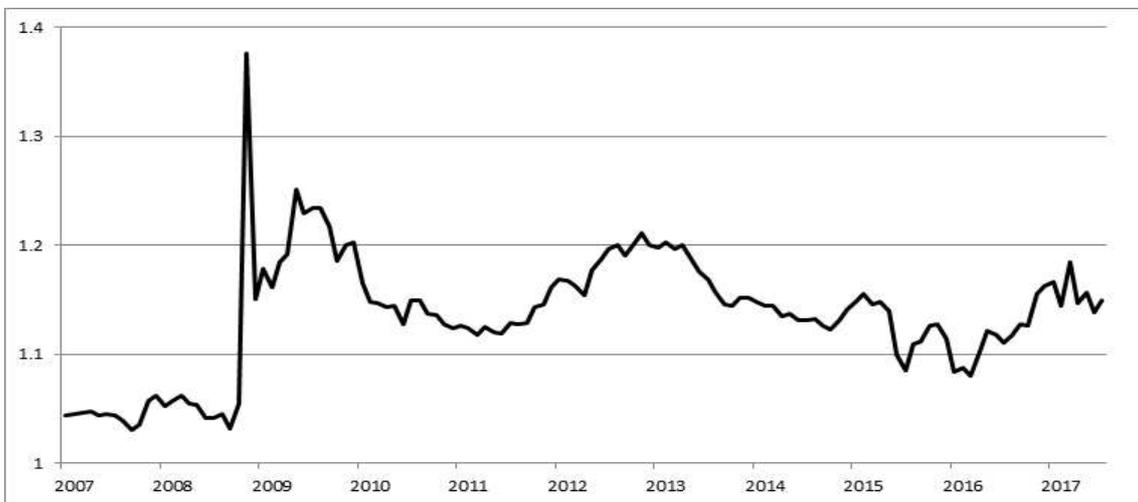
[그림 15] 인플레이션 불확실성 (소비자물가지수)



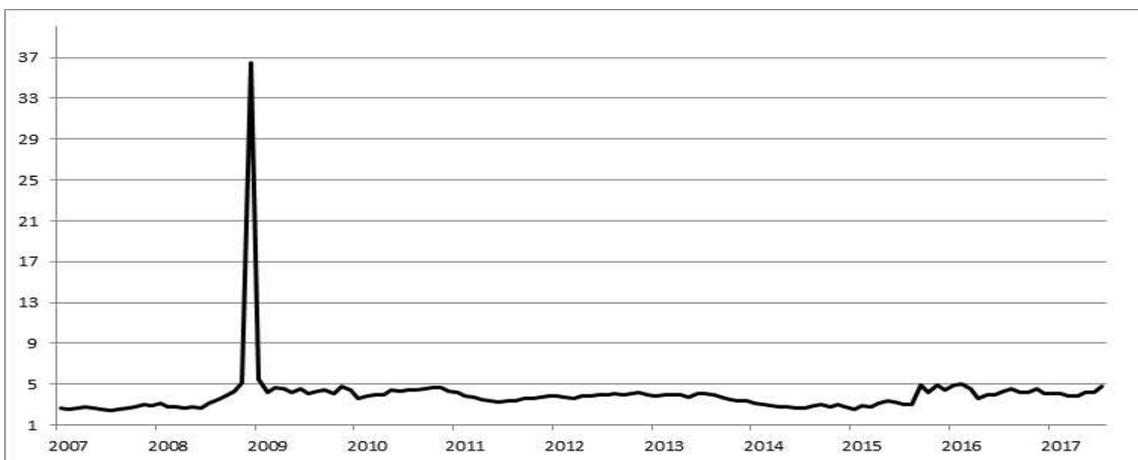
[그림 16] 주가 불확실성



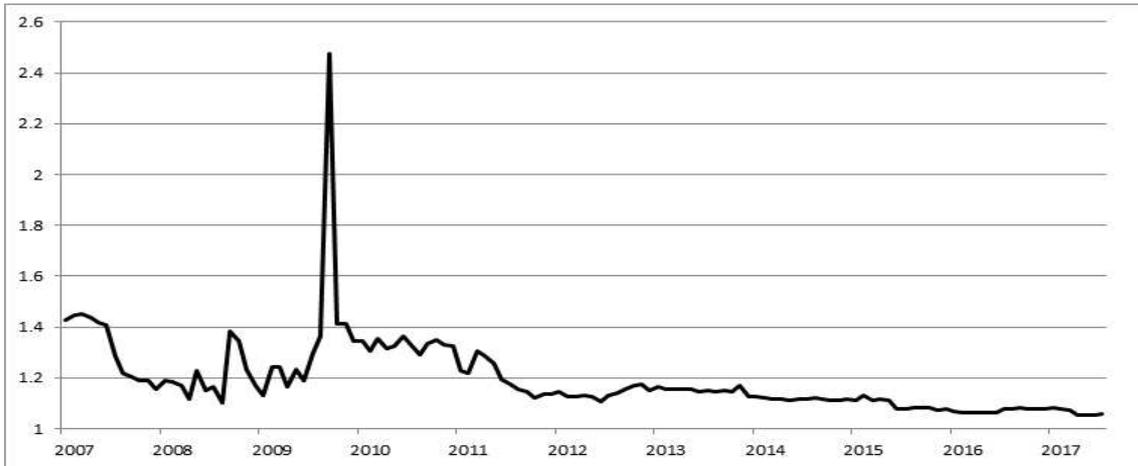
[그림 17] 환율 불확실성 (원/달러)



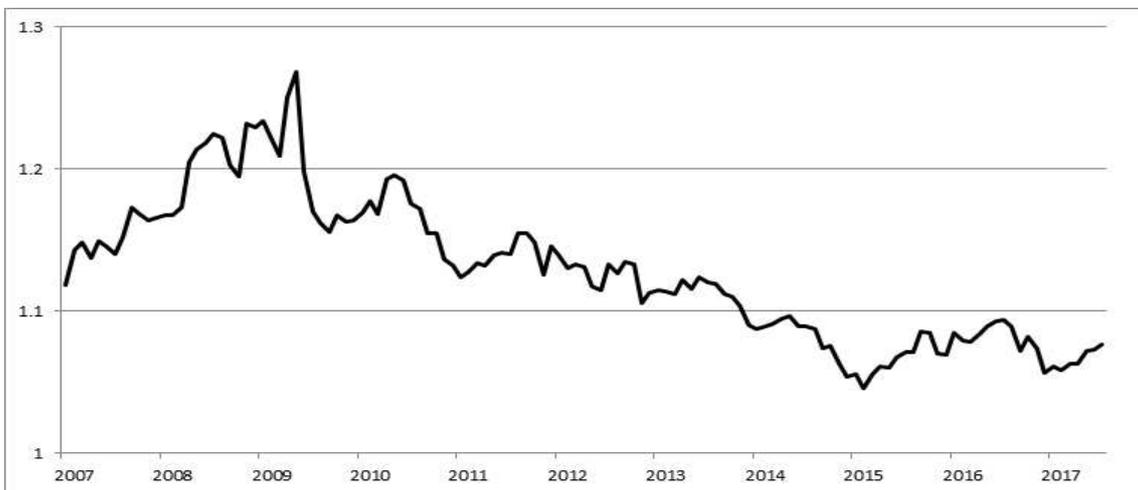
[그림 18] 금리 불확실성



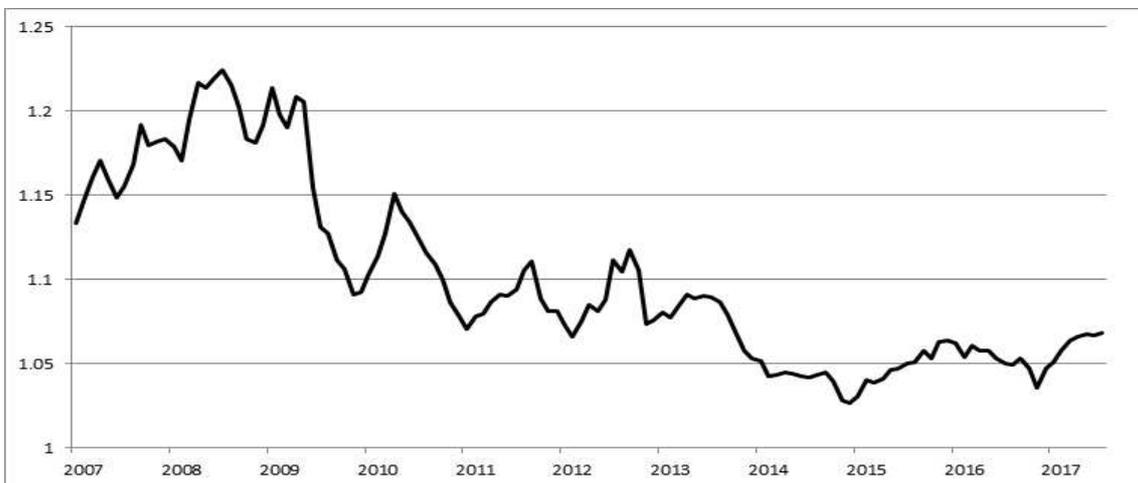
[그림 19] 어음부도율 불확실성



[그림 20] 정부수입 불확실성



[그림 21] 정부지출 불확실성



V. 불확실성과 거시경제

1. 거시경제 불확실성지수

앞에서 측정한 주요 국내변수의 개별 불확실성 추정치를 이용하여 거시경제 전반의 불확실성 지수를 측정할 수 있다. 본 연구에서는 일단 15개 국내변수의 불확실성 추정치의 단순평균을 이용하여 거시경제 불확실성을 파악하기로 한다. 즉, [그림 7]~[그림 21]에 나타난 개별 변수의 불확실성 추정치에 대하여 각각의 평균을 차감한 후 각각의 표준편차로 나누어줌으로써 표준화(standardization) 과정을 거친 후 단순평균 하는 방법을 사용하였다. 이때 거시경제 불확실성 지수에 포함되는 개별 변수는 연구의 목적에 맞게 임의로 조정할 수 있다. 또한 단순평균 대신 가중평균을 사용할 수도 있으며 주성분 분석을 통해 공통요인을 추출하여 사용할 수도 있다.

[그림 22] 거시경제 불확실성



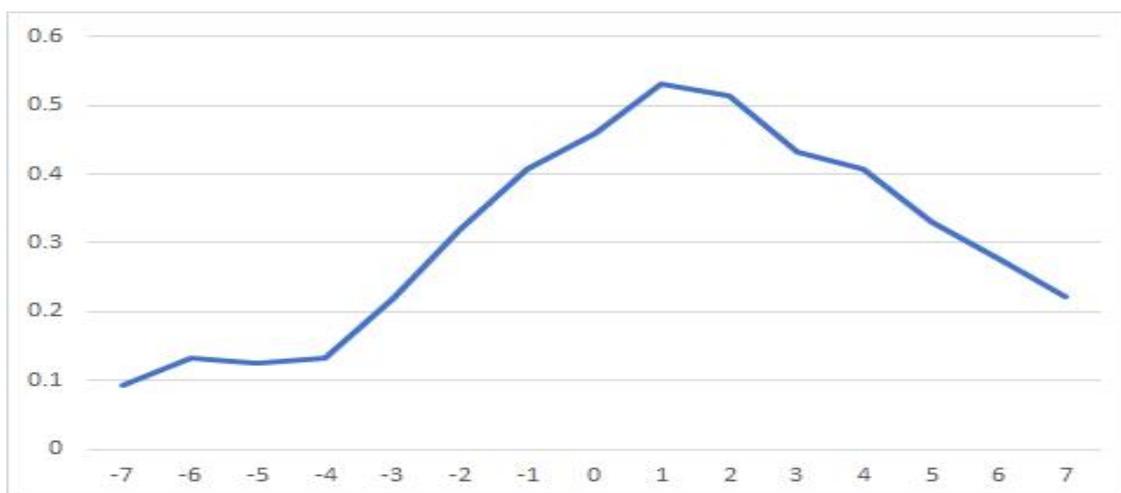
식 (24)에 따라 단순평균을 이용하여 구축한 거시경제 불확실성지수는 [그림 22]에 나타나 있다. [그림 22]를 살펴보면 우선 리먼 브라더스의 파산 직후인 2008년 11월에 불확실성이 가장 높게 상승하였던 것을 확인할 수 있다. 또한 2009년 8월경에도 불확실성이 상승하는 것으로 나타났다. 이후 불확실성이 점차 낮아졌다가 유

럽 재정위기와 함께 2011년 정도부터 불확실성이 다시 높아지는 모습을 보였으며 2015년 이후에도 불확실성이 점차 높아지는 것으로 추정되었다.

본 연구의 거시경제 불확실성지수는 [그림 6]에서 살펴본 이현창·정원석(2016)의 거시경제 불확실성 지표와 매우 유사한 모습을 보여주고 있다. 불확실성 지수를 추정하는 방법론이나 지수추정에 사용된 자료가 상이함에도 불구하고 두 지수에 나타난 불확실성의 상승 및 하락시점과 변동패턴이 크게 다르지 않게 나타나고 있다. 즉, 두 지수 모두 글로벌 금융위기 시점과 유럽 재정위기 시점에서 불확실성이 상승하고 있으며 2015년 이후의 기간에서도 불확실성이 높아지고 있는 모습을 보여주고 있다.

또한 본 연구의 거시경제 불확실성 지수는 Bloom의 경제정책 불확실성 지수와도 상관관계가 높은 것으로 판단된다. [그림 23]은 본 연구의 거시경제 불확실성 지수와 Bloom의 불확실성지수간의 시차상관계수를 보여주고 있다.

[그림 23] 거시경제 불확실성 지수와 Bloom 지수 간의 시차상관계수

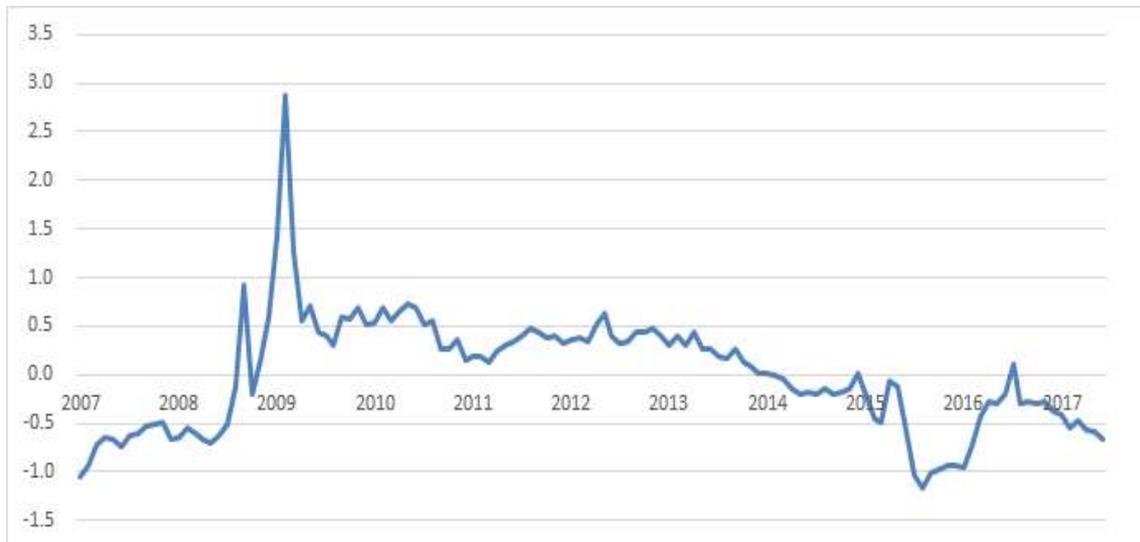


[그림 23]을 보면 t 기의 Bloom의 경제정책 불확실성 지수와 본 연구의 $(t+1)$ 기의 거시경제 불확실성지수 사이의 교차상관계수가 0.53으로 가장 크게 나타나고 있으며 다음으로 $(t+2)$ 기의 거시경제 불확실성지수와 상관계수가 0.51로 큰 것으로 추정되었다. 두 불확실성지수의 t 기에서의 상관계수도 0.46으로 상당히 큰 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 거시경제 불확실성 지수는 Bloom의 경제정책 불확실

성 지수와 밀접한 관련성을 가지는 것으로 보인다.

본 연구에서의 불확실성지수 측정 방법은 다양하게 응용될 수 있다. 예를 들어 해외변수들만으로 구성된 시계열을 이용하여 공통요인을 추정하고 이를 이용하여 개별 해외변수의 불확실성을 측정할 수 있다. 이러한 방법에 따라 13개 해외변수의 공통요인을 추출하면 검정결과 2개의 공통요인이 존재하고 이를 바탕으로 미국의 거시경제지표와 국제유가에 대한 불확실성을 측정하고 이를 단순평균한 미국경제 불확실성 지수를 구성하면 [그림 23]과 같다. 자세한 개별지수의 불확실성 측정치는 부록에 나타나 있다.

[그림 23] 미국경제 불확실성지수

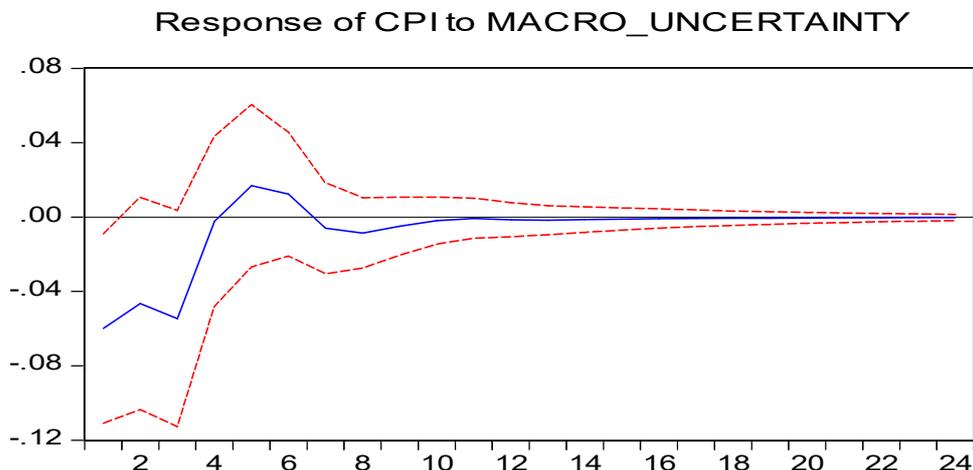
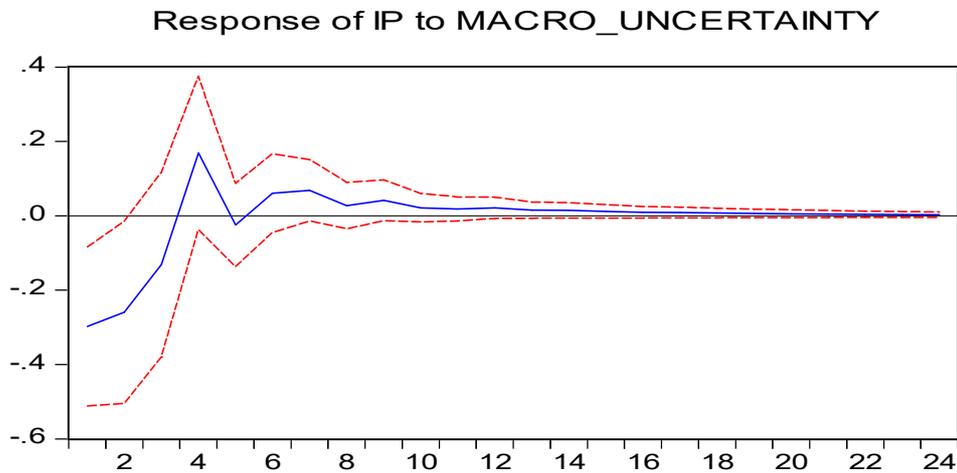


2. 불확실성의 거시경제 파급효과 분석

[그림 22]의 거시경제 불확실성지수를 이용하여 불확실성의 상승이 국내 거시경제에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴보기로 한다. 이를 위하여 거시경제 불확실성지수, 산업생산 증가율, 소비자물가상승률로 구성된 3변수 VAR 모형을 설정하여 충격반응분석을 수행하였다. VAR의 시차변수는 3개월까지 포함하였으며 출레스키 분해를 통해 직교화하였다. 이를 통하여 거시경제 불확실성이 생산과 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였다. 모형의 추정기간은 2007년 1월부터 2017년 6월까지이다.

[그림 24] 거시경제 불확실성지수의 충격반응분석

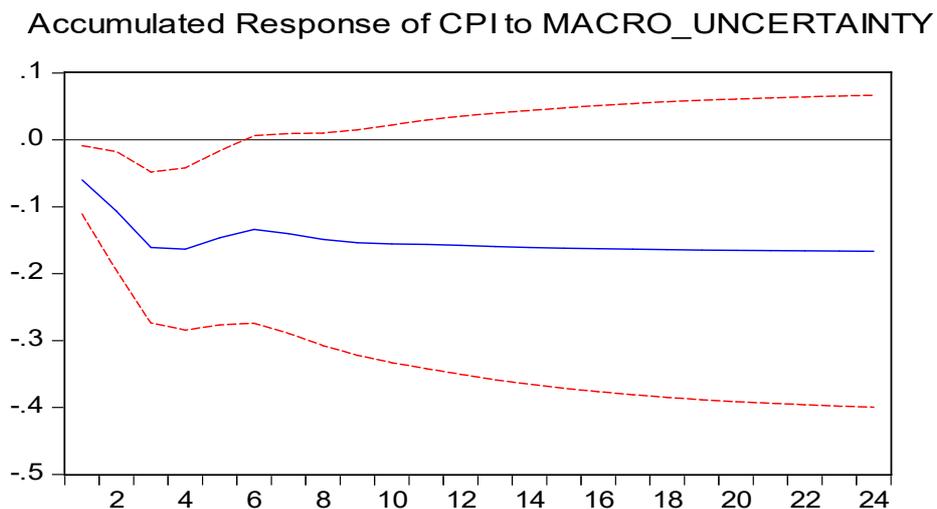
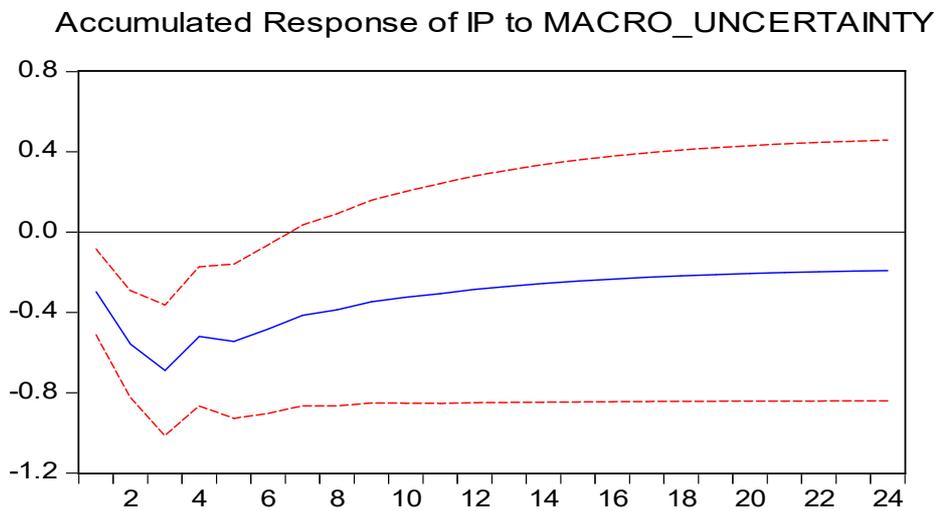
Response to Cholesky One S.D. Innovations ?2 S.E.



[그림 24]의 결과를 살펴보면 거시경제 불확실성이 상승하면 생산이 단기적으로 감소하는 한편 인플레이션도 하락하는 것으로 나타났다. 이를 누적반응함수로 보면 불확실성이 증가하면 생산은 대략 6개월 정도까지 영향을 받는 것으로 추정되었으며 인플레이션은 이보다 소폭 짧은 5개월 정도 영향이 지속되는 것으로 판단된다.

[그림 25] 거시경제 불확실성지수의 누적충격반응분석

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ?2 S.E.

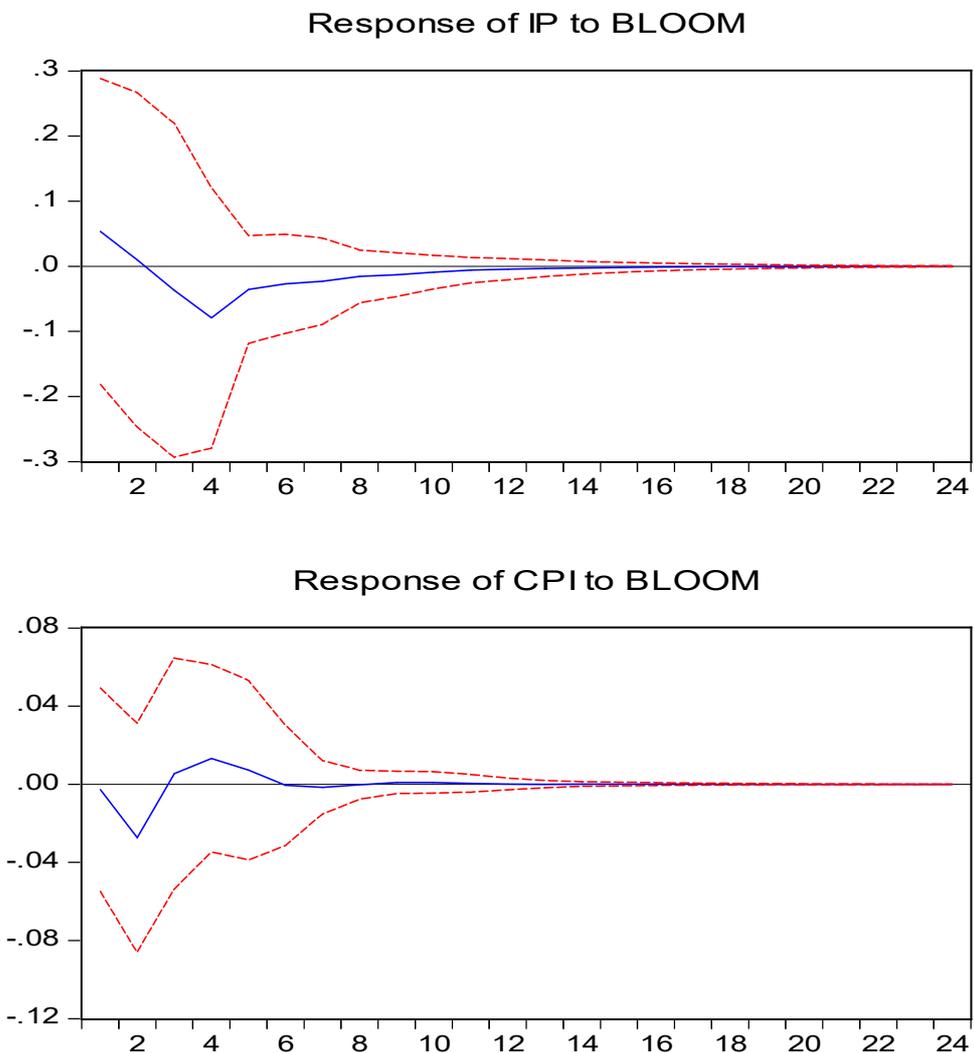


이와 같은 간단한 방법을 통하여 거시경제 불확실성이 생산과 인플레이션에 적어도 단기적으로 유의한 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이현창, 정원석(2016)도 거

시경제 불확실성이 상승하면 GDP와 인플레이션이 하락한다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 반면 Bloom의 경제정책 불확실성지수를 이용하여 동일한 분석을 수행해 보면 본 연구에서 측정한 거시경제 불확실성의 충격반응분석과는 상이한 결과가 추정되었다. [그림 26]에 나타나 있듯이 Bloom의 경제정책 불확실성지수의 충격에 대하여 산업생산이나 인플레이션의 반응은 전혀 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 본 연구에서 측정한 거시경제 불확실성지수와 Bloom의 경제정책 불확실성 지수가 유사한 움직임을 보이고 있으며 두 변수 간에 상관계수가 낮지 않음에도 불구하고 VAR 모형을 이용한 분석결과는 매우 다르게 나타나고 있다.

[그림 26] Bloom의 경제정책 불확실성지수의 충격반응분석

Response to Cholesky One S.D. Innovations ?2 S.E.



VI. 결론

거시경제에서 불확실성이 중요하다는 사실을 부정하기는 어려울 것이다. 그러나 거시경제 불확실성을 어떻게 측정할 것인가 그리고 불확실성이 거시경제변수에 어느 정도의 영향을 미치는가를 분석하는 것은 매우 어려운 작업이다. 본 연구는 관측 불가능한 불확실성을 관측 가능한 거시경제 지표들을 이용하여 객관적인 통계적 방법을 이용하여 측정하고 이를 이용하여 간단한 실증분석을 수행하였다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서 측정한 거시경제 불확실성지수에도 한계가 있음을 주의할 필요가 있으며 향후 보다 정교한 불확실성 측정을 위해 노력할 필요가 있다. 첫째, 공통요인 추정에 사용된 거시경제지표들을 보다 확대하면 불확실성의 측정치가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 42개의 국내외 자료를 이용하여 공통요인을 추출하였으나 보다 다양한 거시경제 지표들을 추가하여 분석해 볼 수 있을 것이다. 특히 해외변수의 경우 중국이나 개도국 변수들을 추가하는 것도 고려해 볼 수 있다.

둘째, 개별변수의 불확실성 측정을 위해 롤링 추정방법을 사용할 때, 부표본의 크기나 추정의 시작시점을 달리하면 불확실성의 측정도 달라질 수 있다. 이러한 다양한 경우의 수를 고려하면서 보다 적절한 경우를 찾아볼 수 있다. 특히 본 연구는 2007년 이후의 기간에 대하여 불확실성을 측정하였는데 만일 90년대의 자료를 추가한다면 보다 긴 기간에 대하여 불확실성지수를 측정할 수도 있을 것이다. 다만 이 경우에는 자료의 제약으로 고려할 수 있는 변수의 수가 줄어들 가능성은 있다.

셋째, 개별 불확실성 지표를 이용하여 종합적인 거시경제 불확실성 지수를 작성하는 과정에서 보다 다양한 방법과 변수들을 고려해 볼 수 있다. 본 연구에서는 15개 주요 거시경제 변수의 불확실성 측정치로부터 거시경제 불확실성지수를 산출하였는데 지수에 포함되는 불확실성 변수의 수를 확대해 볼 수 있다. 더욱이 Bloom의 경제정책 불확실성 지수와 같은 기존의 지표들을 함께 포함하여 거시경제 불확실성 지수를 산출하는 것도 가능하다. 또한 본 연구에서와 같이 단순평균을 사용하는 대신 가중평균이나 주성분 분석 등을 통해 지수를 작성해 볼 수도 있다.

한편, 불확실성이 거시경제에 미치는 영향에 관한 분석에서도 보다 정교한 모형을 이용하여 보다 심층적인 연구가 필요할 것으로 생각된다. 다만 이 과정에서 불확실성 자체가 경우에 따라서는 내생적일 수 있음에 유의할 필요가 있다. 해외경제나 제도변화에 기인하는 불확실성은 우리 경제의 입장에서는 다분히 외생적인 성격이 강할 수 있으나 국내변수의 불확실성의 경우에는 어느 정도 내생적일 수 있다. 특히, 불확실성이 경제성장을 둔화시키는 방향으로 작용하였을 수도 있지만 반대로 경기침체에 따라 경제주체들이 비관적으로 변하게 되면 이에 따라 불확실성이 커질 수도 있다.

참고문헌

김웅, 김현수 (2012) “불확실성이 경제성장에 미치는 영향,” 한국은행 조사통계월보, 3월호, pp. 29-52.

문호성 (2003) “이자율 불확실성과 투자,” 산업경제연구 제16권 제6호.

박명호 (2007) “소득 충격의 지속성이 예비적 저축과 한계소비성향에 미치는 효과,” 국제경제연구 제13권 제3호 pp.127

신관호, 주원 (2002) “소득불확실성이 부의 축적과 소비에 미치는 효과,” 경제분석 제8권 제1호, pp.100-133.

신선우 (2003) “자본시장불완전성과 환율불확실성이 기업투자에 미치는 영향,” 금융연구 제17권 제1호, pp.83-112.

신선우, 구재운 (2003) “인플레이션, 인플레이션 불확실성과 투자,” 국제경제연구, 제9권 제1호, pp.207-223.

유경원 (2004) “우리나라 가계의 예비적 자산선택행태에 관한연구,” 경제분석, 제10권 제3호 pp.112-143.

이민원 (1999) “한국의 예비적 저축에 관한 패널분석,” 국제경제연구 제5권 제1호

이우현 (2001) “외환위기와 한국의 가계소비,” 국제경제연구, 제7권 제2호 pp.57-78.

이항용 (2005) “불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 한국개발연구 제27권 제2호 pp.47-77.

이현창, 정원석 (2016) “거시경제 불확실성 측정,” 한국은행 조사통계월보, 3월호, pp.16-34.

장민, 황인도 (2004) “소득 및 자산가격 불확실성이 소비에 미치는 영향,” 한국은행 조사통계월보 9월호.

정원석, 이이수, 정희완 (2016) “불확실성 확대의 경제적 영향 분석,” *조사통계월보*, 5월호, pp.16-37.

조성빈(2017) “정책불확실성과 기업투자,” *금융지식연구* 제15권 제1호 pp.3-28.

차은영·최은영(2007) “소득불확실성이 가계저축에 미치는 효과,” *여성경제연구* 제4집 제2호, pp.91-113.

한국은행 (2017) *금융안정보고서*.

Abel, A. (1983) “Optimal Investment under Uncertainty,” *American Economic Review* 73, pp.228-233.

Ahn, S. C. and A. R. Horenstein (2013) “Eigenvalue ratio test for the number of factors,” *Econometrica*, 81.3, pp.1203-1227.

Bekaert, G., M. Hoerova and M. Duca (2013) “Risk, uncertainty and monetary policy,” *Journal of Monetary Economics* 60.7, pp.771-788.

Bachmann, R., S. Elstner, and E. Sims (2013) “Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data,” *American Economic Journal:Macroeconomics*, 5.2, pp.217-249.

Bai, J., and S. Ng (2002) “Determining the number of factors in approximate factor models,” *Econometrica*, 70.1, pp.191-221.

Baker, S., N. Bloom, and S. Davis (2016) “Measuring economic policy uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, 131.4, pp.1593-1636.

Bernanke, B., J. Boivin, and P. Eliasch (2005) “Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 120.1, pp.387-422.

Bloom, N. (2009) “The impact of uncertainty shocks,” *Econometrica*, 77.3, pp.623-685.

Bloom, N., S. Bond, and J. Van Reenen (2007) "Uncertainty and investment dynamics," *Review of Economic Studies* 74.2, pp.391-415.

Bloom, N. (2014) "Fluctuations in uncertainty," *Journal of Economic Perspectives*, 28.2, pp.153-175.

Bond, S. and J. Cummins (2004) "Uncertainty and Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts' Profits Forecast," Working Paper.

Brockwell, P. and R. Davis (1991) *Time Series: Theory and Methods*, 2nd edition, springer series in statistics.

Breitung, J. and S. Eickmeier (2006) "Dynamic factor models," *Modern econometric analysis*, pp.25-40.

Caballero, R. (1999) "Aggregate Investment," in Taylor and Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland.

Carroll, C. and M. Kimball (2001) "Liquidity constraints and precautionary saving," NBER working paper no.8396.

Carroll, C. and M. Kimball (2006) "Precautionary saving and precautionary wealth," Center for Financial Studies working paper No.2006/02.

Carroll, C. and A. Samwick (1996) "How important is precautionary saving?" *Review of Economics and Statistics*, 80.3, pp.410-419.

Cattell, B. (1966) "The scree test for the number of factors," *Multivariate behavioral research*, 1.2 pp.245-276.

Dardanoni, V. (1991) "Precautionary savings under income uncertainty: a

cross-sectional analysis,” *Applied Economics* 23.1 pp.153-160.

Dixit, A. and R. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Engle, R., E. Ghysels, and B. Sohn (2013) “Stock market volatility and macroeconomic fundamentals,” *Review of Economics and Statistics*, 95.3, pp.776-797.

Hartman, R. (1972) “The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment,” *Journal of Economic Theory* 5, pp.258-266.

Jolliffe, T. (1986) “Principal component analysis and factor Analysis,” *Principal component analysis*, Springer New York, 115-128.

Jurado, K., S. Ludvigson, and S. Ng (2015) “Measuring uncertainty,” *American Economic Review*, 105.3, pp.1177-1216.

Kimball, M. (1990) “Precautionary saving in the small and in the large,” *Econometrica*, 58.1, pp.53-73.

Leahy, J. and T. Whited (1996) “The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, pp.64-83.

Leland, H. (1968) “Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving,” *Quarterly Journal of Economics*, 82.3, pp.465-473.

Lütkepohl, H. (1990) “Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models.” *Review of Economics and Statistics*, pp.116-125.

Lütkepohl, H. (2006) *New introduction to multiple time series analysis*, Springer.

Ludvigson, S., S. Ma, and S. Ng (2015) "Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?" *National Bureau of Economic Research*, No.21803.

Mumtaz, H., and P. Surico (2009) "The transmission of international shocks: a factor-augmented VAR approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, 41.s1, pp.71-100.

Sims, C.A. (1980) "Macroeconomics and reality," *Econometrica*, pp.1-48.

Stock, J., and M. Watson (2002) "Forecasting using principal components from a large number of predictors," *Journal of the American Statistical Association*, 97.460, pp.1167-1179.

Stock, J., and M. W. Watson (2005) "Implications of dynamic factor models for VAR analysis," National Bureau of Economic Research, No. w11467.

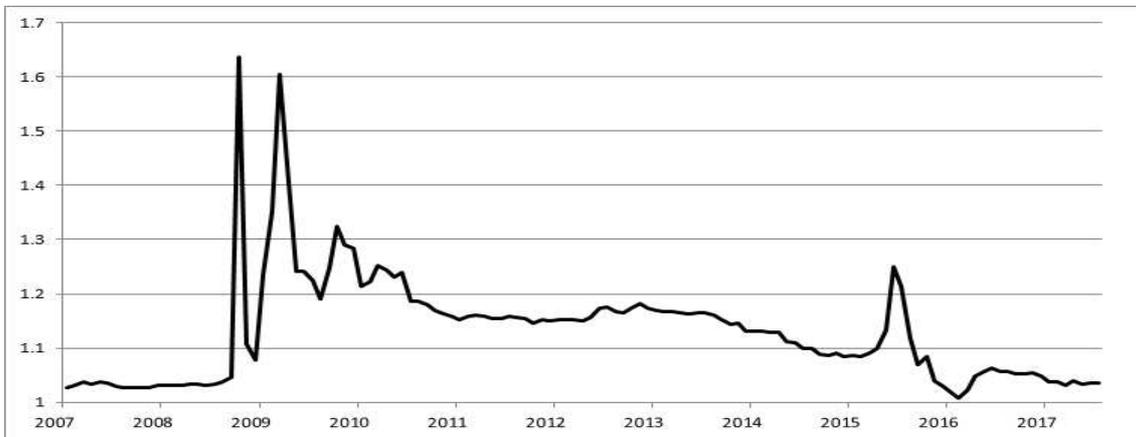
Stock, J. and M. Watson (2011) "Dynamic factor models," *Oxford Handbook on Economic Forecasting*.

부 록

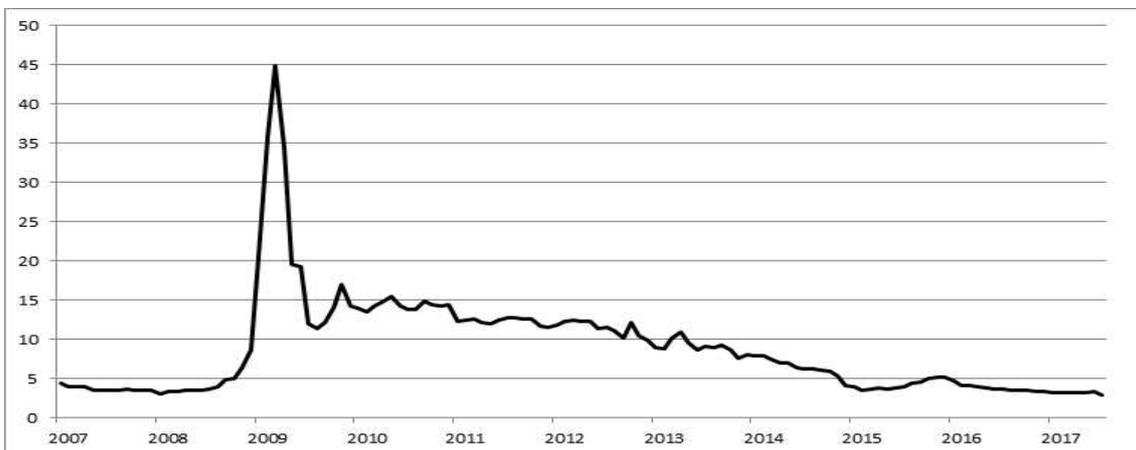
<표 A1> 공통요인 개수(number of common factors)의 검정결과: 해외 패널

요인 개수 r	상관행렬(XX')의 고유값(eigenvalue): 최대치로부터 정렬.	고유값 비율 검정 통계량 (eigenvalue ratio test)	고유값 증가율 검정 통계량 (growth rate test)
2	33.76	1.46	1.12
3	23.09	1.24	1.07
4	18.63	1.09	1.03
5	17.10	1.27	1.08
6	13.43	1.22	1.07
7	11.01	1.06	1.02
8	10.43	1.11	1.04

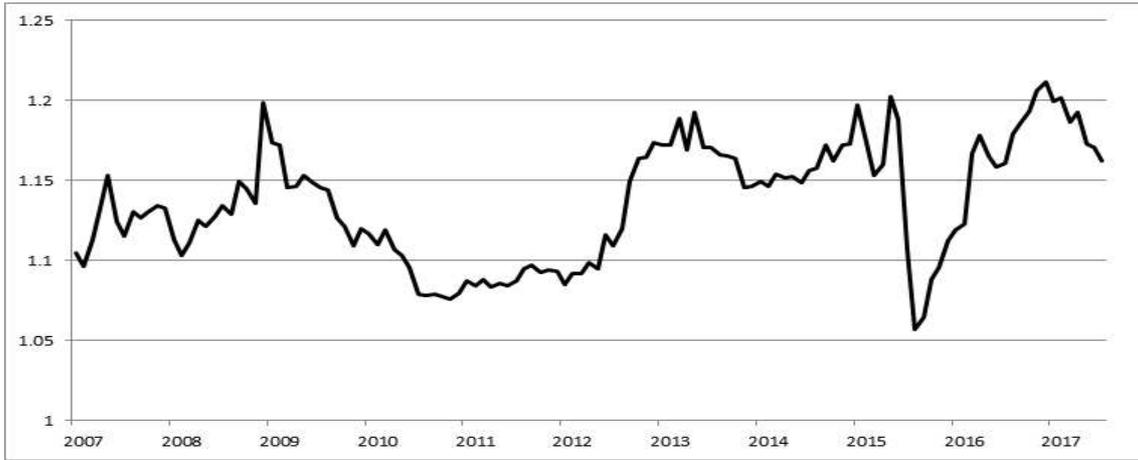
[그림 A1] 미국 산업생산 불확실성



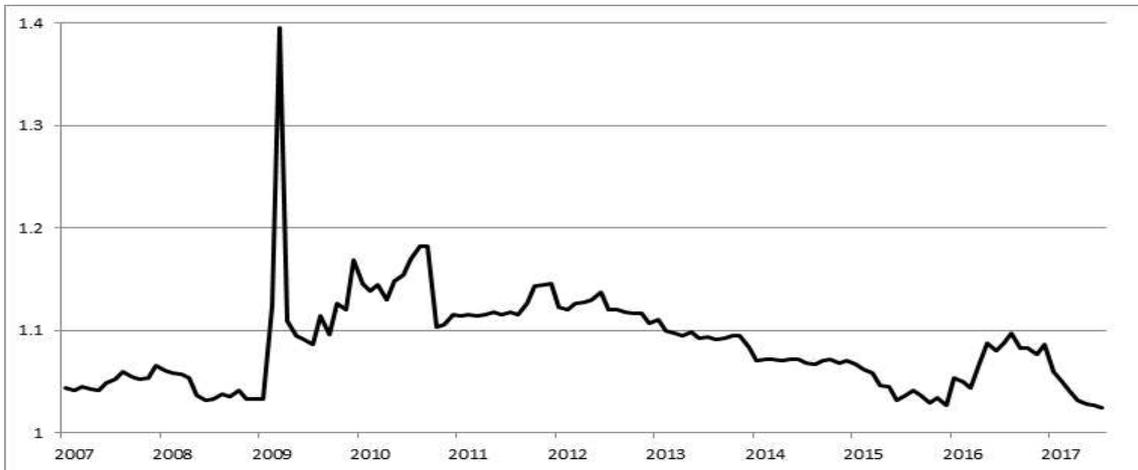
[그림 A2] 미국 실업률 불확실성



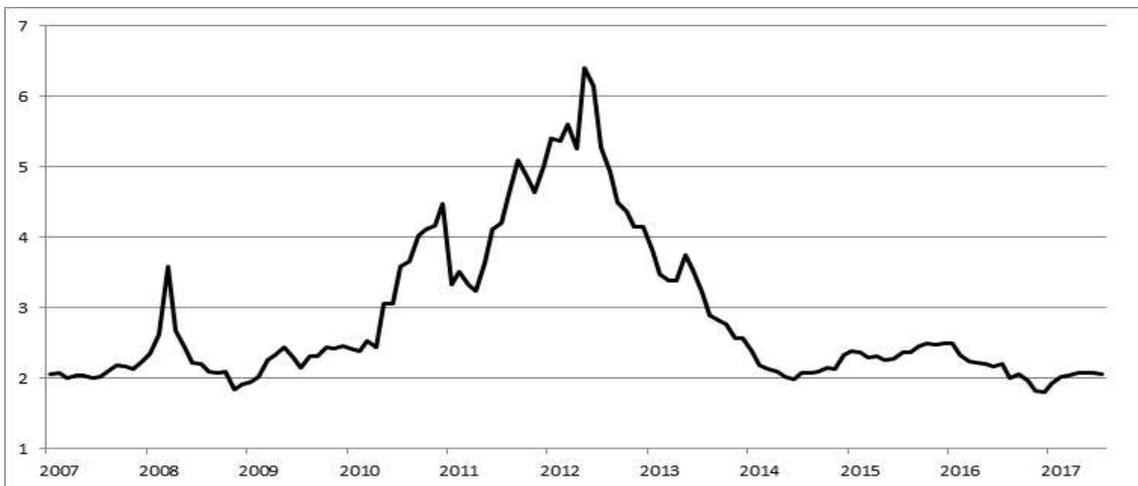
[그림 A3] 미국 인플레이션 불확실성



[그림 A4] 미국 주가 불확실성



[그림 A5] 미국 금리 불확실성



[그림 A6] 국제유가 불확실성

