든든한 노후, 청렴한 국민연금이 함께 합니다

연구보고서 2020-19

국민연금 재정계산을 위한 가격변수 전망모형 구축 및 개선 연구

황선호·김경빈

NPS 국민연금공단
국민연금연구원

머 리 말

2020. 12.

국민연금공단 이사장 김 용 진
국민연금연구원 원장 이 용 하

국민연금제도의 지속가능성을 점검하고 제도개선 및 관련 정책수립을 위한 목적으로 5년 주기로 국민연금 재정계산이 수행되고 있으며, 2023년에는 제5차 재정계산을 앞두고 있다. 국민연금 재정계산에는 연금수리모형이 이용되며, 외생변수로서 가격변수인 물가상승률, 실질임금 상승률, 실질이자율에 대한 전망치가 요구된다. 가격변수는 연금보험료 수입, 기금투자수익, 연금급여지출 등 재정수입과 재정지출 전반에 영향을 주는 변수들이므로 재정계산의 신뢰성을 제고하기 위해서는 가격변수 전망모형 구축 및 개선을 위한 노력이 필요하다.

본 연구에서는 제5차 재정계산을 대비하기 위해 가격변수 전망모형을 구축하고 이를 이용하여 가격변수에 대한 전망치를 산출하였다. 앞으로도 지속적인 모형개선을 통해 국민연금 제5차 재정계산에서 가격변수 전망에 대한 논의자료로 활용되기를 기대한다.

본 연구는 국민연금연구원의 황선호 부연구위원의 책임 하에 김경빈 주임연구원의 참여로 이루어졌다. 연구에 참여한 연구자들과 연구수행 과정에서 자문위원회 및 정책협의회 등에서 연구의 질적 향상을 위하여 조언과 비판을 해주신 내·외부 전문가들에게 저자들을 대신하여 감사의 뜻을 전한다. 또한, 본 보고서를 읽고 세심한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게도 사의를 표한다.

마지막으로 본 연구보고서의 모든 내용은 전적으로 연구진의 의견이며 국민연금공단이나 국민연금연구원의 공식적인 의견이 아님을 밝힌다.

목 차 | Contents

요 약 ····· 1

I. 서 론 ····· 15
1. 연구목적 및 배경 ····· 15
2. 연구방향 ····· 18

II. 가격변수 전망사례 및 요인모형 전망 선행연구 ····· 19
1. 공적연금 기관의 가격변수 전망 사례 ····· 19
1) 미국 ····· 19
2) 캐나다 ····· 24
3) 일본 ····· 26
4) 호주 ····· 28
5) 핀란드 ····· 29
6) 국민연금 ····· 30
7) 소결 ····· 32
2. 요인모형에 대한 연구 개관 ····· 37
1) 국외 문헌 ····· 37
2) 국내 문헌 ····· 39

Ⅲ. 요인모형에 의한 예측방법 ····· 42
1. 요인모형과 전망방법 ····· 42
1) 예측회귀모형 ····· 42
2) 요인모형 ····· 44
3) Choi and Jeong (2020) ····· 50

Ⅳ. 가격변수 자료 ····· 55
1. 가격변수 자료 ····· 55

Ⅴ. 요인추출을 위한 변수 선택 ····· 67
1. 가격변수 전망에 있어서 정보변수의 역할 ····· 67
2. 요인추출에 선택된 변수 ····· 70

Ⅵ. 요인모형의 표본외 예측 결과 ····· 76
1. 표본외 예측(out-of-sample forecasting) ····· 76

Ⅶ. 가격변수 전망 ····· 84
1. 인플레이션 ····· 85
2. 실질임금 상승률 ····· 94
3. 실질이자율 ····· 105

Ⅷ. 결론 및 시사점 ····· 112

참고문헌 ····· 115

부록 1. 단위근 시계열의 개념 및 그 성질 ····· 122
부록 2. 실제 관측치를 이용한 표본외 예측 ····· 130

표차례

[요약 표 1] 물가상승률 전망 ····· 7
[요약 표 2] 실질임금 상승률 전망 ····· 10
[요약 표 3] 실질이자율 전망 ····· 13

[표 Ⅱ-1] 미국 OASDI 가격변수 가정 ····· 22
[표 Ⅱ-2] 미국 경기순환별 가격변수 추이 ····· 23
[표 Ⅱ-3] 캐나다 CPP 가격변수 가정 ····· 25
[표 Ⅱ-4] 일본 후생연금 가격변수 가정 ····· 27
[표 Ⅱ-5] 호주 가격변수 가정 ····· 28
[표 Ⅱ-6] 핀란드 가격변수 가정 ····· 30
[표 Ⅱ-7] 국민연금 가격변수 가정 ····· 31
[표 Ⅱ-8] 국가별 가격변수 가정 요약 ····· 35

[표 Ⅳ-1] 실질임금 상승률 요약통계량 ····· 58
[표 Ⅳ-2] 단위근 및 안정성 검정 ····· 65

[표 Ⅴ-1] 요인추출에 사용된 변수 ····· 71

[표 Ⅵ-1] 표본외 예측: 인플레이션 ····· 78
[표 Ⅵ-2] 표본외 예측: 실질이자율 ····· 80
[표 Ⅵ-3] 표본외 예측: 실질임금 상승률 ····· 82

[표 Ⅶ-1] 우리나라의 물가안정목표 및 물가상승률 ····· 86
[표 Ⅶ-2] 국가별 물가안정목표제 도입 시기 및 물가안정목표 ····· 90
[표 Ⅶ-3] 물가상승률 전망 ····· 92
[표 Ⅶ-4] OECD 국가의 실질임금 상승률 요약통계량 ····· 99
[표 Ⅶ-5] 실질임금 상승률 전망 ····· 103
[표 Ⅶ-6] 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국의 중립적 실질이자율 요약통계량 ····· 109
[표 Ⅶ-7] 실질이자율 전망 ····· 110

[표 A-1] 표본외 예측: 인플레이션 (실제 관측치) ····· 130
[표 A-2] 표본외 예측: 실질이자율 (실제 관측치) ····· 132
[표 A-3] 표본외 예측: 실질임금 상승률 (실제 관측치) ····· 134

그림차례

[요약 그림 1] 물가상승률 전망 ····· 7
[요약 그림 2] OECD 국가의 실질임금 상승률 ····· 9
[요약 그림 3] 실질임금 상승률 전망 ····· 11
[요약 그림 4] 중립적 이자율 추정치 ····· 12
[요약 그림 5] 실질이자율 전망 ····· 14

[그림 Ⅳ-1] 월별/분기별 자료를 이용한 실질임금 상승률 ····· 57
[그림 Ⅳ-2] 인플레이션, 실질임금 상승률, 실질이자율 ····· 59
[그림 Ⅳ-3] 가격변수의 지속성 ····· 62

[그림 Ⅶ-1] 물가안정목표 및 대상물가지표 상승률 ····· 87
[그림 Ⅶ-2] 물가상승률 전망 ····· 93
[그림 Ⅶ-3] OECD 국가의 실질임금 상승률 평균 ····· 97
[그림 Ⅶ-4] 실질임금 상승률 동조화 ····· 101
[그림 Ⅶ-5] 실질임금 상승률 전망 ····· 104
[그림 Ⅶ-6] 중립적 이자율 추정치 ····· 106
[그림 Ⅶ-6] 실질이자율 전망 ····· 111

요 약

Ⅰ. 서 론

○ 연구배경 및 목적

- 국민연금제도의 지속가능성을 점검하고 개선방안을 모색하기 위해서 재정계산이 필수적이며, 국민연금 재정계산은 5년 주기로 실시됨.
- 국민연금 재정계산에는 연금수리모형(actuarial model)이 이용되며 외생변수로서 가격변수에 대한 정보가 필요함.
- 가격변수인 인플레이션, 실질임금 상승률, 실질이자율은 연금보험료 수입, 기금투자수익, 연금급여지출 등 재정수입과 재정지출 전반에 영향을 주는 중요한 변수들이므로 신뢰성 있는 재정계산을 위해서는 가격변수를 정밀하게 전망할 필요가 있음.
- 가격변수는 국내외 수요·공급, 비용, 금융시장, 국제경제, 민간경제주체들의 기대심리 등에 의해 영향을 받으므로 가격변수를 변동시키는 제반 경제여건을 포괄할 수 있는 요인모형을 통해 전망을 시도함.
- 요인모형을 통해 가격변수에 영향을 주는 다양한 정보변수들을 체계적으로 요약하여 전망에 이용할 수 있으며, 특히 Choi and Jeong (2020)의 모형은 단위근 시계열이 가지고 있는 장기정보도 이용할 수 있다는 장점이 있음.
- 먼 미래에 대한 전망에는 자료를 통한 접근법에 한계가 있으므로 선진국의 경험이나 한국은행의 물가안정목표제를 참고하여 장기전망을 시도하고자 함.

○ 연구방향

- 본 연구는 먼저 국외 공적연금제도에서 사용하는 가격변수 전망방법에 대하여 검토하고, 요인모형을 이용한 전망사례를 살펴봄.
- 요인모형을 구축하고 거시경제변수로부터 요인을 추출하여 모형의 예측성과에 대하여 비교함.
- 가까운 미래에 대해서는 요인모형을 이용하고 먼 미래에 대해서는 선진국의 경험과 중앙은행의 목표를 참고하여 장기전망함.

Ⅱ. 가격변수 전망사례 및 요인모형 전망 선행연구

○ 공적연금 기관의 가격변수 전망 사례

- 미국・캐나다・일본・호주・핀란드의 재정추계 수행 기관에서 발행한 재정추계 보고서와 관련 자료를 기반으로 가격변수에 대한 전망 방법을 살펴봄.
- 대부분의 국가에서는 물가상승률은 장기 물가상승률이 중앙은행의 물가목표 수준으로 가정함.
- 실질임금 상승률은 다양한 방법을 통해 전망하며, 과거 경험을 이용하거나 필립스 곡선, 임금상승률에 영향을 주는 요인을 분석하는 방법 등을 이용
- 조사국가 중 우리나라, 미국, 일본만이 재정추계에 실질이자율을 고려하며, 그 이유는 연기금의 운용 여부와 규모, 채권투자비중에 있음.

○ 요인모형에 대한 연구 개관

- Stock and Watson (2002a, b) 이후, 학계 및 중앙은행 등에서 요인모형을 이용한 거시경제 전망이 활발하게 이루어지고 있으며, 예측력 측면에서 우수성을 인정받고 있음.
- Giannone, Reichlin and Small (2008)은 미국을, Rünstler et al. (2009)은 유로지역 전체, 벨기에, 독일, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 포르투갈, 리투아니아, 헝가리, 폴란드를, Aastveit and Trovik (2012)은 노르웨이를, D'Agostino, McQuinn, and O'Brien (2012)은 아일랜드를, Matheson (2006)은 뉴질랜드에 대한 경제예측을 통해 요인모형의 예측성과가 우월함을 보임.
- 김종화·이중식(2005), 박강우·이중식(2009), Choi and Hwang (2013), 최병재·한진현(2014), 김종진·형남원(2018)은 우리나라를 대상으로 요인모형의 예측성과를 살펴보았으며, 이동진·이은경(2017), 이동원·임성운(2019)은 요인모형을 이용해 경제지표를 만들어 경제 및 무역상황을 예측하는 데 이용함.

Ⅲ. 요인모형에 의한 예측방법

○ 요인모형과 전망방법

- 시계열모형을 이용하여 그 과거시차 변수뿐만 아니라 다른 여타 변수의 정보를 이용하여 예측을 할 수 있음.
- 가격변수는 다양한 측면에 의해 영향받으므로 가용한 모든 변수를 이용한 예측이 가능할 것임.
- 차원의 저주와 같은 통계적 문제에 의해 모든 변수를 이용할 수 없는 상황에서 요인모형을 통해 다양한 변수에 존재하는 체계적인 정보를 몇 개의 요인으로 요약하여 전망에 반영할 수 있음.
- 기존의 요인모형은 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위한 변환을 시행하며 그 과정에서 장기정보를 잃을 가능성 있음.
- Choi and Jeong (2020)의 요인모형은 시계열이 지닌 장기정보를 잃지 않고 이용할 수 있는 예측방법임.
- Choi and Jeong (2020)은 모형의 전제가 성립할 때에는 기존의 요인모형과 변환방식은 장기정보 상실을 야기하여 통계적 효율성이 낮아지게 됨을 수리적으로 증명하고 시뮬레이션과 실증분석으로 확인함.

Ⅳ. 가격변수 자료

○ 가격변수 자료

- 인플레이션과 실질이자율은 한국은행 자료를 이용하였고, 실질임금 상승률은 고용노동부 임금구조기본통계조사로부터 획득함.
- 월별 자료에 대하여 전년동월대비증감률을 계산하여 인플레이션, 실질이자율을 계산하였으며, 실질임금 상승률은 월별 자료에 3개월 미만의 변동을 제거하기 위해 분기별 자료를 보간하여 사용
- 세 가격변수 모두에 선형시간 추세가 있는 것으로 판단됨.
- 과거에는 지속성이 높았던 적이 있었지만 세 가격변수 모두 현재는 지속성이 낮은 상태로, 과거 정보만을 이용해서는 예측이 어려움.
- 세 가격변수에 대하여 단위근 검정(ADF, PP, DF-GLS)과 안정성 검정(KPSS)을 시행하였으며, 네 가지 검정은 시계열의 안정

성 여부에 대하여 확실한 답을 내려주지 못함.

- 따라서 Choi and Jeong (2020)의 방법과 기존의 요인모형을 이용하여 예측하고 RMSE를 이용하여 예측성과 비교

Ⅴ. 요인추출을 위한 변수 선택

○ 가격변수 전망에 있어서 정보변수의 역할

- 인플레이션, 이자율, 임금 등 가격변수는 국민경제의 수요와 공급, 비용 등에 의해 영향받을 뿐만 아니라 민간 경제주체들의 기대심리, 금융시장, 세계 경제여건, 주요 선진국 정책 등에 의해서도 영향을 받음.
- 따라서 가격변수에 대한 전망을 위해서는 이용해야 할 정보변수는 가격변수 변동요인을 다양한 측면에서 폭넓게 포괄할 수 있도록 선택할 필요가 있음.
- 본 연구에서는 가격변수의 변동요인을 수요, 비용, 통화량, 인플레이션 기대심리 등으로 구분하여 각 요인을 잘 반영하는 것으로 판단되는 변수를 요인 추출에 사용함.
- 대표적인 변수로 통화량, 금리, 대출총액 등의 통화금융변수, 가동률, 실업률, 생산갭 등의 실물경제변수, 금가격, 수입물가, 자산가격 등의 가격변수, 임금, 단위노동비용 등의 비용변수, 국제원자재가격, 주요국 환율 등의 해외경제변수 등을 이용함.

○ 요인추출에 선택된 변수

- 요인추출을 위해 66개의 경제변수를 선정하였으며 ADF 검정을 통해 단위근 유무를 점검함.
- Choi and Jeong (2020)의 모형에는 단위근이 존재하는 시계열만을 포함시켰으며, 기존의 요인모형에는 안정적 시계열뿐만 아니라 단위근 시계열을 차분 또는 로그차분을 통해 안정화하여 포함시킴.

Ⅵ. 요인모형의 표본외 예측 결과

○ 표본외 예측(out-of-sample forecasting)

- 2001년 1월-2020년 6월(19년 6개월)인 표본기간 중 2/3에 해당하는 2001년 1월-2013년 12월(13년)의 자료를 이용하여 추정 및 예측하여 2014년 1월-2020년 6월(6년 6개월)의 자료에 얼마나 근접하는지 확인함.
- 장기전망이 목적이므로 1년 미만의 변동에 해당하는 효과를 밴드패스 필터(band-pass filter)로 제거한 관측치를 이용함.
- 세 가격변수의 전망에서 Choi and Jeong (2020)의 요인모형의 예측성과가 전반적으로 우월한 것으로 나타나며, 가장 우월하지 않은 경우에도 가장 우월한 전망치와의 RMSE 차이가 크지 않음.

Ⅶ. 가격변수 전망

- 경제학 이론이나 실증분석에서 먼 미래에 대한 예측은 대부분 실질변수에 대해서만 관심을 가지기 때문에 인플레이션 등 가격변수 전망을 위한 근거가 충분하지 못하다는 한계점이 있음.
- 경제가 이미 정상상태(steady state)에 가까이 도달했다고 평가받는 선진국들은 경제여건이 안정적이므로 과거의 실적치 등을

바탕으로 미래에도 일정하게 유지될 것이라고 전망하는 경우가 많음.

- 본 연구에서는 요인모형을 이용하여 가까운 미래를 전망하고, 추후 먼 미래에 대해서는 우리 경제가 정상상태에 도달하여 선진국 수준에 수렴할 것임을 가정하는 방식을 통해 가격변수에 대한 전망함.

○ 인플레이션

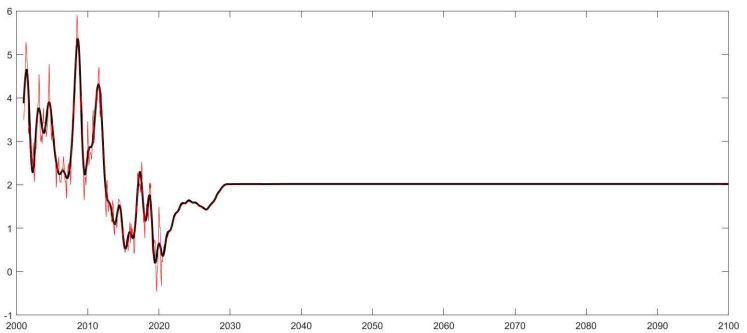
- 물가안정목표제를 시행하는 국가들은 중앙은행이 금리 및 통화량을 조절하여 물가안정목표를 달성하기 위해 노력할 것임.
- 따라서 공적연금제도를 시행하고 있는 대다수의 국가들은 먼 미래의 물가상승률을 중앙은행의 물가목표 수준으로 가정하는 방식을 따르고 있음.
- 현재 연 2%의 물가안정목표는 2016-2018년에 적용된 목표였고, 2019년 이후에도 목표수준을 바꾸지 않아 현재도 2% 수준을 그대로 유지하고 있음.
- 물가안정목표가 연 2%로 그대로 유지될 수 있는 이유는 첫째, 인플레이션에 대한 비용과 편익을 고려했을 때, 우리 경제의 후생을 극대화하는 적정 인플레이션(optimal inflation) 수준이 소비자물가 상승률 기준으로 2%로 추정되었음.
- 둘째, 연 2% 수준의 물가안정목표는 현재 거의 대부분의 선진국에서 채택하고 있는 목표수준임.
- 셋째, 주요 선진국에서는 물가안정목표제의 안정성이 기대 인플레이션이 목표수준에 안착시키는 데에 중요한 요소가 된다는 점을 감안하여 목표수준, 목표제시방식, 대상지표 등의 구성요소 변경을 최소화하려는 경향이 있음.

- 따라서 물가상승률이 비록 가까운 미래에는 물가안정목표와 괴리를 보일 수 있지만, 먼 미래에는 물가안정목표로 수렴한다고 보는 것이 그렇게 제약적인 전제는 아님.
- 전망결과는 다음 <요약 표 1>과 <요약 그림 1>에 나타나 있음.

<요약 표 1> 물가상승률 전망

	물가상승률
2011-2020	1.5
2021-2030	1.6
2031-2040	2.0
2041-2050	2.0
2051-2060	2.0
2061-2070	2.0
2071-2080	2.0
2081-2090	2.0
2091-2100	2.0

<요약 그림 1> 물가상승률 전망



– 전망 결과, 물가상승률은 점차 상승하여 2029년경에 2.0% 수준에 도달한 후 동 수준을 유지하는 것으로 나타남.

– 현재 코로나 19에 의해 영향받아 우리나라는 0%에 가까운 소비자물가 상승률을 보이고 있으나, 주요 선진국에서 경제활동이 점차 재개되면서 2020년 2분기 이후 국제유가 및 비철금속 가격이 반등함.

– 또한, 올해 여름 집중호우로 인해 일부 농산물의 공급이 제한되면서 농산물 가격이 상승하고 이에 따라 물가상승 압력으로 작용할 것으로 보임.

– 그 이후 물가상승률은 완만하게 상승할 것으로 보이나 코로나 19의 전개상황에 따른 전망에 대한 불확실성이 크다고 할 수 있음.

❍ 실질임금 상승률

– 실질임금 상승률은 물가안정목표와 같은 정책적인 목표 수준이 존재하지 않아 물가상승률과 같은 방식으로 먼 미래를 전망하기 어려움.

– 노동시장의 균형인 $w_t = MPL_t$을 만족하기 위해 장기적으로는 실질임금 상승률은 한계노동생산성에 수렴할 것이기 때문에, 만약 노동소득분배율, 한계노동생산성, 취업자 1인당 GDP 증가율 등을 얻을 수 있다면 이 자료들을 이용하여 전망할 수 있음.

– 그러나 이 방법을 이용하기 위해서는 경제성장률을 전망하는 연구가 선행되어야 하므로 현재는 이용하기 어려운 접근방법임.

– 한편, 주요 선진국들은 장기균형인 정상상태에 가까이 도달한 것으로 평가되기 때문에 구조적 변화가 없다면 실질임금 상승률과 같은 거시경제변수가 먼 미래에도 일정한 수준을 유지한다고 가정하는 경우도 있음.

– 그러나 우리나라는 아직 정상상태에 근접했다고 볼 수 있는 상황은 아니기 때문에 실질임금 상승률이 앞으로도 그대로 유지될 것이라고 전제하는 것은 적절하지 않음.

– 본 연구에서는 시간이 지남에 따라 우리나라가 주요 선진국들의 수준으로 수렴한다는 전제 하에 전망하는 방식을 택함.

<요약 그림 2> OECD 국가의 실질임금 상승률



– OECD 자료에서 선진국의 실질임금 상승률 평균은 평균적으로 0.92-0.98% 수준이며, 1.55% 정도인 우리나라에 비해 낮은 것으로 보임.

– 한편, OECD 국가들의 실질임금 상승률은 금융위기 이전에는 평균적으로 1.27-1.32% 수준이었으나 금융위기를 경험하고 난

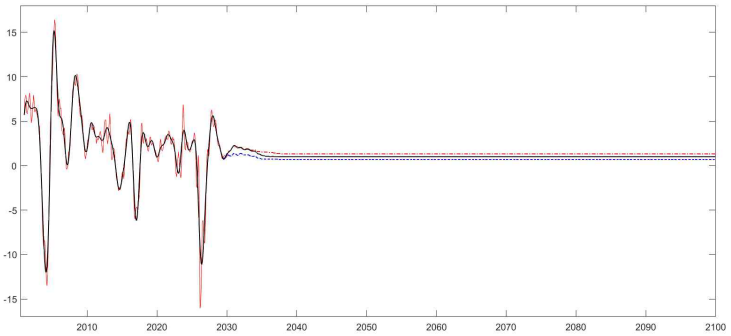
이후부터 지금까지는 평균적으로 0.60-0.78% 수준이 됨.

- 우리나라는 금융위기 이전에는 1.52% 수준으로 다른 OECD 국가보다 높은 수준이었으며, 금융위기 이후에는 1.79% 수준으로 다른 OECD 국가와 달리 실질임금 상승률이 오히려 상승한 모습을 보여줌.
- 이는 우리나라가 1997년 외환위기에는 큰 경기침체를 경험하였지만, 2008년 글로벌 금융위기에는 다른 선진국에 비해 적게 영향받았기 때문인 것으로 사료됨.
- 실질임금 상승률은 어느 수준으로 수렴한다고 전제하는 것이 타당할 것인가에 대해서는 어떤 상태를 선진국의 정상상태로 보느냐에 따라 다음의 세 가지로 답변할 수 있을 것임.
- 첫째, 전체기간으로 설정한 1997-2019년 기간의 평균인 1% 수준으로 수렴한다고 볼 수 있으며 둘째, 외환위기가 발생하기 전의 평균적인 실질임금 상승률인 1.3% 수준으로 볼 수도 있으며 셋째, 외환위기 발생 이후의 실질임금 상승률 평균인 0.7% 정도로 볼 수 있음.
- 실질임금 상승률에 대한 전망결과는 다음 <요약 표 2>와 <요약 그림 3>에 나타나 있음.

<요약 표 2> 실질임금 상승률 전망

	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3
2011-2020	1.5	1.5	1.5
2021-2030	1.0	1.0	1.0
2031-2040	0.9	1.3	1.6
2041-2050	0.7	1.0	1.3
2051-2060	0.7	1.0	1.3
2061-2070	0.7	1.0	1.3
2071-2080	0.7	1.0	1.3
2081-2090	0.7	1.0	1.3
2091-2100	0.7	1.0	1.3

<요약 그림 3> 실질임금 상승률 전망



- 향후 실질임금 상승률은 1.5% 수준에서 점진적으로 하락하여 1.0% 내외에서 유지될 것으로 전망됨
- 그 이유는 우리 국민경제가 정상상태에 근접해 감에 따라 한계노동생산성 증가율이 선진국 수준으로 수렴하기 때문이라고 생각할 수 있음.

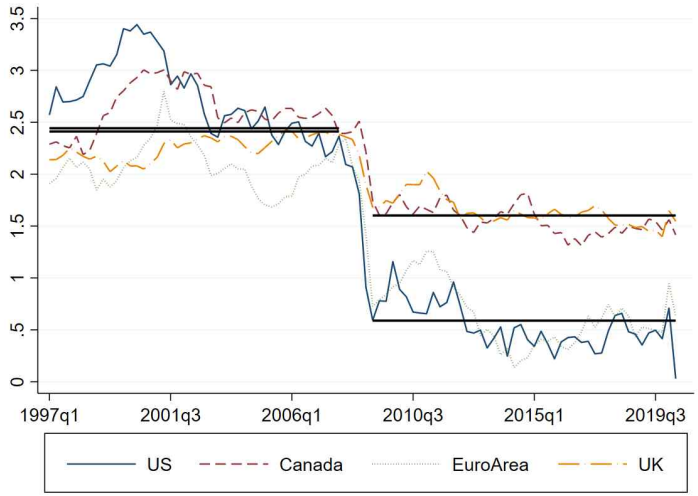
○ 실질이자율

- 균형조건인 $r_t = MPK_t$을 만족하기 위해 장기적으로는 실질이자율과 한계자본생산성은 근접할 것이기 때문에 만약 실질성장률 전망으로부터 얻어지는 한계자본생산성 자료를 구할 수 있으면 회귀분석을 통해 실질이자율을 전망할 수 있음.
- 우리나라의 실질이자율이 시간이 지남에 따라 현재 정상상태에 근접한 국가들 수준으로 가까이 간다고 전제하여 전망함.

- 인플레이션 전망에 대한 전제에서 한국은행이 경제여건이 변화

하더라도 기준금리를 조정함으로써 발표한 물가안정목표에 실제 물가상승률이 근접할 수 있도록 노력함을 가정하였으므로, 이와 관련된 이자율 개념인 중립적 실질이자율을 활용할 필요가 있음.

<요약 그림 4> 중립적 이자율 추정치



출처: New York Fed

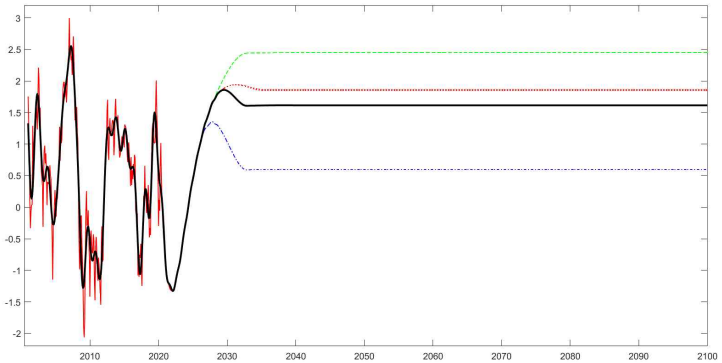
- 중립적 실질이자율은 중장기 시계에서 실제 GDP와 잠재 GDP가 일치(산출갭=0)하고 인플레이션 압력이 안정된 상태(인플레이션갭=0)에서의 실질단기이자율로 정의됨.
- 금융위기 이전의 미국과 유로 지역의 평균은 2.411%, 영국과 캐나다의 평균은 2.443% 수준으로, 영국과 캐나다의 평균이 더 높지만 그 차이는 유의하지 않음.
- 금융위기 이후에는 미국과 유로 지역의 평균은 0.589%, 영국과 캐나다의 평균은 1.602% 수준으로, 영국과 캐나다의 평균이 약 1.013%p 가량 더 높은 것으로 파악됨.

- 실질이자율에 대해서는 다음과 같은 네 가지 시나리오가 가능
- 첫째, 전체기간으로 설정한 1997년 1분기-2020년 2분기 기간의 미국, 캐나다, 유로지역의 평균인 1.85% 수준으로 수렴한다고 볼 수 있으며 둘째, 외환위기가 발생하기 전의 평균인 2.43% 수준을 정상상태의 중립적 실질이자율로 볼 수 있음.
- 세 번째는 외환위기 발생 이후의 미국과 유로 지역의 평균인 0.59% 정도로 수렴한다고 볼 수 있으며, 네 번째로는 외환위기 발생 이후의 캐나다와 영국의 중립적 실질이자율 평균인 1.60% 정도로 수렴한다고 볼 수도 있음.
- 2008년 글로벌 금융위기 이후 완화적 통화정책으로 저금리 기조가 지속되고 있기 때문에 2011-2020년까지의 평균적인 실질이자율 수준이 낮게 유지되고 있음.
- 그러나 경기가 점차 회복됨에 따라 실질이자율도 상승하여 일정한 수준을 유지할 것으로 보임.

<요약 표 3> 실질이자율 전망

	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3	시나리오 4
2011-2020	0.4	0.4	0.4	0.4
2021-2030	0.4	0.6	0.6	0.7
2031-2040	0.6	1.6	1.9	2.4
2041-2050	0.6	1.6	1.9	2.4
2051-2060	0.6	1.6	1.9	2.4
2061-2070	0.6	1.6	1.9	2.4
2071-2080	0.6	1.6	1.9	2.4
2081-2090	0.6	1.6	1.9	2.4
2091-2100	0.6	1.6	1.9	2.4

<요약 그림 5> 실질이자율 전망



Ⅰ. 서 론

1. 연구목적 및 배경

우리나라의 국민연금제도를 포함한 공적연금제도는 생애주기에 해당되는 장기간에 걸친 수급구조를 지니고 있다. 따라서 제도의 지속가능성을 점검하고 개선방안을 모색하기 위해서는 먼 미래에 대한 공적연금의 재정계산이 필수적이다. 국민연금 재정계산은 국민연금의 장기 재정수지를 계산하여 국민연금제도 운영 전반에 관한 계획을 수립하는 과정이다. 국민연금 재정계산은 1998년 개정된 국민연금법에 따라 5년 주기로 실시되며, 2023년도 제5차 재정계산을 앞두고 있다. 국민연금 재정계산은 연금수리모형(actuarial model)을 이용하여 수행되고 있으며, 인구변수, 경제변수, 제도변수를 외생변수로 사용하고 있다. 본 연구에서는 경제변수 가운데 가격변수인 인플레이션, 실질이자율, 실질임금 상승률에 대하여 주목하기로 한다. 이 변수들은 연금보험료 수입, 기금투자수익, 연금급여지출 등 재정수입과 재정지출 전반에 영향을 주는 중요한 변수들이다. 따라서 신뢰성 있는 재정계산을 위해서는 가격변수를 정밀하게 전망하는 작업이 선행되어야 한다.

지난 4차 재정계산에서는 인플레이션, 실질이자율 변화율, 실질임금 상승률에 대하여 다음과 같은 방법을 통해 장기전망하였다. 첫째, 인플레이션은 향후 5년간 정부의 단기전망으로부터 점차 물가안정목표인 2.0% 수준으로 수렴할 것으로 전제하였다. 둘째, 실질임금 상승률의 경우, 장기적으로 실질임금 상승률과 유사한 추세를 보이는 취업자 1인당 GDP 증가율을 실질임금 상승률로 전제하였다. 실질 이자율은 신석하 (2016)의 방법론을 따라 장기식에는 생산성과 관련된 변수와 개방경제를, 단기식에는 미국금리변동, 경제성장률 변

화를 결합한 오차수정모형(error-correction model)을 이용하여 전망하였다.

한편, 제4차 재정계산 이후 재정추계위원회의 논의과정에서 제5차 재정계산을 준비하기 위해 전망모형의 개선이 필요성이 제기되었다. 본 연구에서는 가격변수에 대한 전망모형을 구축하고 개선하려고 한다. 또한, 가격변수와 관련된 선행연구와 선진국 사례를 검토하여 재정추계모형의 특성에 맞게 가격변수 전망모형을 개선함으로써 내적 정합성과 외적 적합성을 높이려는 시도를 하였다.

가격변수는 다양한 측면에 의해 영향을 받아 결정된다. 예컨대, 인플레이션은 국내외 수요·공급, 비용, 금융시장, 국제경제, 민간 경제주체들의 기대심리 등에 의해 영향을 받는다. 또한, 이들 간에도 서로 영향을 주고 받을 수 있으며 이러한 상호관계도 시기에 따라 변동하는 경향이 있다. 따라서 인플레이션 전망의 정밀도를 제고시키기 위해서는 가격변수를 변동시키는 제반 경제여건을 포괄할 수 있는 정교한 계량모형을 구축하는 것이 필요하다고 판단된다.

이를 위해 본 연구에서는 Stock and Watson (2002a, b)의 연구 이후 우리나라를 포함한 주요 선진국 중앙은행에서 사용하고 있는 요인모형(factor model)을 이용하였다. 가격변수에 영향을 주는 변수들을 체계적으로 요약할 수 있는 요인(latent factor)을 추출하여 전망에 이용하는 모형을 구축하고 여타 전망모형과 모형의 예측성과를 비교하려고 한다. 관측 가능한 경제 내의 다양한 변수들이 소수의 요인에 의해 영향받는다는 가정 하에 요인들을 추출하고 전망모형에 도입함으로써 전망모형의 개선을 시도한다.

또한 재정계산을 위해서는 향후 80여 년간의 거시변수 전망치가 필요하므로 시계열 내에 존재하는 장기정보(long-run information), 즉 낮은 주파수대(low frequency)에 포함되어 있는 정보를 이용할 수 있는 방법을 강구하려고 한다. 이러한 시도의 일환으로 Choi and Jeong (2020)이 제안한 '차분하지 않은 변수를 이용하는 요인기반 예측모형(factor-based forecasts using non-differenced data)'을 통해 단위근 과정(unit root process)에 내재되어 있는 확률적 추세(stochastic trend)로부터 장기정보를 취득하여 전망에 사용하려고 한다. Choi and Jeong (2020)은 단위근이 존재하는 시계열로부터 요인 공간(factor space)을 구성했을 때, 차분 연산을 통해 장기정보가 제거된 자료를 이용한 경우보다 더 좋은 예측력을 가짐을 수학적 증명, 시뮬레이션, 표본외 예측을 통해 확인하였다.

한편, 국민연금 재정추계에는 먼 미래에 해당하는 전망이 필요하다. 과거의 자료를 이용한 계량분석은 가까운 미래에 대해서는 예측력이 좋은 것으로 알려져 있지만, 먼 미래에 대한 전망에서는 한계가 존재한다. 요인모형 기반의 경제예측과 더불어 선진국의 경험과 한국은행의 물가안정목표제를 검토하여 장기전망에 반영하였다. 우리 경제가 조건부 수렴가설에 의해 정상상태(steady state)에 가까이 도달한 것으로 평가받고 있는 주요 선진국 수준으로 향후 근접할 것이라고 가정하는 것이 큰 무리가 아니라고 판단하였기 때문이다.

2. 연구방향

본 연구보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국외의 공적연금제도에서 사용하는 가격변수 전망방법과 요인모형을 통한 전망사례에 대해서 검토한다. 구체적으로, 최근 미국의 OASDI, 캐나다의 CPP, 일본의 후생연금, 호주의 Age Pension, 핀란드의 소득비례연금에서 가격변수 전망에 사용하는 방법에 대해서 검토하고 우리나라의 국민연금과 비교하였다. 또한, 미국, 유로지역, 노르웨이, 뉴질랜드, 아일랜드 등 중앙은행에서 시도하고 있는 요인모형을 이용한 전망에 대해서 알아보고, 국내에서는 어떠한 방식으로 요인모형을 이용하는지 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 요인모형을 이해하기 위한 시계열분석에 대하여 간략하게 소개하였다. 예측회귀모형의 개요, 요인모형의 예측모형에의 활용법, 단위근의 성질, 그리고 Choi and Jeong (2020)의 모형에 대하여 요약하였다. 제Ⅳ장에서는 연구의 대상이 되는 인플레이션, 실질이자율, 실질임금 상승률의 성질, 즉 시간추세 존재 여부, 변수의 지속성, 단위근 유무 등을 점검하였다. 가격변수는 다양한 변수에 의해 영향을 받아 결정되기 때문에 추출된 요인이 경제학적 의미를 갖기 위해서는 해당 경제변수가 어떠한 정보를 주는지를 알아야 한다. 제Ⅴ장에서는 요인을 추출하기 위해 해당 변수를 선택한 이유에 대하여 논한다. 제Ⅵ장에서는 요인모형을 이용해서 가격변수를 실제로 예측할 수 있는지를 확인하였다. 미래는 선제적으로 알 수 없으므로, 표본의 일부는 추정 및 예측에 이용하고 나머지 표본과 잘 맞는지 확인하는 표본외 예측을 통해 예측성과를 비교한다. 제Ⅶ장에서는 가격변수에 대한 전망을 시행한다. 가까운 미래에 대해서는 요인모형을 이용하여 예측하고, 먼 미래에 대해서는 중앙은행의 목표와 선진국의 사례를 바탕으로 전망한다. 제Ⅷ장에서는 본 연구의 결론 및 시사점, 그리고 개선사항에 대하여 논한다.

Ⅱ. 가격변수 전망사례 및 요인모형 전망 선행연구

본 Ⅱ장에서는 기존의 전망사례와 선행연구에 대하여 개관한다. 먼저 제1절에서 국외 주요국의 공적연금 재정추계를 수행하는 기관에서 사용하는 가격변수 전망방법을 살펴보고, 국민연금 재정계산에서 사용하는 가격변수 전망방법과 비교한다. 그리고 제2절에서는 학계 및 중앙은행에서 수행하고 있는 전망에 대하여 요인모형을 중심으로 조사하였다.

1. 공적연금 기관의 가격변수 전망 사례

주요국의 공적연금 장기재정추계를 수행하는 기관에서 사용하는 가격변수 전망 방법을 조사하고, 국민연금 재정추계에 사용되는 가격변수에 대한 전망방법과 비교하고자 한다. 이를 위해 미국・캐나다・일본・호주・핀란드의 재정추계 수행 기관에서 발행한 재정추계 보고서와 관련 자료를 기반으로 가격변수에 대한 전망 방법을 살펴보았다.

1) 미국[1)]

미국의 공적연금제도 중 일반 국민을 대상으로 하는 노령・유족・장애보험을 제공하는 제도는 OASDI(Old Age, Survivors, and

1) 미국 사회보장청(SSA) 수석계리인실(OCA)의 “Long-Range OASDI Projection Methodology(2020)”과 “The Long-range Economic Assumptions for the 2020 Trustees Report”를 근거로 전망 및 가정방법을 검토하였다.

Disability Insurance)이며, 미국 사회보장청(US Social Security Administration)의 수석계리인실(Office of the Chief Actuary)이 매년 OASDI에 대한 재정계산을 수행하고 있다. OASDI의 재정계산은 추계기간에 따라 단기(향후 10년)·장기(향후 75년)로 구분된다. 본 연구는 장기 재정추계를 위한 가격변수 전망방법을 살펴보는 것을 목적으로 하여 OASDI의 장기재정추계에 필요한 가격변수 전망 방법을 중점적으로 살펴본다.

추계에 필요한 주요 경제변수는 총경제생산성(total economy productivity)[2], 소비자물가 상승률(CPI-W), GDP디플레이터, 실질 임금상승률(average real wage differential), 실업률(unemployment rate), 신탁기금채권 실질 금리(annaul trust fund real interest rate), 사회보장적용임금에 대한 OASDI 사회보장세율(ratio of OASDI taxable payroll to covered earnings)이며, 주요 경제변수에 대한 가정은 수석계리인실에서 자체적으로 설정하여 추계에 사용한다.

수석계리인실(OCA)은 주요 경제변수에 대하여 변수의 값이 전망 초기 시점 이후 점진적으로 변화하여 일정 시점에 최종값(ultimate value)에 도달하고 전망 기간 말까지 유지되는 것으로 가정한다. 최종값을 설정할 때 과거 값과 최근 경제상황을 고려하여 논의를 통해 결정한다. 그리고 미래에 대한 불확실성을 반영하기 위하여 시나리오별(저위비용, 중위비용, 고위비용) 최종값을 제시한다.

가. 소비자물가 상승률[3]

소비자물가 상승률은 도시 임금 근로자와 사무직 근로자에 대한 소비자물가지수(CPI-W, Consumer Price Index for urban wage earners and clerical workers)의 변화율 개념이며, 향후에도 과거와 비슷한 수준을 유지하는 것으로 가정한다. 연평균 물가상승률은 1969~2007년 다섯 번의 경기순환(economic cycle) 동안 4.22%, 1990~2007년 두 번의 경기순환 동안 2.51%를 기록하였다. 수석계리인실은 최근 국내 통화정책을 반영한 기간인 지난 두 번 경기순환 동안 기록한 연평균 2.51%의 물가상승률이 향후에도 지속될 것으로 판단하였으며, 가장 최근 경기순환이 끝난 이후(2007년 이후) 연평균 2% 미만의 낮은 인플레이션과 최근 경기 회복 수준 및 통화정책 등을 고려하여 2020년 재정추계에 대한 물가상승률의 최종값을 시나리오별로 2.40%(중위비용), 3.00%(저위비용), 1.80%(고위비용)로 설정하였다.

2) 총경제생산성은 총 근로시간에 대한 실질 GDP의 비율이다.
3) 미국의 소비자물가 상승률은 노동통계국(BLS)에서 산출하며 매월 발표한다.

나. 실질 임금상승률

재정추계에 입력되는 연평균 실질 임금상승률은 OASDI 적용 임금(OASDI covered wage)에 대한 상승률을 말한다. OASDI 적용 임금은 한 해 동안 사회보장세가 적용된 총급여에 사회보장세를 납부하는 총근로자의 비율로 정의되며, OASDI 적용 임금 변화율에서 소비자물가 상승률(CPI-W)을 차감하여 실질 임금상승률을 계산한다.

OASDI 적용 근로자의 연평균 실질임금상승률은 1969~2007년 다섯 번의 경기순환 동안 1.02%, 최근 네 번의 경기순환 동안 0.95%, 최근 세 번의 경기순환 동안 1.04%, 최근 두 번의 경기순환 동안1.33%, 가장 최근의 경기순환 동안 0.80%를 기록하였고, 가장 최근 경기순환이 끝난 이후(2007년 이후) 연평균 0.49%를 기록하였다. 수석계리인실은 향후 임금상승률에 대한 변화가 크지 않을 것으로 예상하여 2020년 재정추계에 대한 실질 임금상승률의 최종값을 시나리오별로 1.14%(중위비용), 1.76%(저위비용), 0.52%(고위비용)로 가정하였다.

다. 실질 금리

실질 금리는 미재무부(US Treasury)가 신탁기금으로 발행할 수 있는 특수국공채권에 대한 연 실질 수익률(real interest rate on the special public debt oligations issuable to the trust funds)을 말한다. 1960년 10월부터 신탁기금발행 특수채에 대한 이자율은 향후 4년 이내에 만기가 도래하지 않는 모든 정부채의 평균 시장수익률과 동등하게 설정되도록 하였다. 이에 따라 실질 금리는 기대수익률 혹은 실제 실현수익률에서 발행한 후 첫 1년의 소비자물가상승률(CPI-W)을 차감하여 계산한다.

<표 Ⅱ-1> 미국 OASDI 가격변수 가정

(단위: %)

	저위비용	중위비용	고위비용
물가상승률	3.00	2.40	1.80
실질 임금상승률	1.76	1.14	0.52
명목 임금상승률	4.76	3.54	2.32
실질 금리	3.00	2.40	1.80

출처: The Long-range Economic Assumptions for the 2020 Trustees Report

최근 5번의 경기순환 동안 신탁기금채권의 실질 금리(1969~2007년까지 매년 새로 발행된 채권에 대한 금리)는 연평균 3.30%였다. 1990~2007년 두 번의 경기순환 동안에는 3.49%로 상승하였으나, 2001~2007년 가장 최근의 경기순환 동안에는 1.95%, 가장 최근 경기순환이 끝난 이후(2007년 이후)에는 1% 미만 수준을 기록하였다. 수석계리인실은 이러한 감소세에 대하여 극단적인 저금리 정책과 선진국의 경기부진이 영향을 준 것으로 보았다. 이와 관련하여 세계 경제가 과거 수준(고성장)으로 되돌아갈 가능성은 낮을 것으로 보았고, 국내 재정정책과 선진국의 지속가능한 경제성장률 수준을 반영하여 2020년 재정추계에 대한 실질 금리의 최종값을 2.8%(중위비용), 2.3%(저위비용), 1.8%(고위비용)로 가정하였다.

<표 Ⅱ-2> 미국 경기순환별 가격변수 추이

(단위: %)

기간	실질 OASDI 적용 임금상승률	소비자물가 상승률	실질 금리
1969-1973	1.60	4.44	2.01
1973-1979	0.56	7.59	-0.12
1979-1990	0.64	5.00	5.38
1990-2001	1.63	2.44	4.34
2001-2007	0.80	2.64	1.95
1969-2007 (최근 다섯 번의 경기순환)	1.02	4.22	3.30
1973-2007 (최근 네 번의 경기순환)	0.95	4.20	3.45
1979-2007 (최근 세 번의 경기순환)	1.04	3.48	4.23
1990-2007 (최근 두 번의 경기순환)	1.33	2.51	3.49

출처: The Long-range Economic Assumptions for the 2020 Trustees Report

2) 캐나다[4)]

캐나다의 연금제도는 먼저 정부가 지원하는 연금인 기초연금(Old Age Security)과 최저소득보장보조금(Guaranteed Income Supplement)이 있으며, 그 다음 단계로 우리나라의 국민연금제도와 같이 근로자와 자영업자가 의무적으로 가입해야하는 연금인 CPP(Canada Pension Plan)가 있다. CPP에 대한 재정전망은 캐나다 금융감독원(Office of the Superintendent of Financial Institutions)의 수석계리인실(Office of the Chief Actuary)이 3년마다 수행하며, 향후 75년에 대하여 전망한다.

재정추계에 필요한 주요 경제변수는 경제활동참가율(labour force participation rate)과 물가상승률(price increase), 실질 임금상승률(real wage increases), 실질 투자수익률(real rate of return on investments)이며, 최적의 추정 가정(best estimate assumption)으로 설정된다. 미국 OASDI와 유사하게 과거 값과 최근 경제상황을 고려하여 최적의 값을 추정하여 가정한다. 일정 시점에 최적의 값에 도달하고, 도달한 이후 전망 기간 말까지 같은 수준을 유지하는 것으로 가정한다.

가. 물가상승률

소비자물가지수(CPI)의 변화율을 말하며, 최근 2018년 물가상승률은 2.3%를 기록하였다. 2016년 캐나다 정부는 2021년 말까지 물가상승률을 1~3% 사이에서 유지하겠다고 발표하였으며, 캐나다 중앙은행 물가상승률 목표를 2%로 설정하였다. 이와 관련하여 여러 경제학자들 역시 향후 물가상승률을 2019~2040년 동안 연평균 2.0%로 전망하였다. 이러한 전망과 중앙은행의 물가상승률 목표 반영하여 향후 물가상승률에 대한 가정을 2.0%로 설정하였다.

<표 Ⅱ-3> 캐나다 CPP 가격변수 가정

(단위: %)

	임금상승률	물가상승률
2019	0.3	2.0
2020	0.5	2.0
2021	0.6	2.0
2022	0.7	2.0
2023	0.8	2.0
2024	0.9	2.0
2025 이후	1.0	2.0

출처: Actuarial Report (30th) on the Canada Pension Plan

나. 실질 임금상승률

명목 임금은 캐나다 경제 전체에서 총 민간 고용에 대한 명목 소득의 비율로 정의된다. 실질 임금상승률은 다음과 같은 요인의 영향을 받는 것으로 보았으며, 해당 요인들의 증가율을 합산하여 계산한다. 노동생산성[5)](growth in labor productivity) 증가율과 보상비율의 증가율[6)](growth in compensation ratio), 소득비율의 증가율[7)](growth

4) 캐나다 금융감독원(OSFI) 수석계리인(OCA)에서 발표하는 “Actuarial Report (30th) on the Canada Pension Plan”을 기반으로 조사하였다.

in earnings ratio) 평균 근무 시간의 변화(growth in the average hours worked), 물가 격차[8](growth in price differential)의 합으로 계산한다.

실질 임금상승률은 2019년 0.3%에서 2025년까지 점진적으로 상승하여 최종값(ultimate value)인 1.0%에 도달할 것으로 가정한다. 실질 임금상승률은 임금에 영향을 주는 요인들과의 관계와 과거 추세, 노동 시장의 상황을 고려하여 결정된다. 실질임금 상승률과 물가상승률을 합하여 명목임금 상승률을 계산하며, 명목임금 상승률의 최종값은 2025년 이후 3.0%로 가정된다.

3) 일본[9]

한국의 국민연금에 해당하는 일본의 후생연금의 재정상태·재정건전성을 주기적으로 검토하기 위하여 재정검증을 시행한다. 일본 공적연금에 대한 재정검증은 일본 후생노동성(MHLW) 산하 연금수리과(AAD)에서 5년을 주기적으로 재정점증을 수행하며, 향후 100년에 대한 추계를 수행한다.

재정추계에 필요한 경제변수는 경제성장률, 경제활동참가율, 총요소생산성, 물가상승률, 임금상승률, 기금운용수익률 등이며, 경제상황에 따라 상이한 물가상승률과 임금상승률, 기금운용수익률을 가정한다.

5) 노동생산성은 캐나다 경제 내 총 근로시간 대비 실질 GDP의 비율을 말한다.
6) 보상비율은 명목 GDP 대비 근로자가 받는 총 보상금의 비율을 말한다.
7) 소득비율은 총보상 대비 총근로자가 받는 소득에 대한 비율을 말한다.
8) 물가격차는 GDP 디플레이터와 소비자물가상승률 간의 차이를 말한다.
9) 일본 후생노동성(厚生勞働省)의 "2014년 재정검증보고서(平成26年財政検証結果レポート)"를 기초로 작성하였다.

<표 Ⅱ-4> 일본 후생연금 가격변수 가정

(단위: %)

		미래 경제상황		경제전제	
		경제활동 참가율	총요소 생산성	물가 상승률	임금 상승률
케이스1	경제 성장	경제활동참가 증가	1.3	2.0	1.6
케이스2			1.1	1.6	1.4
케이스3		경제활동참가 일정수준 증가	0.9	1.2	1.1
케이스4	베이스 라인		0.8	1.1	1.0
케이스5		경제성장, 노동참가 부진	0.6	0.8	0.8
케이스6			0.3	0.5	0.5

출처: 일본 2014년 재정검증보고서

가. 물가상승률

소비자물가지수의 변화율을 말하며, 일본 중앙은행에서 발표한 장기 소비자물가지수 전망을 사용한다.

나. 임금상승률

1인당 실질 임금상승률의 개념이며, 단위 노동시간당 실질 GDP 성장률에 피고용자 평균 근로시간 변화율을 합산하여 계산한다.

다. 금리

실질 장기금리의 개념이며, 국채 수익률과의 관계를 감안하여 설정한다.

4) 호주[10]

65세 이상인 고령자에게 제공되는 공적연금으로 노령연금(Age pension)이 있으며, 노령연금에 대한 장기 재정추계는 호주 재무부(Treasury)가 5년마다 향후 40년에 대하여 수행한다. 2015년 보고서 기준 2015~2055년까지 전망하였다.

장기재정추계에 필요한 주요 경제변수는 명목·실질 경제성장률(nominal·real GDP)과 노동 생산성(labour productivity), 물가상승률(inflation), 임금상승률(income growth)이며, 전망기간 내내 동일한 수준을 유지하는 것으로 가정한다.

<표 Ⅱ-5> 호주 가격변수 가정

(단위: %)

	물가상승률	임금상승률
2015-2055	2.5	4.0

출처: 2015 Intergenerational Report

가. 물가상승률

장기적으로는 호주의 중기 인플레이션 목표와 일치하도록 물가상승률을 연 2.5%로 가정한다.

10) 호주의 재정추계 방법론은 재무부(Treasury)에서 발행하는 재정추계 보고서인 "2015 Intergenerational Report"와 경제전망 방법론 보고서인 "Treasury's medium-term economic projection methodology"를 참고하여 정리하였다.

나. 임금상승률

임금상승률(명목)은 필립스 곡선(Phillips curve)에 기초하여 설정한다. 임금이 물가상승률과 노동생산성에 의해 결정되는 것으로 고려하여 물가상승률과 노동생산성을 합산하여 계산한다. 장기적으로 물가상승률은 2.5%로 전제되고, 노동생산성은 1.5%로 전제되어 장기적으로 임금상승률은 4%로 가정된다.

5) 핀란드[11]

핀란드의 공적연금은 기초연금 성격의 Kela연금(national pension and guarantee pensions)과 소득비례연금(earning-related pension), SOLITA연금(군인연금, 군인 상해 연금, 자동차 채무 보험, 근로자 보상 등)이 있다. 핀란드의 공적연금에 대한 재정추계는 핀란드 연금센터(Finnish Centre for Pensions)에서 3년마다 수행하며, 추계기간은 60~70년이다.

재정추계에 필요한 경제변수는 고용률(employment rate)과 실질소득상승률(growth in real earnings), 물가상승률(inflation rate), 실질투자수익률(real return on pension assets)이며, 각 변수에 대한 가정은 핀란드 연금센터에서 자체적으로 설정한다. 이때, 가격변수인 실질 소득 상승률과 물가상승률에 대한 향후 5년(중기)에 대한 가정은 핀란드 연금센터에서 발표하는 중기경제전망 결과를 사용하며, 장기 가정에 대한 방법은 상이하다.

11) 핀란드 연금센터(Finnish Centre for Pensions)에서 발간하는 "Statutory Pensions in Finland-Long term Projections"를 참고하여 정리하였다.

<표 Ⅱ-6> 핀란드 가격변수 가정

(단위: %)

	물가상승률	실질 소득 상승률
2019-2028	1.7	1.4
2029-2085	1.7	1.5

출처: Statutory Pensions in Finland-Long-term Projections 2019

가. 물가상승률

물가상승률은 2019년 1.5%, 2020년 1.6%로 전망되며 장기적으로 1.7%에 도달할 것으로 가정한다. 장기 물가상승률 가정은 유럽중앙은행(ECB)의 물가상승률 목표와 같은 수준이다.

나. 실질 소득 상승률

실질 소득 상승률은 2019~2021년에는 연평균 1.0%를 기록할 것으로 전망하였으며, 장기적으로는 1.5%로 전망하였다. 장기 실질 소득 상승률(1.5%)는 핀란드 중앙은행에서 발표하는 잠재생산량 증가율을 반영한 수준이다.

6) 국민연금[12)]

국민연금 재정추계는 국민연금연구원에서 수행하며, 기간에 따라 중기(향후 5년)·장기(향후 75년)로 구분된다. 중기재정추계는 매년 수행되고, 장기재정추계는 5년마다 수행된다. 1998년에 제1차 장기재정추계(재정계산)이 수행되었으며, 이후 2003년, 2013년, 2018년까지 총 네 차례의 재정계산이 수행되었다.

12) 국민연금연구원에서 발간하는 재정계산보고서인 “국민연금 장기재정추계(2018)”를 참고하여 정리하였다.

국민연금 재정추계모형에 필요한 경제변수는 경제성장률과 금리, 임금상승률, 물가상승률, 기금투자수익률이며, 변수별로 전망방법은 각각 상이하다.

<표 Ⅱ-7> 국민연금 가격변수 가정

(단위: %)

	실질임금 상승률	실질이자율	물가상승률
2018-2020	2.1	1.1	1.9
2021-2030	2.1	1.4	2.0
2031-2040	2.1	1.5	2.0
2041-2050	2.0	1.4	2.0
2051-2060	1.9	1.4	2.0
2061-2070	1.8	1.3	2.0
2071-2080	1.7	1.2	2.0
2081-2088	1.6	1.1	2.0

자료: 국민연금 장기재정추계(2018)

가. 물가상승률

소비자물가 상승률을 말하며, 향후 5년에 대해서는 매년 발표되는 국가재정운용계획 상의 물가상승률을 사용하며, 장기적으로는 한국은행의 물가상승률 목표인 2%를 유지하는 것으로 가정한다.

나. 실질 임금상승률

실질 임금상승률은 취업자 1인당 GDP 증가율을 실질 임금상승률로 고려하여 전망한다. 콥-더글라스 생산함수를 기반으로 취업자 1인당 산출물 증가율을 노동생산성 증가율로 보아 실질임금 상승률과의 관계를 회귀식으로 추정하여 이를 전망에 사용한다.

다. 실질 금리

실질금리는 회사채(3년 만기, AA-)수익률로부터 소비자물가 상승률을 차감한 개념이다. 1인당 생산성 증가율과 총요소생산성, 미국의 실질금리를 고려하여 오차수정모형으로 추정하고, 이를 전망에 사용한다.

7) 소결

먼저 물가상승률은 살펴본 국가 중 대부분의 국가에서 장기 물가상승률을 중앙은행의 물가목표 수준으로 가정한다. 왜냐하면 중앙은행이 물가상승률을 물가목표 수준에 유지시키기 위하여 통화정책을 시행하기 때문이다. 반면, 미국은 연방준비은행(Fed)의 물가목표 수준을 그대로 반영하지 않는다. 미국의 연방준비은행 역시 다른 나라의 중앙은행처럼 2%의 물가목표 수준을 설정하나, 수석계리인실(OCA)은 연방은행의 목표를 포함한 통화정책뿐만 추계기간 동안 발생할 수도 있는 잠재적 물가 충격도 고려하기 위하여 물가상승률의 기간별・경기순환별 과거 추이와 물가목표 수준, 통화정책 등을 종합적으로 고려하여 설정한다.

임금상승률은 전망 방법이 다양하다. 미국은 과거 경험과 최근 상황을 고려하여 임금상승률에 대한 최종값을 결정한다. 캐나다는 임금상승률에 영향을 주는 요인인 노동생산성 증가율, 근로자에 대한 보상율 증가율, 소득비율의 증가율, 근로시간 증가율, 물가격차(소비자물가상승률과 GDP디플레이터 간의 차이)를 고려하여 계산하고, 일본은 물가상승률과 사회보장제도 가입자의 평균 근로시간 변화율을 고려하여 계산한다. 호주는 필립스 곡선에 기초하여 물가상승률과 노동생산성 증가율을 합산하여 계산하고, 핀란드는 중앙은행의 잠재성장률 전망치를 근거로 가정한다.

금리는 살펴본 나라 중 우리나라와 미국, 일본만이 고려하여 재정추계를 수행한다. 캐나다・호주・핀란드는 금리를 고려하지 않는 것으로 나타났다. 두 그룹 간의 차이는 연기금의 운용여부와 규모, 채권투자비중에 기인한 것으로 판단된다. 금리는 국고채 수익률이므로 연기금의 일정 비중을 채권에 투자한다면, 연기금 자산 규모는 금리의 영향을 받기 때문에 금리를 중요 변수로 고려할 것이다. 우리나라와 일본의 연기금은 전세계적으로 가장 큰 규모의 연기금을 운용하고 있다. 일본의 경우, 재정추계시 금리를 국내 채권 수익률로 고려하고, 전체 기금의 28%(2018년 말 기준)를 일본 국내채권에 투자하고 있다. 우리나라의 경우, 전체 기금의 47.9%(2019년 말 기준)를 국내 채권시장(국채 및 회사채 등)에 투자하고 있다. 따라서 금리가 재정추계결과에 영향을 주는 중요한 변수로 작용할 것이다. 반면, 호주의 경우, 노령연금에 대한 지출을 정부의 조세로 충당하기 때문에 기금이 존재하지 않아 금리를 고려할 필요가 없을 것이다. 핀란드의 경우, 공적연금인 소득비례연금(earning-related pension)이 기본적으로 부과방식(PAYG)이지만, 부분적립방식으로 기금을 보유・운용하고 있다. 그러나 기금의 규모가 비교적 크지 않다. 또한, 2017년 기준 기금 포트폴리오를 살펴보면, 채권에 대한 투자비중이 35% 수준이고, 향후 채권에 대한 투자 비중을 감소할 계획이다. 따라서 금리가 재정추계에 있어서 중요한 변수로 고려하지 않을 가능성이 있다.

추가적으로 금리의 개념과 관련하여 우리나라와 미국, 일본을 비교하면 미국과 일본의 금리는 국공채를 사용하지만, 우리나라는 회사채를 사용하는 차이가 있다. 그 배경으로 우리나라의 국채 시장이 외환위기 이후 정책적으로 활성화되기 시작하여 국채의 시계열 기간이 짧아 분석에 용이하지 않기 때문이다. 국채보다는 회사채의 시계열이 더 길어서 회사채를 사용하였다. 그리고 전망 방법과 관련하여 미국은 다른 변수들과 마찬가지로 과거 경험과 최근 상황을 고려하여 금리에 대한 최종값을 설정하지만, 우리나라는 1인당 생산성 증가율과 총요소생산성, 미국의 실질금리 등을 금리 관련 요인으로 보고 이들과의 관계를 추정하고 전망하여 방법에 차이가 있다.

<표 Ⅱ-8> 국가별 가격변수 가정 요약

	미국 (OASDI)	캐나다 (CPP)	일본 (후생연금)	호주 (Age Pension)	핀란드 (Statutory Pension)	한국 (국민연금)
수행기관	사회보장청(SSA) 산하 수석계리실 (OCA)	금융감독원(OSFI) 산하 수석계리실 (OCA)	후생노동성 (MHLW) 산하 연금수리과 (AAD)	재무부 (Treasury)	핀란드 연금센터 (Finnish Centre for Pensions)	한국개발연구원 (KDI)
물가상승률	과거 경험과 최근 경제 상황, 통화정책 등을 종합적으로 고려하여 최종값을 설정	캐나다 중앙은행의 물가목표를 사용	일본 중앙은행에서 발표하는 장기 소비자물자지수 전망 반영	유럽 중앙은행(ECB)의 물가상승률 목표로 가정	호주 중앙은행(RBA)의 중기 물가목표에 상응하는 수준으로 가정	한국은행의 물가안정목표로 가정
임금상승률	OASDI 적용 임금에 대한 상승률로 과거 경험과 최근 상황을 고려하여 가정	노동생산성증가율, 근로자보상율 증가율,평균근로시간 증가율, 물가격차 등을 고려하여 계산	실질 임금상승률은 물가상승률과 사회보장연금제도 가입자의 평균 근로시간 변화율을 합산하여 계산	필립스 곡선에 기초하여 물가상승률과 노동 생산성 증가율을 합하여 계산	핀란드 중앙은행의 잠재성장률 추정치와 일치하는 수준에 도달할 것으로 가정	취업자1인당 GDP 증가율을 실질 임금상승률로 전제해 사용

	미국 (OASDI)	캐나다 (CPP)	일본 (후생연금)	호주 (Age Pension)	핀란드 (Statutory Pension)	한국 (국민연금)
금리	신탁기금에서 발행하는 특수채권(4년만기)에 대한 금리를 말하며, 실질금리는 특수채의 연간 수익률을 CPI상승률로 나누어 계산	–	실질장기금리는 10년만기 국채이율에서 물가상승률을 차감하여 계산	–	–	회사채(3년만기) 수익률에서 물가상승률을 차감한 개념이며, 1인당 생산성 증가율과 총요소생산성, 미국장기 실질금리(10년만기 국채-물가상승률)를 고려하여 오차수정모형으로 추정

2. 요인모형에 대한 연구 개관

1) 국외 문헌

Stock and Watson (2002a, b)의 연구 이후, 금융 및 거시경제학 연구에서 요인모형을 이용한 거시경제 전망이 활발하게 이루어져 왔다. 최근 요인모형의 예측력을 분석한 연구들이 주요국의 중앙은행을 중심으로 활발하게 진행되고 있으며, 다양한 국가, 기간 및 자료 포괄범위의 차이 등이 있음에도 불구하고 실증분석 결과는 전망모형으로서 요인모형의 우수성을 뒷받침하는 것으로 나타나고 있다.

Giannone, Reichlin and Small (2008)은 미국의 GDP 성장률에 대한 요인모형의 예측력을 평가하였다. 요인은 1982년 1월-2005년 3월 기간에 대한 실질경제변수 (산업생산지수, 실업률 등), 금융변수, 물가, 임금, 통화량, 신용 관련 변수, 전문가 서베이 자료 등의 200개 월별 거시경제지표로부터 추출하였다. 1995년 1월 이후의 기간을 대상으로 한 표본외 예측 결과, 요인모형을 이용한 GDP 예측력이 벤치마크 모형인 과거평균 고정성장률모형(naive constant-growth model)보다 우수한 것으로 나타났다. 특히, 분기 말월에 가까워짐에 따라 이용가능한 정보량이 많아지기 때문에 예측오차가 뚜렷하게 감소하는 것으로 나타났다. 또한 요인 추출에 사용된 월별 거시경제변수를 자료 특성에 따라 15개 블록으로 나누고 각 블록별로 기여도를 계산한 결과, "서베이 자료", "고용 및 임금 데이터"가 당분기 GDP 예측력을 향상시키는데 크게 기여한 것으로 분석되었다.

Rünstler et al. (2009)은 유로지역 전체(euro area as a whole), 여섯 유로지역 국가(벨기에, 독일, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 포르투갈), 그리고 새로 유럽연합에 가입한 세 국가(리투아니아, 헝가리, 폴란드)를 대상으로 1991년 1월-2006년 8월 기간의 월별 자료에

요인모형을 적용하였다. 2000년 1분기-2005년 4분기를 대상으로 실시한 표본외 예측 결과, 요인모형을 이용한 GDP 예측력이 AR 모형, VAR 모형, 연계식 모형(bridge equation model)보다 우수한 것으로 나타났다.

Aastveit and Trovik (2012)은 요인모형을 이용하여 노르웨이 GDP 성장률을 예측하고 평가하였다. 요인추출에는 1990년 1월-2007년 기간의 미국, 영국 등 주요 교역국 데이터 등을 포함한 148개 월별 금융 및 거시변수를 이용하였다. 1998년 1분기-2006년 4분기에 대한 표본외 예측결과, 요인모형이 벤치마크 모형인 고정성장률 모형보다 우수한 것으로 나타났다. Giannone, Reichlin and Small (2008)의 방법을 따라 월별 자료의 발표시기와 특성에 따라 13개 블록으로 분류하여 기여도를 평가해본 결과, "자산가격 등 금융변수 관련 블록"이 당분기 GDP 예측력 제고에 가장 크게 기여한 것으로 분석되었다. 자산가격 등 금융변수 이외에도 "노동시장"과 "산업생산"이 예측성과에 높은 기여를 하는 것으로 나타났다.

D'Agostino, McQuinn, and O'Brien (2012)은 아일랜드의 GDP에 대한 요인모형의 GDP 예측성과를 평가하였다. 요인은 1980년 1분기-1996년 4분기의 35개 거시경제변수로부터 추출하였다. 1997년 1분기-2008년 2분기에 대하여 표본외 예측을 실시한 결과, 동태요인모형은 기준모형인 고정성장률모형에 비해 표본외 예측력이 우수한 것으로 나타났다.

Matheson (2006)은 뉴질랜드의 소비자물가, GDP, 이자율, 환율에 대하여 요인모형의 예측성과를 평가하였다. 요인은 1992년 3분기-2004년 3분기 기간의 384개 거시경제변수로부터 추출하였다. 2003년 1분기-2006년 4분기에 대한 표본외 예측 결과, 소비자물가, GDP, 이자율에 대한 요인모형 예측이 벤치마크 모형인 Reserve Bank of New Zealand의 예측에 비해 예측성과가 우월하였으며, 예측시계가 길어질수록 예측성과가 점차 개선되는 것으로 나타났다.

2) 국내 문헌

김종화·이중식(2005)는 실물, 물가, 해외, 금융시장과 관련된 42개 개별 변수들의 움직임으로부터 주성분 분석을 통해 공통적인 움직임을 추출하고, 이러한 공통정보를 인플레이션 행태식에 포함하는 경우 예측성과를 평가하였다. 실증분석 결과, 정보변수들을 적절하게 이용하는 모형이 통상적인 시계열 모형에 비해 예측력 측면에서 우월한 것으로 나타났다.

박강우·이중식(2009)은 우리나라의 51개의 금융지표와 실물지표를 대상으로 한 실증분석 결과 요인모형이 기존에 널리 활용되는 전망모형에 비해 우월한 예측력을 가지는 것으로 분석했다. 구성변수 중에서는 수출입 지표가 GDP와의 높은 연관성, 짧은 공표 시차 등에 힘입어 GDP 예측오차를 줄이는 데 가장 크게 기여하였고, GDP 예측에 통용되는 산업생산, 고용 등의 지표는 적시성 미흡으로 실시간 전망의 정확성을 높이는 효과는 제한적이었음을 밝혀냈다. 주택가격, 기대심리와 함께 금리, 환율 등 금융변수는 공표 시점을 고려하는 경우 상대적으로 높은 요인모형을 이용하여 다양한 변수들의 발표시점에 따라 GDP 예측에 미치는 영향을 분석하였다.

Choi and Hwang (2013)은 인플레이션 예측을 위한 여러 시계열 모형들의 성과를 연구하였다. AR(p) 모형, 인플레이션 타겟 모형, 랜덤워크 모형, 실업률이나 이자율 격차를 외생변수로 갖는 동태적 회귀모형, 실업률이나 이자율 격차뿐만 아니라 요인을 외생변수로 갖는 동태적 회귀모형을 고려한 결과, 요인이 I(1)변수로부터 추출되었을 경우 실업률이나 이자율 격차와 함께 요인을 외생변수로 갖

는 동태적 회귀모형이 가장 좋은 성과를 보임을 발견하였다.

최병재·한진현(2014)은 요인모형과 연계식 모형(bridge euqation model)에서 예측조합을 이용하여 GDP 예측의 개선방안을 제안하였다. 경기종합지수, 산업생산지수, 기업경기조사 등 실물경제활동 관련 월별지표가 GDP 전망에 큰 도움을 주는 것으로 나타났으며 개별 월별자료에 포함된 정보보다는 모든 월별자료의 공통움직임을 정보변수로 이용한 전망모형의 성과가 상대적으로 더 좋은 것으로 나타났다.

이동진·이은경(2017)은 비경기적 변동 및 변동주기 1년 미만의 초단기 변동이 제거된 GDP 성장률의 기조적 변동을 포착하기 위한 지수인 BOK-COIN을 구축하였다. BOK-COIN은 EuroCOIN을 따라 광범위한 월별 실물·금융변수들로부터 변동주기 1년 이상의 공통 변동요인을 추출한 뒤 이를 GDP 성장률에 투사하는 방식으로 시산하였다. BOK-COIN은 초단기변동 제거과정에서 최근 자료를 포함하도록 함으로써 경제여건의 급격한 변동을 보다 신축적으로 반응할 수 있게 설계하였다. BOK-COIN은 통화정책과의 연관성이 높으며 경기위축·회복 간 국면전환 여부에 대한 실시간 판단능력이 우수함을 보였다.

이동원·임성운(2019)은 수출의 기조적 흐름 판단, 당분기 상품수출에 대한 전망(nowcasting) 등에 활용하기 위하여 수출상황지수(ET-COIN)를 개발하였다. ET-COIN은 BOK-COIN, EuroCOIN 등 기존 경기상황지수 시산방법과 동일하게 수출관련 정보변수들로부터 추출한 변동주기 1년 이상의 중장기 요인에 분석대상 수출지표를 투사시키는 방식으로 산출하였다. 변동성이 높은 수출지표의 특성을 고려해 정보변수로부터 추출한 중장기 요인 중에서 수출과 밀접한 변수만을 식별하여 활용할 수 있도록 신축망 정규화(elastic net regularization) 회귀모형 추정법을 도입하였다. ET-COIN은 단기·특이 변동요소가 제거됨에 따라 수출의 기조적 흐름을 잘 포착하는 것으로 나타났다. 또한, 새로운 시계열자료가 추가되더라도 측정치가 크게 변하지 않아 끝단치 안정성이 높았으며, 당분기 상품수출에 대한 기초 전망치로서의 특성도 우수함을 보였다.

김종진·형남원(2018)은 요인모형을 이용하여 국제곡물 가격을 예측하였다. 생산측면 요인으로 유가, 기상, 각 곡물의 재고율 등을 감안했고, 수요측면 요인으로 환율변동에 따른 가격변동, 신흥국의 곡물수요 증가, 각 국가의 경기 변화 등을 고려하였으며, 이에 더해 선물시장에서의 곡물관련 거래정보 등과 같은 금융 변수도 함께 고려하였다. 다양한 정보의 사용으로 인하여 동태요인모형의 예측력이 통상적인 시계열모형에 비해 중장기 예측에서 우월한 예측성과를 보였다.

이렇듯 경제학계에서 빈번히 사용되고 있으며 그 유용성이 검증되고 있는 요인모형을 도입하여 가격변수 전망모형을 구축하려고 한다.

Ⅲ. 요인모형에 의한 예측방법

1. 요인모형과 전망방법

1) 예측회귀모형(predictive regression model)

현재 시점에서 가용한 정보를 이용하여 미래시점의 경제변수에 대한 예측이 이루어진다. 경제학에서 가장 많이 채택하고 있는 방법은 회귀모형을 구성하여 회귀계수의 추정값과 그 표준오차를 구한 다음 종속변수의 예측치를 이용하여 예측하는 것이다.

t시점에서 h기 뒤의 종속변수 y를 예측하고자 한다면 조건부 기대(conditional expectation)의 개념을 이용하여 다음과 같은 예측회귀모형을 작성할 수 있다. 즉,

$$y_{t+h} = E(y_{t+h}|\Omega_t) + \varepsilon_{t+h} \tag{1}$$

라고 쓸 수 있다. 여기에서 Ω_t를 예측을 하는 t시점에서 사용가능한 정보집합(information set)이며, 오차항 ε_t는 $E(y_{t+h}|\Omega_t)$로 y_{t+h}를 설명할 수 없는 부분을 나타내며 이는 $\varepsilon_{t+h} \equiv y_{t+h} - E(y_{t+h}|\Omega_t)$로 표현할 수 있다.[13]

조건부 기대 $E(y_{t+h}|\Omega_t)$는 Ω_t의 함수이다. 따라서 (i) Ω_t에 어떤 정보변수가 포함되어 있는지, 그리고 (ii) 그 정보변수가 y_{t+h}와 어떤 수리적 관계를 맺고 있는지에 따라 다양한 예측회귀모형을 설정할 수 있다. 예컨대, Ω_t가 어떠한 정보변수도 포함하고 있지 않다면 식 (1)은

$$y_{t+h} = \alpha + \varepsilon_{t+h} \tag{2}$$

로 표현할 수 있다. 이때 α의 OLS 추정량은 $\hat{\alpha} = \bar{y}$, 즉 종속변수 y의 표본평균이 되며 $\hat{y}_{t+h} = \bar{y}$가 된다.

만약 y_{t+h}를 예측하기 위해 설명변수 X_t만을 이용하고, X_t와 y_{t+h} 간의 관계가 선형이라면 다음과 같은

$$y_{t+h} = \alpha + X_t'\beta + \varepsilon_{t+h} \tag{3}$$

통상적인 선형회귀분석모형이 된다. X_t와 y_{t+h} 간의 관계를 다양한 함수로 가정하여 분석할 수 있지만, 본 연구에서는 전통적인 예측모형에서와 같이 선형관계를 가정하기로 한다. 그 이유는 선형회귀모형이 추정과 해석이 쉬울 뿐만 아니라 비선형성(nonlinearity)이 존재하더라도 선형회귀분석모형의 틀 안에서 제한적이지만 처리할 수 있는 방법들이 존재하기 때문이다. 그리고 본 연구에 사용하는 요인모형이 아직 비선형관계에 대해서는 크게 발전하지 못했기 때문이다.

식 (3)을 OLS로 추정하고 나면, 설명변수들의 값 X_t가 주어졌을 때 h기 미래의 종속변수 y_{t+h}를 적합값(fitted value)

$$\hat{y}_{t+h} = \hat{\alpha} + X_t'\hat{\beta} \tag{4}$$

13) 정보집합 Ω_t는 수학적으로 σ-field로 정의된다. 확률과정이 독립적인 경우에는 확률변수를 조건부로 하는 조건부 기대의 개념으로 충분하지만, 독립적이지 않은 확률과정의 조건부 확률을 정의하기에는 부족하다. 이에 대한 자세한 설명은 Ash (1999), Billingsley (2012) 등 고급확률론 교과서를 참고하라.

을 이용하여 예측할 수 있다. OLS 추정량이 비편향추정량(unbiased estimator)임이 알려져 있으므로 예측추정량 $\hat{y}_{t+h}$는 y_{t+h}의 불편예측추정량(unbiased predictor)이 된다. $t+h$ 시점에서의 예측오차(forecast error)는 $t+h$ 시점에 실제로 실현된 값과 예측치의 차이인

$$\hat{\varepsilon}_{t+h} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h} \tag{5}$$

로 정의한다. 각 예측시점에 따라 예측오차가 발생하기 때문에 RMSE (root mean square error)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T - T_0 - h} \sum_{t=T_0}^{T-h} \hat{\varepsilon}_{t+h}^2} \tag{6}$$

를 계산하여 비교함으로써 예측의 성과를 종합적으로 평가할 수 있다. 여기에서 여기서 T는 표본크기, T_0는 표본 외 예측을 위한 추정기간의 마지막 시점이며, 이에 따라 실제로 모형 간의 예측성과가 비교되는 기간은 $t = T_0 + h, \cdots, T$이 된다.

2) 요인모형(factor model)

만약 식 (1)의 정보집합 Ω_t에 종속변수 y의 과거시차만을 포함한다면 이 모형은 잘 알려진 자기회귀모형(autoregressive model: AR model)이 된다. 종속변수의 과거시차 이외에도 다른 경제변수들을 추가적으로 이용하여 더 많은 정보를 확보하여 예측하는 것이 더 좋은 예측성과를 보이는 경우가 많다. 예컨대, 인플레이션에 대한 예측을 할 때에는 필립스 곡선(Phillips curve)과 이자율 기대가설(expectation hypothesis)을 기반으로 실업률과 장단기 금리격차를 추가적인 변수로 고려할 수 있다. 만약 모형에 종속변수의 과거시차뿐만 아니라 다른 경제변수와 그 과거시차를 포함시키면 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model: VAR model)을 구성하여 추정할 수 있다.

그러나 VAR 모형에는 많은 변수를 포함시키기 어렵다. 예를 들면, 인플레이션은 경제 전반의 수요와 공급, 해외요인 등 다양한 요인에 의해 영향받는다. 예측에 관련된 변수들을 확보하여 VAR 모형에 추가하는 방법을 생각해 볼 수 있지만 미시패널자료에 비해 시계열자료는 확보할 수 있는 표본 크기가 작다는 문제점이 있다. 표본 크기가 한정적인 가운데 VAR 모형에 추가되는 변수들의 개수가 증가함에 따라 자유도(degrees of freedom)가 감소하게 되어 예측의 정확도가 떨어지는 차원의 저주(curse of dimensionality) 문제가 발생한다. 이러한 자유도 감소의 문제를 극복하기 위하여 다양한 방법이 제안되었다. 그 중 요인모형은 다수 변수를 소수의 요인으로 요약할 수 있는 장점이 있어서 경제학 전반에서 빈번하게 사용되고 있다.

요인모형(factor model)을 이용하면 많은 수의 정보변수에 포함된 공통충격(common shock) 또는 공통추세(common trend)를 상대적으로 적은 수의 관측되지 않는 공통요인(unobserved common factor)으로 추출하여 이를 통해 요약된 정보를 활용할 수 있게 해준다. Sargent and Sims (1977)와 Geweke (1977)의 연구 이후, 요인모형은 거시경제학에서 정책분석과 경제예측에 다양한 자주 활용되고 있다. 그 이유는 소수의 공통요인을 통하여 거시경제 전반에 대하여 설명한다는 아이디어가 현대 거시경제이론의 이론적 설명과 부합하기 때문이다.[14] 또한, 추출된 소수의 요인을 통해 자유도를

확보하면서도 다수의 정보변수를 직접 사용했을 때와 유사한 정도의 설명력과 예측력을 실증분석에서 보여주고 있기 때문이다.

최근 Stock and Watson (2002a, b) 등의 연구를 통해 요인모형의 추정기법이 개선되어 대용량 자료(data-rich environment)의 분석이 가능해지는 한편, 공표되는 정보를 속보성이 있게 반영하여 선제적인 정책운영을 가능하게 하는 nowcasting 기법 등이 개발되면서 다양한 목적으로 사용되고 있다.

먼저 관측된 N개의 정보변수(X)로부터 소수의 관측이 어려운 공통요인을 추출하는 방법에 대해서 알아보자. 요인모형은 정보변수인 X에서 추출한 요인의 동태적 성질(dynamics)을 고려하는 방식에 따라 동태적 형태의 요인모형(dynamic factor model)과 정태적 형태의 요인모형(static factor model)으로 구분한다.

첫째, 동태적 형태의 요인모형은 관측 가능한 시계열(observed time-series)과 관측되지 않는 공통요인(unobserved or latent common factor) 간의 동태적 관계를 명시적으로 표현한다. 동태적 형태의 요인모형에서는 관측 가능한 시계열로 구성된 $N\times 1$벡터인 X_t를 q개의 관측되지 않는 공통요인인 f_t와 고유요인(idiosyncratic or variable-specific factor)인 e_t의 합으로 다음 식 (7)과 같이 표현한다.[15]

$$\begin{aligned} X_t &= \lambda(L) f_t + e_t \\ f_t &= \Psi(L) f_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \tag{7}$$

14) 예컨대, 실물경기변동이론(real business cycle theory)에서는 기술충격(technology shock)과 같은 요인에 의해 경기변동이 발생하고 그에 따라 거시경제변수들이 움직이게 된다고 주장한다.

15) 우선 관측 가능한 시계열 X_t가 안정성을 만족한다고 하자. 안정성 가정에 대해서는 다음 3절에서 논의한다.

여기서 $\lambda(L)$, $\Psi(L)$은 각각 $N\times q$, $q\times q$의 다항시차 행렬(lag polynomial matrix)을 나타낸다. 공통요인이 모든 거시변수에 같은 크기의 충격을 주더라도 각 거시변수는 서로 다른 반응을 보일 수 있다. 식 (7)에서 $\lambda(L)$는 dynamic factor loading이라고 하며 공통요인 f_t가 X_{it}에 미치는 이질적인 반응(heterogeneous response)을 나타낸다. 한편, $\lambda(L)f_t$은 X_t에 숨겨져 있던 체계적인 부분을 나타내며, 이를 가리켜 공통성분(common component)이라고 부른다. 고유요인 e_t는 관측가능한 시계열 X_t에서 공통성분 $\lambda(L)f_t$을 제외한 부분으로 공통적인 움직임이 아닌 변수고유의 움직임을 나타낸다.

둘째, 정태적 형태의 요인모형에서는 관측 가능한 시계열 X_t를 다음과 같이 q개의 동태적 요인 f_t가 아닌 r개($r \geq q$)의 정태적 요인 F_t에 의존하는 것으로 표현한다.

$$\begin{aligned} X_t &= \Lambda F_t + e_t \\ F_t &= \Phi(L) F_{t-1} + G\eta_t \end{aligned} \tag{8}$$

여기에서 $\Lambda = (\lambda_0, \lambda_1, \cdots, \lambda_p)$, $F_t = (f_t', f_{t-1}', \cdots, f_{t-p}')'$은 각각 $N\times(p+1)q$, $(p+1)q\times 1$ 행렬을 의미하고, $r=(p+1)q$이다. 벡터 F_t는 f_t의 과거 시차항을 쌓아놓은 형태(stacked form)로 볼 수 있다. 행렬 G는 식(7)과 식 (8)를 일치시키기 위한 행렬로 볼 수 있는데 원소가 0과 1로 구성되어 있으며 $G=\left[I_q \;\; 0_{q\times(r-q)}\right]'$로 주어진다.[16]

공통요인의 추정에서 중요한 문제는 공통요인은 직접적으로 관측

16) 예컨대, 단 하나의 요인이 존재하고 시계열 X_t에 현재와 한 시차 과거의 요인 f_t와 f_{t-1}이 영향을 주는 상황을 생각해보자. 그리고 동태적 요인 f_t가 AR(2) 과정을 따른다고 할 때, 동태적 형태의 요인모형을

이 불가능하다는 것이다. 그러나 관측된 정보변수들이 요인에 의해 공통적인 충격이나 추세에 영향을 받았다면 그 흔적이 모든 자료에 남아 있을 것이다. 이러한 흔적을 주성분 분석(principal component analysis: PCA)을 통해 추출할 수 있다. Chamberlain and Rothschild (1983), Connor and Korajczyk (1986, 1988)은 정태적 형태의 요인모형에 PCA을 적용함으로써 요인을 추출할 수 있음을 밝혀냈다. Stock and Watson (2002a, b), Bai and Ng (2006)에서는 횡단면과 시간 차원 모두 큰 대용량 자료(large-dimensional data)에 대해서도 PCA를 통해 정태적 형태의 요인을 추출할 수 있음을 증명했다.[17]

공통요인을 추출한 다음에는 예측하고자 하는 가격변수와 공통요인 간의 관계가 선형인 예측회귀모형을 추정하여 예측을 수행한다. 즉, 다음과 식 (9)와 같은 예측회귀모형을 고려해보자.

$$y_{t+h} = \mu + \alpha' F_t + \beta' Z_t + \varepsilon_{t+h} \tag{9}$$

여기에서 Z_t는 y_{t+h}의 예측을 위해 요인 F_t와 함께 고려하는 소수의 변수를 나타낸다. Z_t에는 선형추세, 계절더미 등 확정적인 형태의 설명변수나 종속변수의 시차변수 또는 산업생산지수와 같은 가격변수 예측에 도움이 되는 변수를 포함할 수 있다. 관측이 불가능한 공통요

$$X_{it} = \lambda_{i0} f_t + \lambda_{i1} f_{t-1} + e_{it} = \begin{bmatrix} \lambda_{i0} \lambda_{i1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + e_{it} = \Lambda_i' F_t + e_{it}$$

$$F_t = \begin{bmatrix} f_t \\ f_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_1 \Psi_2 \\ 1 \ \ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ f_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \eta_t = \Phi F_{t-1} + G\eta_t$$

과 같은 정태적 형태의 요인모형으로 나타낼 수 있다.

17) Chamberlain and Rothschild (1983), Connor and Korajczyk (1986, 1988)은 e_t의 자기상관이 없다고 가정하는 exact factor model인 반면, Stock and Watson (2002a)에서는 자기상관을 허용하는 approximate factor model인 점에서 차이가 있다.

인 F_t를 대신하여 PCA를 통해 추출한 $\hat{F}_t$를 이용하여

$$y_{t+h} = \mu + \alpha' \hat{F}_t + \beta' Z_t + \tilde{\varepsilon}_{t+h} \tag{10}$$

를 추정하더라도 통계적 추론을 할 수 있음이 증명되었다.[18]

지금까지의 논의는 통상적인 요인모형의 가정을 따라 관측 가능한 시계열과 요인이 모두 안정성을 만족한다는 가정하에서 진행되었다.[19] 많은 거시경제 변수들은 단위근을 가지기 때문에 안정성 조건을 만족하지 못하는 경우가 빈번하다는 것은 잘 알려져 있는 사실이다.[20] 요인모형을 이용하는 대부분의 연구들은 Stock and Watson (2002a, b)를 따라 시계열이 단위근을 가지면 차분이나 로그차분을 통해 안정성을 확보한 다음 주성분분석을 실시하여 요인을 추출하였다. 그러나 차분 연산을 통한 안정성 확보는 시계열이 지니는 장기정보를 잃게 된다는 문제점이 있다.

Diebold and Kilian (2000)은 시뮬레이션 연구를 통해 안정성 확보를 위해 통상적인 절차처럼 자료를 차분하여 예측에 사용하는 접근은 단위근 검정을 통해 차분을 결정하는 방식에 비해 예측력의 측

18) Chamberlain and Rothschild (1983), Connor and Korajczyk (1986, 1988)에서는 T는 고정이고 $N \to \infty$이라는 가정 하에 일치성을 증명하였고, Stock and Watson (2002a)에서는 $N, T \to \infty$라는 가정하에 일치성을 보였다. Bai and Ng (2006)에서는 $N, T \to \infty$이면서 $N^2/T \to \infty$이면 설명변수로서 PCA를 요인 대신 사용해도 된다는 사실을 증명했다.

19) 시계열의 안정성 개념에는 강안정성(strict stationarity)과 약안정성(weak stationarity)이 있다. 대부분의 실증분석에서는 처음 두 적률(moment)에 대한 조건을 부여하는 약안정성에 대해서만 고려한다. 약안정적 시계열은 다음과 같은 세가지 성질을 만족한다:
(i) 모든 t에 대해 $E(y_t) = 0$ (즉, 평균이 시간의 변화에 관계없이 일정)
(ii) 모든 t에 대해 $Var(y_t) = 0$ (즉, 분산이 시간의 변화에 관계없이 일정)
(iii) 모든 t와 k에 대해 $\lambda_k \equiv Cov(y_t, y_{t-k}) = Cov(y_{t+k}, y_t)$
(즉, 두 시점 간의 공분산이 오직 시차 k에만 의존)

20) 단위근의 개념과 그 성질에 관한 설명은 <부록 1>에 수록하였다.

면에서 열등하다는 사실을 보였다. 본 연구는 가격변수의 장기전망을 목표로 하고 있기 때문에 요인을 추출하기 위해 차분을 하는 통상적인 접근을 넘어 장기정보를 활용할 수 있는 분석방법론이 요구된다.

3) Choi and Jeong (2020)

Choi and Jeong (2020)의 연구에서는 단위근이 존재하는 시계열 자료로부터 차분을 하지 않고 요인을 추출하여 장기정보를 이용하여 예측하는 방법을 개발하였다. Bai (2004)는 자료가 불안정 시계열이라도 요인이 단위근을 가지고 오차항이 안정적이라면 주성분분석을 통해 요인을 추출하는 것이 가능함을 증명하였다.

Bai (2004)는 다음 식 (11)과 같이 요인 F_t에 단위근이 존재하는 상황을 고려하였다.

$$X_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it} \qquad (11)$$
$$F_t = F_{t-1} + u_t$$

위의 식 (11)은 식 (8)에서 $\Phi(L) = I$인 특수한 경우이다. 만약 u_t가 $I(0)$ 과정을 따르는 확률벡터라면 X_{it}는 $I(1)$을 따르게 된다. 따라서 u_t가 $I(0)$이므로 X_{it}와 F_t는 각 i에 대하여 공적분 관계에 있다.[21] 여기에서 F_t의 원소 안에는 공적분 관계가 존재하지 않는다고 가정한다. Bai (2004)에서는 주성분 분석을 통해 $I(1)$ 과정을 따르는 F_t를 추출할 수 있으며 일치성, 점근적 분포, 요인의 개수 선택 방법 등을

21) 만약 u_t가 I(1) 시계열이라면 X_{it}와 F_t 간에는 가성적 회귀문제(spurious regression problem)이 발생한다.

도출하였다. Choi and Jeong (2020)은 Bai (2004)의 연구에 기반하여 단위근이 존재하는 상황에서 차분을 하지 않고 자료를 그대로 이용하여 $I(1)$ 요인을 추출하고 추출된 $I(1)$요인을 예측에 이용하는 요인기반 예측모형(factor-based forecast using nondifferenced data)을 개발하였다. Bai (2004)의 연구로부터 다음과 같은 이차 최적화 문제(quadratic optimization problem)를 해결함으로써 요인 F_t을 추정할 수 있다:

$$\min_{\Lambda, F} \frac{1}{N_1 T} \sum_{t=1}^{T} (X_t - \Lambda F_t)'(X_t - \Lambda F_t). \qquad (12)$$

여기에서 N_1은 요인 추출에 사용된 $I(1)$ 변수의 개수를 나타낸다. 식 (12)에서 F_t 자체는 식별할 수 없으며 문제를 해결하기 위해서는 적절한 정규화가 필요하다. Choi and Jeong (2020)은 $\frac{F'F}{T^2} = I_r$라는 정규화를 통해 식 (12)의 문제를 해결하였다.[22] 먼저 XX'의 고유값(eigenvalue)을 큰 순서대로 정렬한 다음 r번째까지의 고유값에 대응하는 고유벡터(eigenvector)를 구한다. 이렇게 구한 고유벡터로 구성된 행렬에 T를 곱하면 F의 요인공간(factor space) $\tilde{F}^L$를 구할 수 있다. Λ에 대한 추정치는 $\tilde{\Lambda}^L = \frac{1}{T^2} X'\tilde{F}$로 구할 수 있다.

요인 F_t에 단위근이 존재하는 상황에서도 차분을 통해 안정성을 확보한 다음 통상적인 방법을 통해 요인을 추출할 수도 있다. 식 (9)를 차분하여 다음 식 (13)으로 표현해보자. 편의상

22) Bai (2004)에서는 $F'F/T^2 = I_r$ 뿐만 아니라 $\Lambda'\Lambda/N = I_r$라고 정규화하더라도 요인을 추출할 수 있음을 보였으나, Choi and Jeong (2020)에서는 전자만을 다루었기 때문에 그대로 따랐다.

$w_{t+h} = \triangle y_{t+h}$라고 표기하자.

$$\begin{aligned} w_{t+h} &= \mu + \alpha' \triangle F_t + \beta' \triangle Z_t + \triangle \varepsilon_{t+h} \\ &= \mu + \alpha' u_t + \beta' \triangle Z_t + \triangle \varepsilon_{t+h} \end{aligned} \tag{13}$$

식 (13)에서는 식 (8)의 가정에 의해 $u_t = F_t - F_{t-1} = \triangle F_t$이 되는 것이다. N_1개의 $I(1)$ 변수를 차분하여 안정성을 확보한 경우, 다음 식 (14)과 같이 N_0개의 안정적 시계열을 추가적으로 사용할 수 있다 (단, $N = N_0 + N_1$).

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \triangle X_t \\ x_t^s \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \Lambda \\ \Lambda^s \end{bmatrix} \triangle F_t + \begin{bmatrix} \triangle e_t \\ e_t^s \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \Lambda \\ \Lambda^s \end{bmatrix} u_t + \begin{bmatrix} \triangle e_t \\ e_t^s \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{14}$$

식 (14)으로부터 주성분 분석을 통해 요인을 추출할 수 있다. 식 (12)의 $I(1)$ 요인을 추출할 때는 $\frac{F'F}{T^2} = I_r$로 정규하는 것과 달리 $I(0)$ 요인을 추출할 때에는 $\frac{F'F}{T} = I_r$으로 정규화한다.[23] 먼저 XX'의 고유값을 큰 순서대로 정렬한 다음 r번째까지의 고유값에 대응하는 고유벡터를 구한다. 이렇게 구한 고유벡터로 구성된 행렬에 $\sqrt{T}$를 곱하면 F의 요인공간 $\tilde{F}^D$를 구할 수 있다. Λ에 대한 추정치는

23) Bai and Ng (2002)에서는 $F'F/T = I_r$뿐만 아니라 $\Lambda'\Lambda/N = I_r$으로 정규화하는 방법에 대해서도 다루었다. 정규화 방법은 자료의 횡단면 차원(N)과 시간 차원(T)의 상대적인 크기에 따라 계산상의 효율이 달라질 수 있다.

$\tilde{\Lambda}^D = \frac{1}{T} X'\tilde{F}$로 구할 수 있다. 자세한 추정방법과 점근적 성질 등은 Bai and Ng (2002), Bai (2003) 등을 참고할 수 있다.

Choi and Jeong (2020)은 Theorem 1을 통해 차분하지 않은 시계열 자료를 이용한 요인기반 예측모형과 차분한 자료를 이용한 요인기반 예측모형을 비교하였다. 차분하지 않은 요인기반 예측모형과 차분한 요인기반 예측모형의 점근적 분산을 $avar\left(\hat{y}^L_{T+h|T} - y_{T+h}\right)$와 $avar\left(\hat{y}^D_{T+h|T} - y_{T+h}\right)$으로 각각 표기하자.

(i) (차분하지 않은 자료를 이용한 요인기반 예측모형)

$N_1/T^3 \to 0$을 만족할 때,

$$\begin{aligned} avar\left(\hat{y}^L_{T+h|T} - y_{T+h}\right) &= L_T' D_T^{-1} \Sigma_L^{-1} \Sigma_{\varepsilon L} \Sigma_L^{-1} D_T^{-1} L_T \\ &\quad + \frac{1}{N_1} \alpha' \left(\Sigma_\Lambda^{-1} \Sigma_T \Sigma_\Lambda^{-1}\right) \alpha + \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned} \tag{15}$$

(ii) (차분한 자료를 이용한 요인기반 예측모형)

$\sqrt{N}/T \to 0$를 만족할 때,

$$\begin{aligned} &avar\left(\hat{y}^D_{T+h|T} - y_{T+h}\right) \\ &= \frac{1}{T} \left(\sum_{m=1}^{h} \Delta L_{T+m-h} \right)' \Sigma_{\Delta L}^{-1} \Sigma_{\Delta \varepsilon L} \Sigma_{\Delta L}^{-1} \left(\sum_{m=1}^{h} \Delta L_{T+m-h} \right) \\ &\quad + \frac{1}{N} \alpha' \left[\Sigma_{\Lambda D}^{-1} \left(\sum_{m=1}^{h} \Xi_{T+m-h} \right) \Sigma_{\Lambda D}^{-1} \right] \alpha + 2\sigma_\varepsilon^2. \end{aligned} \tag{16}$$

여기에서 N은 $I(0)$와 $I(1)$ 변수의 개수, N_1은 자료 중 $I(1)$ 변수의

개수를 나타내며, 일반적으로 $N_1 \leq N$이다. 그리고 나머지 기호는 모두 Choi and Jeong (2020)을 따른 것이므로 자세한 설명은 해당 논문을 참고할 수 있다.

식 (11)에서와 같이 요인이 단위근을 가지는 상황에서는 차분을 이용한 모형의 점근적 분산은 식 (16)에서 볼 수 있듯이 예측시계 h에 의존하게 된다. 즉, 예측시계 h가 증가함에 따라 $\sum_{m=1}^{h} \Delta L_{T+m-h}$과 $\sum_{m=1}^{h} \Xi_{T+m-h}$이 축적되기 때문에 점근적 분산도 h가 증가함에 따라 점차 커지게 된다. 이와 달리 차분하지 않은 자료로부터 요인을 추출한 예측모형에서는 식 (15)에서 볼 수 있듯이 점근적 분산이 예측시계에 영향받지 않는다. 다시 말해, 차분하지 않은 자료를 이용하여 요인을 추출하여 예측에 이용하는 것이 통계적 측면에서 효율적(efficient)하다는 의미가 된다. 이러한 수리적 증명은 시뮬레이션을 통해 다시 한번 확인되었으며, 정보변수 X_{it}에 포함되는 $I(1)$ 변수가 많으면 많아질수록 추정의 효율성이 높아진다는 사실도 밝혀졌다. 또한, $N_1 < N$이지만, 즉 포함된 $I(1)$ 변수가 상대적으로 적지만 $I(0)$ 변수를 이용한 예측에 비해 더 효율적임을 알 수 있다. 이는 불안정적 시계열이 가지는 강한 신호(signal), 즉 장기정보에 의한 것이다.

Ⅳ. 가격변수 자료

1. 가격변수 자료

본 연구에서는 우선 1994년 1월부터 2020년 4월까지의 인플레이션, 실질이자율, 그리고 실질임금 상승률의 월별 자료를 이용하였다. 소비자물가지수와 3년 만기 국고채 수익률은 한국은행 경제통계시스템에서 얻었으며 명목임금은 고용노동부 임금구조기본통계조사의 10인 이상 상용근로자의 월임금총액과 분기임금총액을 사용하였다. 소비자물가지수는 1965년 1월부터, 무담보 콜금리는 1991년 1월부터, 명목임금은 1993년 1월부터 이용가능하다.

인플레이션율은 소비자물가지수 (2015=100)의 월별 자료를 이용하여, 전년동월대비 증감률

$$\pi_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-12}}{CPI_{t-12}} \times 100 \tag{17}$$

을 계산하였다.

실질이자율은 피셔 방정식(Fisher equation)을 이용하여 무담보 콜금리에서 인플레이션율을 차감하여

$$r_t = R_t - \pi_t \tag{18}$$

으로 계산하였다. 실질이자율은 무위험 이자율이므로 담보 콜금리를 사용하는 것이 적절하지만 해당 자료가 2003년 10월-2014년 6월까

지만 제공하고 있으므로 무담보 콜금리를 이용하였다.

실질임금 상승률은 10인 이상 상용근로자의 월임금총액을 계절조정한 다음 소비자물가지수로 나누고 전년동월대비 증감률을

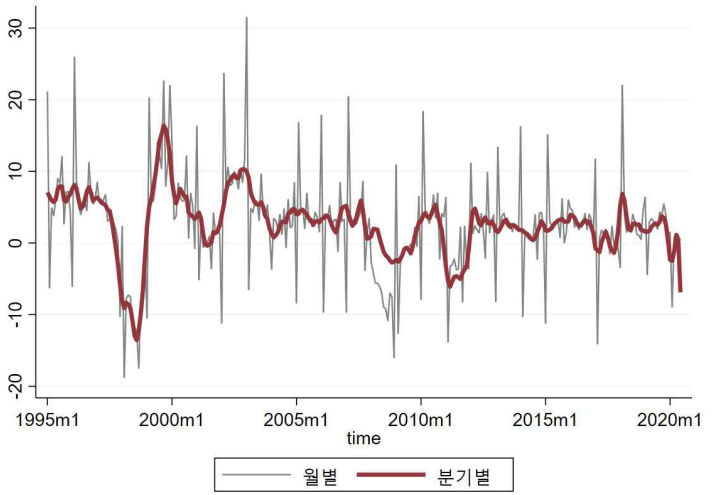
$$\Delta w_t = \frac{\left(\frac{W_t}{P_t}\right) - \left(\frac{W_{t-12}}{P_{t-12}}\right)}{\left(\frac{W_{t-12}}{P_{t-12}}\right)} \times 100 \qquad (19)$$

와 같이 계산하여 구하였다. 월별자료를 이용하여 구한 실질임금 상승률은 다음 <그림 Ⅳ-1>의 위쪽 패널에 가는 회색선으로 나타나 있다. X-12 ARIMA 계절조정을 했음에도 불구하고 실질임금 상승률은 매우 큰 변동성을 보이고 있다. 그러나 이러한 변동은 3개월 미만의 변동이므로 예측에 유의미한 정보를 주지 않는다고 판단하였다. 본 연구에서 택한 방법은 월별자료 직접 사용하는 대신 분기임금총액 자료를 3차 스플라인 보간법(cubic spline interpolation)을 통해 월별 자료로 전환하여 사용하는 것이다.

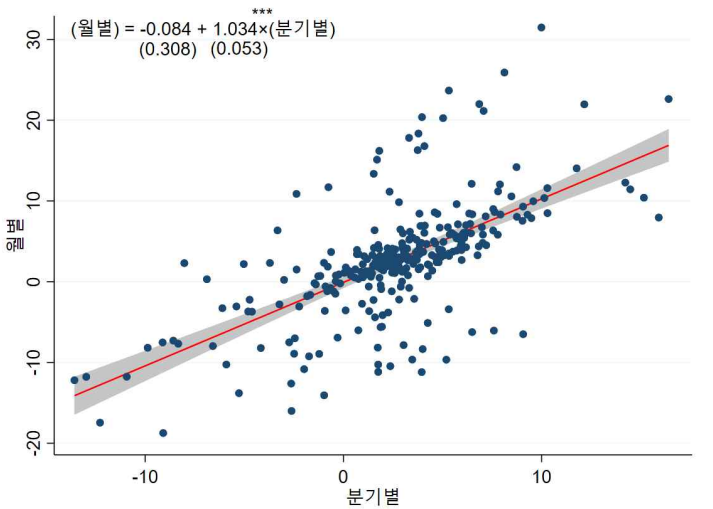
<그림 Ⅳ-1>의 (a)에 나타나 있는 굵은 빨간선은 3차 스플라인 보간법을 이용한 월별 실질임금 상승률을 표현한 것이다. 분기자료를 이용하여 계산한 실질임금 상승률은 월별자료 실질임금 상승률의 중심위치를 지나가는 것처럼 보인다. <표 Ⅳ-1>를 보면 실질임금 상승률은 그 평균이 매우 유사함을 알 수 있다. 표준편차는 분기별 자료를 보간법을 이용하여 계산한 경우에는 4.3 정도인 반면 월별 자료를 그대로 이용한 자료는 7.0 정도로 나타났다. 이러한 차이는 최소값과 최대값의 범위(range)를 통해서도 재확인할 수 있다. 분기별 자료를 이용한 경우에는 범위가 30.0 정도인 반면, 월별 자료를 이용하면 50.2 정도로 자료가 더 넓게 흩어져 있는 모습을 보인다.

<그림 Ⅳ-1> 월별/분기별 자료를 이용한 실질임금 상승률

(a) 월별 자료와 분기별 자료를 이용하여 계산한 실질임금 상승률 비교



(b) 월별 임금상승률과 분기별 임금상승률을 이용해 계산한 회귀선



<표 Ⅳ-1> 실질임금 상승률 요약통계량

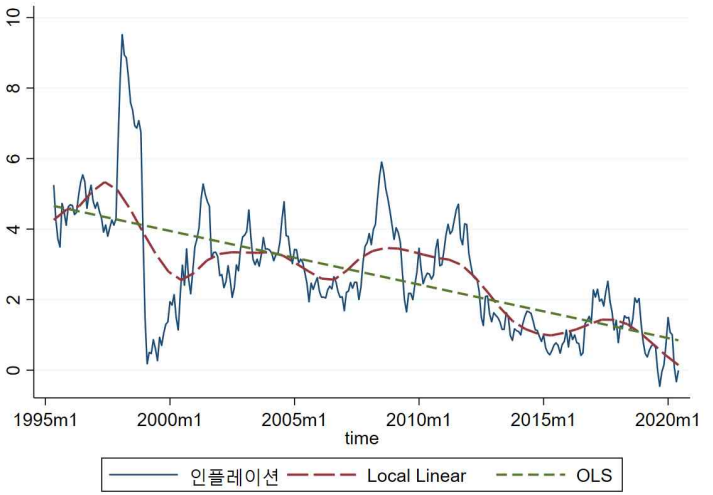
	평균	표준편차	최소값	최대값
분기별	2.644	4.311	-13.564	16.404
월별	2.651	6.961	-18.741	31.479

<그림 Ⅳ-1>의 (b)는 두 실질임금 상승률 자료에 대하여 산점도(scatter plot)를 그리고 OLS 적합값을 나타낸 것이다. 두 변수 간 회귀분석을 시행한 결과, 기울기는 1.03으로 1에 가깝게 추정되었고 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 이로써 회귀분석모형은 조건부 기대를 모형화한 것이므로 실질임금 상승률의 평균적인 움직임을 파악하기 위해서 분기별 자료를 월별 자료로 변환한 자료를 써도 큰 문제가 없다고 판단하였다. 보간법 이외에도 각 월의 실질임금 상승률이 분기평균의 값과 같다고 두고 X-12 ARIMA 계절조정을 이용하여 변환하는 방법과 3차 스플라인 선형보간법(linear interpolation)을 이용해보았고, 이용한 방법들과 관계없이 강건함을 보였다.

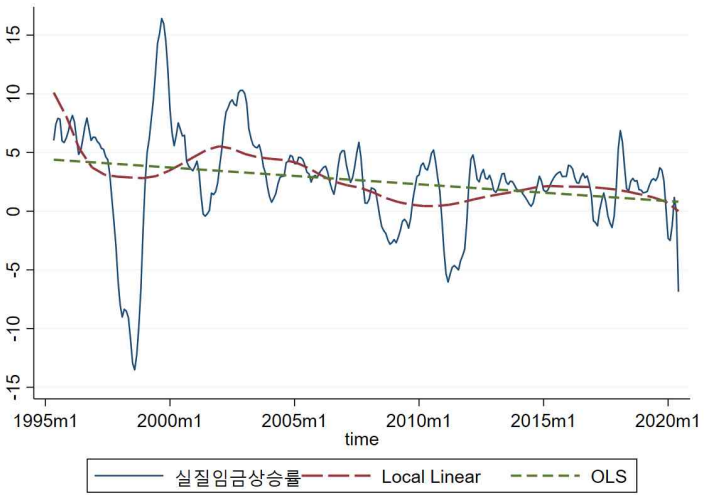
다음 <그림 Ⅳ-2>는 연구에 사용한 인플레이션, 실질임금 상승률, 실질이자율을 나타낸 것이다. 예측회귀모형과 단위근 검정에 시간추세를 반영해야 하는지 파악하기 위해 시간추세 t에 대하여 OLS와 국소선형추정량(local linear estimator)을 통해 얻은 적합값을 함께 그려보았다. 세 가격변수 모두 감소하는 추세에 있는 것처럼 보이며 인플레이션과 실질이자율은 실질임금 상승률에 비해 가파르게 감소하는 것처럼 보인다.

<그림 Ⅳ-2> 인플레이션, 실질이자율, 실질임금 상승률

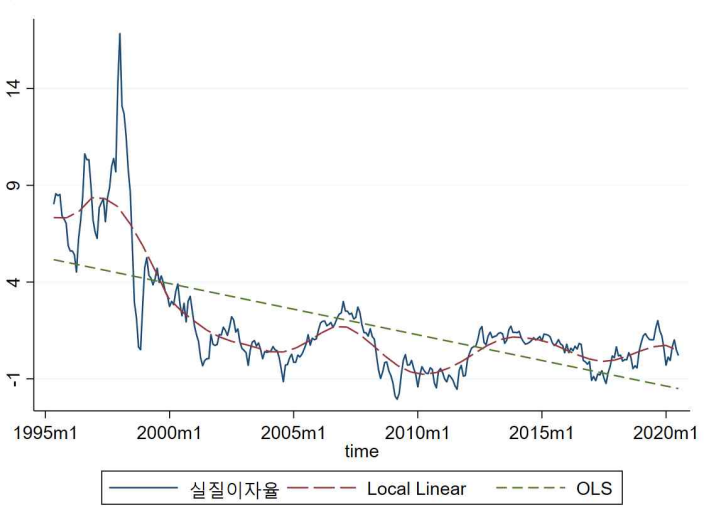
(a) 인플레이션



(b) 실질임금 상승률



(c) 실질이자율



인플레이션, 실질임금 상승률, 실질이자율의 지속성에 대해서 살펴보았다. 가격변수의 지속성(persistence)이란 예상하지 못한 변화로 가격변수가 기본수준(baseline)을 벗어났을 때 다시 원래의 수준으로 복귀하는 데 걸리는 정도를 의미한다.

가격변수의 지속성은 다음과 같은 방법을 통해 계산하였다. 각각의 가격변수를 종속변수로 하여 1995년 5월부터 2020년 6월까지 매 시점마다 8년씩을 고정하여 표본이동 회귀분석(rolling-sample regression analysis)으로 다음의 식 (20)의 AR(3) 모형,

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \rho_3 y_{t-3} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \rho(L) y_t + \varepsilon_t, \end{aligned} \tag{20}$$

을 추정한다. 여기에서 $\rho(L) = \rho_1 L + \rho_2 L^2 + \rho_3 L^3$으로 정의한다. 그 다음 추정된 AR 계수 값을 합하여, 즉

$$\rho(1) = \rho_1 + \rho_2 + \rho_3 \tag{21}$$

을 계산하여 가격변수의 지속성을 계산하였다. 가격변수의 지속성을 추정하여 다음 <그림 Ⅳ-3>에 표현하였다. 여기에서 가로축은 표본이 끝나는 시점을 표시하는 것임을 주의하여야 한다.

인플레이션 지속성은 1990년대 중반에는 0.91 정도의 높은 수준을 유지했으나 외환위기를 경험한 다음부터 급격히 감소하였다. 이후 지속성은 완만하고 꾸준하게 증가하다가 2008년 금융위기 이후 다시 급격히 감소하고 있다. 실질임금 상승률은 평균적으로 0.94를 상회하였으나 최근들어 급격하게 감소하는 모습을 보인다. 실질이자율 지속성은 인플레이션과 비슷한 변동패턴을 보인다. 실질이자율의 지속성은 외환위기 시기에 급격히 감소하다가 2000년대부터 꾸준히 증가하는 모습을 보였다. 이러한 증가하는 추세는 글로벌 금융위기를 경험하고 난 이후 다시 감소하고 있는 경향을 보인다.

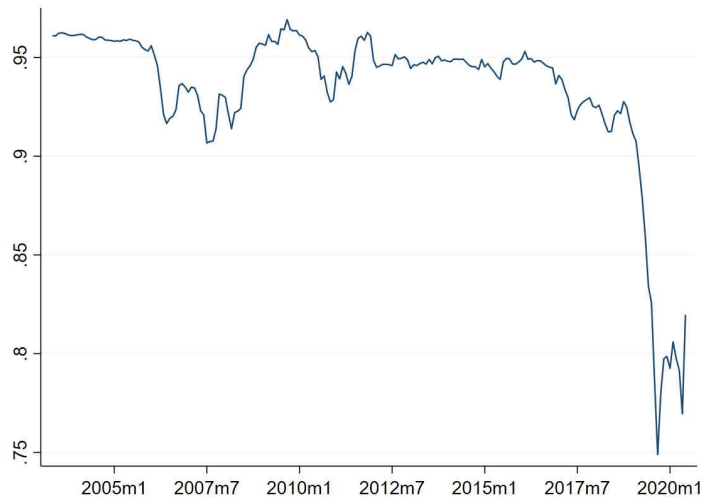
세 가격변수 모두 최근에는 지속성이 낮은 편이라고 평가할 수 있다. 최근 주요 선진국에서도 이와 같은 가격변수, 특히 인플레이션 지속성이 하락하는 현상을 보이고 있으며, 이러한 가격변수의 낮은 지속성은 과거 자료만으로는 예측이 어렵다는 점을 시사한다 (Levin and Piger, 2003; Pagan, 2003; Wills, 2003).

<그림 Ⅳ-3> 가격변수의 지속성

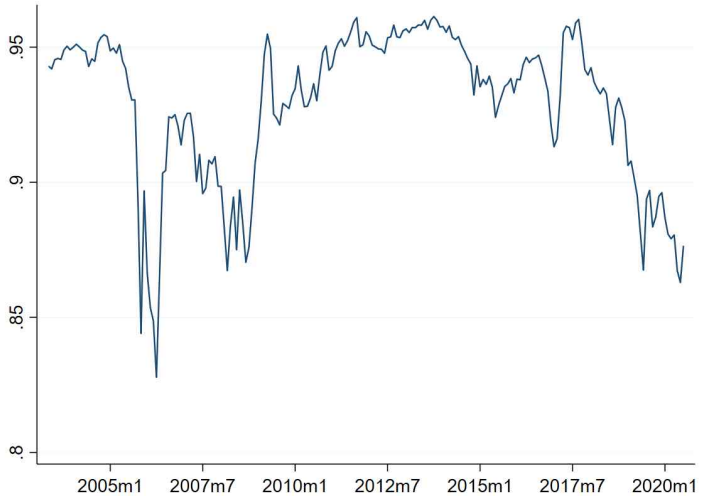
(a) 인플레이션



(b) 실질임금 상승률



(c) 실질이자율



세 가격변수는 1997년 외환위기 시기에 급격한 변동이 있었다. 추세를 제거한 시계열에서 (평균)±2.58×(표준편차)인 구간을 넘어서는지 확인해보았다. 추세를 제거하기 위해서 Hodrick-Prescott 필터, 확정적 추세를 포함한 회귀분석, Baxter-King 밴드패스 필터 등을 이용해보았고, 방법에 관계없이 모두 같은 결과를 보였다. 인플레이션은 1998년 2월과 1999년 2월 무렵, 실질이자율은 1998년 11월 무렵, 실질임금 상승률은 1998년 8월과 1999년 9월 무렵에 큰 변동성을 보였다. 우리나라는 외환위기를 경험하는 과정에서 1997년 말 금융개혁법이 통과되었고 1998년 4월 1일 이후에는 물가안정목표제가 시행되었다. 이후 물가안정목표제의 목표치에 따라 정책이 운용되었고 낮은 인플레이션율을 유지할 수 있게 되었다.

계량모형을 토대로 예측치를 추정할 때에는 자료생성과정(data generating process)에 구조변화(structural change)가 나타나지 않

아 과거의 자료가 미래 예측에 유용한 정보를 가지고 있다는 것을 전제로 한다. 구조변화가 나타났을 때 모형이 이를 반영하지 못할 때에는 예측모형으로서 유용성이 낮을 수 밖에 없다. 우리나라의 가격변수는 외환위기와 물가안정목표제를 전후로 수준 하락과 지속성의 축소 등과 같은 구조변화를 겪었다. 본 연구에서는 외환위기의 충격이 어느 정도 진정되고 물가안정목표제가 정착된 이후의 기간을 대상으로 함으로써 가격변수 전망의 정밀도를 높이려고 하였다. 따라서 2001년 1월부터 2020년 6월까지를 표본기간으로 설정하였다.

Diebold and Kilian (2000)은 시뮬레이션 연구를 통해 단위근 검정을 선행하여 시계열의 성질을 고려하여 모형에 반영하는 것이 그렇지 않은 경우보다 예측성과가 우월함을 보였다. 예측방법을 선택하기 위해 2001년 1월부터 2020년 6월까지의 자료를 이용하여 단위근 검정을 시행하였다. 세 가격변수에 단위근을 포함되어 있는지 확인하기 위해 단위근 및 안정성 검정을 실시하였다. 앞의 분석을 바탕으로 각 검정은 상수항과 시간추세(intercept and time trend)를 포함하였으며, 계절조정된 시계열을 이용하였다. 단위근 검정으로는 ADF 검정 (Dickey and Fuller, 1979; Said and Dickey, 1984), DF-GLS 검정 (Elliot, Rothenberg and Stock, 1996), PP 검정 (Phillips and Perron, 1988)을 시행하였으며, 안정성 검정으로는 KPSS 검정 (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992)을 시행하였다. “시계열이 단위근을 갖는다”는 귀무가설이 단위근 검정에서 사용되는 것과 대조적으로 KPSS검정에서는 “시계열이 단위근을 갖지 않는다”는 안정성(stationarity) 귀무가설이 사용된다. ADF와 DF-GLS에서 시차의 선택은 베이지안 정보기준(BIC)를 기준으로 이루어졌다.[24] PP와 KPSS는 장기오차분산(long-run error variance)의 추정이 선행되어야 하는데, 본 연구에서는 Bartlett window와 Newey and West (1994)가 제안한 자료의존적(data-dependent) 밴드위스 선택방법을 적용하였다.[25] 검정 결과는 다음 <표 Ⅳ-2>에 제시하였다. 5% 유의수준을 기준으로 안정성과 불안정성을 판단하였으며, 만약 시계열이 불안정적이라고 판단했다면 노란색으로 표시했다.

24) Akaike 정보기준과 Hannan-Quinn 정보기준도 사용해보았지만 단위근 검정의 결과는 바뀌지 않았다.

<표 Ⅳ-2> 단위근 및 안정성 검정

	인플레이션	실질임금상승률	실질이자율
ADF	-3.413 [13] (-3.429)	-2.545 [14] (-3.429)	-3.441 [13] (-3.429)
PP	-3.582 [1] (-3.429)	-3.143 [5] (-3.429)	-3.458 [3] (-2.429)
DF-GLS	-1.649 [13] (-2.923)	-1.560 [14] (-2.923)	-2.026 [13] (-2.926)
KPSS	0.122 [11] (0.146)	0.139 [11] (0.146)	0.079 [11] (0.146)

주: (1) ADF, PP, DF-GLS 검정은 단위근 검정이고, KPSS 검정은 안정성 검정이다.
(2) [] 안의 값은 ADF와 DF-GLS는 BIC에 의해 선택된 시차를, PP와 KPSS는 Newey and West (1994)의 방법을 통해 결정된 밴드위스를 나타낸다.
(3) () 안의 값은 각 검정의 5% 유의수준에 대한 임계값을 나타낸다.

25) Parzen window, Quadratic spectral (QS) window와 Andrews (1991)의 방법을 적용해도 검정의 결과는 바뀌지 않았다. Bartett window는 원점 0에서 최대 가중치를 가지며, 원점을 중심으로 삼각형 모양을 가진다. 반면, Parzen과 QS window는 원점에서 최대 가중치를 가지지만 Bartlett window에 비해 부드러운 형태로 감소하는 모양을 가진다.

검정의 결과는 인플레이션의 경우, ADF와 DF-GLS는 5% 유의수준을 기준으로 단위근이 존재함을 지지하였고, PP와 KPSS는 안정적인 시계열임을 지지하였다. 실질임금 상승률의 경우 ADF, PP, DF-GLS는 불안정적임을, KPSS는 안정적임을 지지하였다. 실질이자율의 경우, ADF, PP, KPSS는 안정적인 시계열이라고 판단하였고, DF-GLS는 불안정적 시계열임을 지지하였다.

세 가격변수에 대한 단위근 및 안정성 검정의 결과가 혼재되어 나타나고 있다. 이렇게 상반되는 결과는 유한표본에서 빈번하게 발생하는 낮은 검정력(low power)과 검정의 크기 왜곡(size distortion) 문제에 의해 발생했을 가능성이 있다. 또한, 정보기준을 통한 시차선택과정에서 시차가 과소선택되어 검정의 크기가 왜곡되거나 장기오차분산의 추정과정에서 편의에 의해 발생했을 수도 있다. 그러나 본 연구의 목적이 시계열의 자료생성과정을 찾는 것이 아니라 예측에 있으므로 두 가지 가능성을 모두 고려한 다음 예측성과를 비교하여 예측모형으로 선택하려고 한다.

Ⅴ. 요인추출을 위한 변수 선택

1. 가격변수 전망에 있어서 정보변수의 역할

인플레이션, 이자율, 임금 등 가격변수는 국민경제의 수요와 공급, 비용 등에 의해 영향받을 뿐만 아니라 민간 경제주체들의 기대심리, 금융시장, 세계 경제여건, 주요 선진국 정책 등에 의해서도 영향을 받는다. 가격변수의 변동은 이러한 요인들이 상호작용한 결과로 나타나는 현상이기 때문에 그 발생원인이 다양할 뿐만 아니라 어떠한 원인이 더 우세한 영향을 주느냐 따라 지속성이나 파급효과 측면에서 상당한 차이를 보이게 된다.

따라서 가격변수에 대한 전망을 위해서는 이용해야 할 정보변수는 가격변수 변동요인을 다양한 측면에서 폭넓게 포괄할 수 있도록 선택할 필요가 있다. 본 연구에서는 가격변수의 변동요인을 수요, 비용, 통화량, 인플레이션 기대심리 등으로 구분하여 각 요인을 잘 반영하는 것으로 판단되는 변수를 요인 추출에 사용하였다.

본 연구에서는 세 가격변수 중 전망 관련 연구가 가장 활발한 인플레이션에 대한 문헌을 중심으로 변수를 선택에 참고하였다. 주요 선진국의 중앙은행들은 인플레이션 전망을 위해 통화량, 금리, 대출총액 등의 통화금융변수, 가동률, 실업률, 생산갭 등의 실물경제변수, 금가격, 수입물가, 자산가격 등의 가격변수, 임금, 단위노동비용 등의 비용변수, 국제원자재가격, 주요국 환율 등의 해외경제변수 등을 대표적으로 이용하고 있다 (유창호·노은영, 1998, 1999; 김종화·이중식, 2005).

수요측 변수로는 가동률, 산업생산, 재고율, 취업률, 예금은행대출금 등을 포함시켰다. 가동률은 노동과 자본 등 생산요소에 대한 수

요를 나타내는 지표라고 할 수 있다. 가동률이 상승하게 되면 이자율, 임금 등 생산요소비용이 상승압력을 받기 때문에 인플레이션 압력이 발생한다. 또한, 가동률 상승은 제품에 대한 수요증가에 대응하여 기업이 생산을 확대하고 있음을 의미하므로 수요압력을 평가한다고 볼 수 있다. 이와 비슷한 이유로 가동률에 더해 산업생산, 재고 등의 지표들도 반영하였다. 한편 취업률 등 노동시장 참여와 관련된 변수들은 간접적으로 경제주체들의 구매력을 나타내는 변수라고 할 수 있으며, 예금은행대출금 등 금융지표들은 경제주체들의 지출계획을 나타내는 지표라고 할 수 있으므로 수요측 변수로 포함시켰다.

비용 관련 변수로는 원재료 관련 비용과 노동 관련 비용을 고려하였다. 원재료 관련 비용 변수로는 수입물가지수 중 원재료지수를 선택하였다. 그리고 우리나라의 높은 수입의존도를 감안하여 환율, 교역조건 등을 포함시켰다. 노동비용 관련변수로는 상용근로자 임금을 선택하였다.

통화량은 인플레이션과 매우 밀접한 변수라고 할 수 있다.[26] 실제로 통화량의 변화는 시차를 두고 인플레이션의 변동으로 나타나며, 그 효과가 나타나기 시작하면 그 영향력이 장기간 지속되는 특징이 있다. 또한, 인플레이션은 다양한 요인에 의해 발생할 수 있지만 추가적인 통화공급에 의해 뒷받침되지 않는다면 장기간 지속될 수 없는 것으로 알려져 있다. 따라서 화폐발행잔액, 본원통화, M1, M2, L 등 통화량 관련 지표를 요인 추출에 이용하였다.

기대 인플레이션을 반영하는 변수로 장단기 금리 스프레드와 자산가격 등을 선택하였다. 실질금리 수준이나 위험할증(risk premium)이 변화하지 않는다면 만기별 명목금리 차이가 두 시점 간의 기대인플레이션율 차이가 된다. 따라서 만기별 국고채 수익률, 콜금리, CD 수익률 등을 이용하여 장단기 금리 스프레드를 계산하여 요인추출에 이용하였다. 한편, 우리나라는 그동안 인플레이션 기대심리가 존재하여 자산가격이 급등하고 이는 다시 부의 효과(wealth effect)를 통해 실제 인플레이션과 기대 인플레이션을 상승시키는 악순환이 장기간 지속되었던 경험이 있다. 따라서 자산가격 역시 기대 인플레이션과 밀접한 관계가 있는 것으로 판단되며, 이를 감안하여 주택매매가격지수, 종합주가지수 등을 기대 인플레이션 관련 변수로 추가하였다.

이들 변수 이외에도 Stock and Watson (2002a, b), McCracken and Ng (2016), 김종화·이중식 (2005), Choi and Hwang (2013) 등 요인모형 관련 연구들을 종합하여 인플레이션에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 포함시켰다.

26) 프리드먼은 통화량과 인플레이션 간의 관계를 강조하며 “인플레이션은 언제나, 어디에서나 화폐적 현상”이라고 하였다.

2. 요인추출에 선택된 변수

앞 절의 논의와 관련하여 다음 <표 Ⅴ-1>와 같이 66개의 변수를 선정하였다. ADF 검정을 이용하여 단위근 존재유무를 점검하였다. ADF 검정은 상수항과 시간추세를 모두 포함시키지 않는 경우, 상수항만 포함시키는 경우, 상수항과 시간추세를 모두 포함하는 세 가지 경우를 고려하였다. 변수별로 세 가지 검정이 동일한 결과를 보이지 않을 때에는 ADF 회귀에서 상수항과 시간추세의 계수가 유의한지 확인하여 결정하였으며, 선택된 설정은 <표 Ⅴ-1>에 노란색으로 표시하였다. 최종적으로 차분을 이용하지 않은 요인모형에는 불안정적 시계열으로 판단되는 시계열만을 포함시켰고, 전통적인 요인모형에는 안정적 시계열에 더해 차분 또는 로그차분한 불안정적 시계열을 함께 포함시켰다. 요인모형 선행연구를 참고하여 불안정적인 변수가 수준(level) 변수이면 로그차분을, 비율(ratio)을 나타내면 차분을 시행하였다.

<표 Ⅴ-1> 요인추출에 사용된 변수

변수					변환
미포함	Prob.	상수항	Prob.	상수항과 시간추세	Prob.
1. 생산지수 (전산업, 농림어업제외)					Δ ln
3.4067	0.9998	−1.9930	0.2899	−1.9838	0.6067
2. 생산지수 (제조업)					Δ ln
1.4304	0.9621	−1.6076	0.4771	−2.0482	0.5714
3. 재별 제조업생산지수 (자본재)					Δ ln
0.4794	0.8179	−1.8605	0.3507	−0.7798	0.9650
4. 재별 제조업생산지수 (소비재)					Δ ln
0.6809	0.8622	−2.6544	0.0837	−1.9416	0.6294
5. 가동률지수 (제조업)					·
−0.5620	0.4729	−2.8235	0.0565	−3.8064	0.0178
6. 재고순환지표 (제조업)					·
−4.0280	0.0001	−4.0899	0.0012	−4.2328	0.0047
7. 부문별 전력사용량 (제조업)					Δ ln
2.3437	0.9956	−1.9102	0.3272	1.1128	0.9999
8. 생산자제품 출하지수 (비내구소비재)					·
1.4640	0.9645	−0.8472	0.8033	−3.5058	0.0410
9. 생산자제품 출하지수 (내구소비재)					Δ ln
−0.1572	0.6284	−1.9762	0.2973	−1.9071	0.6476
10. 생산자제품 출하지수 (중간재)					Δ ln
1.5109	0.9678	−1.4774	0.5435	−2.2260	0.4725
11. 생산자제품 출하지수 (자본재)					Δ ln
0.5305	0.8298	−1.8161	0.3721	−0.5099	0.9825
12. 취업자 수					Δ ln
3.9560	1.0000	−1.3666	0.5983	−2.3215	0.4202
13. 상용근로자 수					Δ ln
13.8274	1.0000	0.6882	0.9917	−2.1626	0.5078

14. 실업률					·
−0.4039	0.5373	−3.1508	0.0243	−3.2042	0.0861
15. 생산자물가지수 (상품)					Δ ln
0.8977	0.9010	−1.4885	0.5379	−1.2328	0.9008
16. 생산자물가지수 (공산품)					Δ ln
0.5529	0.8349	−1.5289	0.5173	−1.3336	0.8770
17. 수입물가지수 (원재료)					Δ ln
−0.1450	0.6327	−1.7231	0.4183	−1.3178	0.8810
18. 수입물가지수 (자본재)					Δ ln
−0.2529	0.5942	−2.2788	0.1798	−2.2845	0.4403
19. 수입물가지수 (소비재)					Δ ln
0.4248	0.8045	−1.6097	0.4760	−2.5706	0.2943
20. 화폐발행잔액 (말잔)					Δ ln
2.4568	0.9968	2.2306	1.0000	0.2943	0.9985
21. 본원통화 (말잔)					Δ ln
7.4910	1.0000	6.5303	1.0000	2.1823	1.0000
22. M1 (말잔)					Δ ln
3.7067	0.9999	2.7711	1.0000	0.9905	0.9999
23. M1−MMF(말잔)					Δ ln
2.5578	0.9976	2.3595	1.0000	0.6802	0.9996
24. M2 (말잔)					Δ ln
5.3477	1.0000	3.8379	1.0000	1.0927	0.9999
25. Lf (말잔)					Δ ln
32.1129	1.0000	11.4000	1.0000	2.7730	1.0000
26. L(말잔)					Δ ln
7.0422	1.0000	6.2911	1.0000	1.2627	1.0000
27. 예금은행총예금(말잔)					Δ ln
2.0717	0.9911	2.1177	0.9999	−0.1977	0.9928
28. 예금은행저축성예금(말잔)					Δ ln
3.2505	0.9997	1.8047	0.9998	−0.8471	0.9588

29. 예금은행대출금(말잔)					Δ ln
2.1584	0.9928	1.2791	0.9986	−1.1140	0.9235
30. 예금은행대출금(평잔)					Δ ln
2.3020	0.9951	1.4422	0.9992	−0.6363	0.9756
31. 예금은행요구불예금회전율					Δ ln
−1.3011	0.1782	−1.5708	0.4959	−1.9735	0.6123
32. 지역별 어음부도율 (전국)					·
−3.4435	0.0006	−6.0751	0.0000	−6.1854	0.0000
33. 지역별 어음부도율 (서울)					·
−3.8330	0.0002	−5.8259	0.0000	−5.8792	0.0000
34. 수출금액지수 (총지수)					Δ ln
0.4292	0.8056	−1.6328	0.4642	−0.8737	0.9560
35. 수출물량지수 (총지수)					Δ ln
2.0835	0.9913	−1.4213	0.5716	−0.7307	0.9690
36. 수입금액지수 (총지수)					Δ ln
0.1118	0.7171	−1.8174	0.3715	−1.7670	0.7177
37. 수입물량지수 (총지수)					Δ ln
2.5635	0.9976	−1.0906	0.7199	−2.8211	0.1912
38. 순상품교역조건지수					Δ ln
−2.4732	0.0133	−2.0658	0.2589	−0.4458	0.9853
39. 소득교역조건지수					Δ ln
1.8901	0.9861	−1.0884	0.7208	−1.7733	0.7147
40. 원/미국달러(말일)					Δ ln
−0.3027	0.5758	−2.7611	0.0655	−2.7137	0.2321
41. 원/일본엔(말일)					Δ ln
−0.1884	0.6174	−1.5630	0.4999	−1.5777	0.7990
42. 원/유로(말일)					Δ ln
0.0773	0.7064	−2.1623	0.2208	−2.1008	0.5423
43. 원/중국위안(말일)					Δ ln
0.0614	0.7014	−1.8806	0.3411	−2.2865	0.4392

44. 회사채수익률(3년,AA-)					Δ
-1.8715	0.0586	-1.8565	0.3526	-2.6545	0.2568
45. KOSPI(종가, 1980.01.04=100)					Δ ln
0.6732	0.8606	-1.7568	0.4014	-2.2460	0.4614
46. 국고채(10년)					Δ
-2.1298	0.0322	-1.1027	0.7151	-2.5056	0.3252
47. 국고채(5년)					Δ
-2.3023	0.0209	-1.3648	0.5992	-3.3482	0.0612
48. 국고채(3년)					·
-1.9016	0.0548	-1.5089	0.5275	-3.4537	0.0470
49. 국고채(1년)					Δ
-1.814	0.0664	-1.5174	0.5232	-3.4211	0.0510
50. 콜금리(익일물)					·
-1.6083	0.1015	-1.5668	0.4980	-3.5214	0.0394
51. CD수익률(91일)					·
-1.9618	0.0478	-1.6739	0.4432	-3.5096	0.0406
52. 국고채(10년)-콜금리(익일물)					Δ
-1.5375	0.1164	-2.4313	0.1343	-2.7275	0.2265
53. 국고채(10년)-CD수익률(91일)					Δ
-1.7705	0.0729	-2.821	0.0569	-3.1813	0.0908
54. 국고채(10년)-국고채(1년)					Δ
-1.5334	0.1174	-2.6635	0.0820	-2.8988	0.1648
55. 국고채(10년)-국고채(3년)					·
-1.3793	0.1557	-3.0699	0.0302	-3.4838	0.0435
56. 국고채(10년)-국고채(5년)					·
-1.4746	0.1311	-3.1877	0.0220	-3.5188	0.0397
57. 국고채(5년)-콜금리(익일물)					·
-2.0419	0.0397	-2.9146	0.0452	-3.1958	0.0878
58. 국고채(5년)-CD수익률(91일)					·
-2.4076	0.0158	-3.2717	0.0173	-3.6034	0.0316

59. 국고채(5년)-국고채(1년)					·
-2.2158	0.0260	-3.2855	0.0167	-3.4771	0.0442
60. 국고채(5년)-국고채(3년)					·
-1.6513	0.0932	-2.9268	0.0438	-3.6284	0.0295
61. 국고채(3년)-콜금리(익일물)					·
-2.3271	0.0196	-3.0786	0.0296	-3.3528	0.0605
62. 국고채(3년)-CD수익률(91일)					·
-2.7943	0.0053	-3.291	0.0164	-3.5427	0.0372
63. 국고채(3년)-국고채(1년)					·
-2.4834	0.0129	-3.1277	0.0259	-3.2199	0.0831
64. 국고채(1년)-콜금리(익일물)					·
-2.567	0.0102	-3.2916	0.0164	-3.7317	0.0221
65. 국고채(1년)-CD수익률(91일)					·
-3.1418	0.0018	-3.2337	0.0193	-3.6583	0.0272
66. CD수익률(91일)-콜금리(익일물)					·
-3.531	0.0005	-5.0142	0.0000	-5.1206	0.0002

VI. 요인모형의 표본외 예측 결과

1. 표본외 예측(out-of-sample forecasting)

표본외 예측결과는 다음 <표 VI-1>, <표 VI-2>, <표 VI-3>에 정리하였다. 본 연구에서 사용한 자료의 표본기간은 2001년 1월부터 2020년 6월까지 19년 6개월, 즉 표본크기는 234개이다. 이 중 2/3에 해당하는 2001년 1월부터 2013년 12월까지의 13년 간, 즉 156개의 자료를 이용하여 예측모형을 추정한 다음 예측치를 구하여 2014년 1월부터 2020년 6월까지의 6년 6개월 간, 즉 78개의 자료에 얼마나 근접하는지 확인해보았다. 본 연구의 목적은 장기전망이므로 1년 미만의 변동에 해당하는 효과를 밴드패스 필터(band-pass filter)로 제거한 관측치를 이용하여 RMSE 계산하고 비교하였다.[27)]

다음 <표 VI-1>, <표 VI-2>, <표 VI-3>에서 'L'은 Choi and Jeong (2020)의 방법, 'AR(NonDiff)'은 차분하지 않은 자료를 이용한 AR 모형, 'D'는 차분하여 안정화된 자료를 이용한 요인모형 예측, 'AR(Diff)'는 차분한 자료를 이용한 AR 모형을 각각 표현한다. 비교의 편의를 위해 각 RMSE를 D 모형을 벤치마크로 두고 그 RMSE로 나누어 비율로 표현하였다. RMSE 비율이 1보다 작으면 벤츠마크 모형보다 예측력의 관점에서 우월하다고 평가할 수 있다.

인플레이션은 <표 VI-1>을 통해 대체적으로 L 모형이 RMSE 기준으로 우월함을 알 수 있다. AR(NonDiff) 모형이 더욱 우월한 경우가 존재하나, L 모형과 RMSE 차이는 크지 않다. 차분 자료로부터 추출한 요인을 이용한 D 모형이 AR(NonDiff)와 AR(Diff)보다 예측성과가 안 좋은 것으로 보인다. 이는 모형 자체의 문제라기 보다는 요인추출에 필요한 변수가 부족하기 때문인 것으로 판단된다. 이론적으로 요인추정에는 많은 변수가 필요하며 대부분의 선행연구에서는 100개가 넘는 시계열 자료를 이용하고 있다.[28)]

<표 VI-2>는 실질이자율에 대한 예측력 평가가 담겨있다. h=1, 3, 18인 경우 AR(NonDiff) 모형이 가장 우월한 것으로 나타나고 있으나, 그 외에는 L 모형이 가장 우월한 것으로 보인다. AR(NonDiff) 모형이 가장 우월한 것으로 나타난 h=1, 3, 18인 경우에도 L 모형과 AR(NonDiff) 모형의 RMSE 차이는 크지 않다.

<표 VI-3>은 실질임금 상승률에 대하여 예측력을 평가하였다. 실질임금 상승률의 경우 RMSE의 크기가 인플레이션과 실질이자율에 비해 큰 것을 확인할 수 있다. 이는 인플레이션이나 실질이자율에 비해 실질임금 상승률에 대한 전망이 어려움을 의미한다. 또한, 인플레이션이나 실질이자율과 달리 예측력에 대한 평가가 혼재되어 있는 것을 확인할 수 있다. 다만 h=1, 3, 6, 12에 대해서는 L 모형이 가장 우월한 것을 확인할 수 있다.[29)]

이상의 결과를 요약하면, 전반적으로 Choi and Jeong (2020)이 제안한 L 모형이 우월한 경우가 많았으나, 예측시차가 12를 초과하게 되면 예측성과를 담보할 수 없었다. 따라서 가격변수 전망에서는 최대시차를 12로 두고 정보기준을 통해 최적시차를 선택한 다음 축차예측(iterated forecast)을 이용하는 것이 적절할 것으로 판단된다.

27) 실제 전망치를 이용한 표본외 예측은 <부록 2>에 수록하였다.

28) Boivin and Ng (2006)에서는 시계열들 간에 횡단면 상관(cross-sectional correlation)이 강한 경우, 그 횡단면 상관을 요인으로 오인하여 추출하는 문제가 발생함을 지적했다. Boivin and Ng (2006)은 40개 정도의 변수만을 이용한 예측이 더 많은 변수를 이용한 경우보다 예측력의 측면에서 더 낫거나 적어도 나쁘지 않을 수 있다는 결론을 내렸다.

29) 이와 같은 결과가 나타난 이유는 인플레이션이나 실질이자율에 비해 요인추출에 임금이나 노동 변수가 적게 포함되었기 때문인 것으로 짐작된다. 이와 관련하여 저출산.고령화에 대한 이슈가 미래의 경제상황에 큰 영향을 미칠 것으로 판단되므로 인구 관련 변수의 추가를 고려하고 그 근거를 마련해야 할 필요가 있다.

<표 Ⅵ-1> 표본외 예측: 인플레이션

h=1	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3345	0.9549
AR(NonDiff)	0.3319	0.9475
D	0.3503	1.0000
AR(Diff)	0.3449	0.9846
h=3	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4120	0.8740
AR(NonDiff)	0.4370	0.9270
D	0.4714	1.0000
AR(Diff)	0.4466	0.9474
h=6	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4383	0.6882
AR(NonDiff)	0.5799	0.9105
D	0.6369	1.0000
AR(Diff)	0.6357	0.9981
h=12	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3844	0.6725
AR(NonDiff)	0.6736	1.1784
D	0.5716	1.0000
AR(Diff)	0.8320	1.4556
h=18	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5817	0.7115
AR(NonDiff)	0.5512	0.6742
D	0.8176	1.0000
AR(Diff)	0.8024	0.9814
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4262	0.4052
AR(NonDiff)	0.5027	0.4779
D	1.0519	1.0000
AR(Diff)	1.0345	0.9835
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5201	0.8030
AR(NonDiff)	0.6628	1.0233
D	0.6477	1.0000
AR(Diff)	1.1197	1.7287
h=48	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4226	0.4515
AR(NonDiff)	0.6256	0.6684
D	0.9360	1.0000
AR(Diff)	0.9697	1.0360
h=60	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3636	0.2438
AR(NonDiff)	0.6686	0.4484
D	1.4911	1.0000
AR(Diff)	1.3993	0.9384

<표 Ⅵ-2> 표본외 예측: 실질이자율

h=1	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3411	0.9982
AR(NonDiff)	0.3290	0.9628
D	0.3417	1.0000
AR(Diff)	0.3377	0.9883
h=3	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4478	0.8549
AR(NonDiff)	0.4057	0.7745
D	0.5238	1.0000
AR(Diff)	0.4400	0.8400
h=6	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4946	0.6790
AR(NonDiff)	0.5089	0.6987
D	0.7284	1.0000
AR(Diff)	0.6293	0.8639
h=12	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.2843	0.4026
AR(NonDiff)	0.5088	0.7205
D	0.7062	1.0000
AR(Diff)	0.6385	0.9041
h=18	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5342	0.8999
AR(NonDiff)	0.4956	0.8349
D	0.5936	1.0000
AR(Diff)	0.7972	1.3430
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4012	0.4152
AR(NonDiff)	0.4769	0.4936
D	0.9662	1.0000
AR(Diff)	0.7495	0.7757
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4745	0.7049
AR(NonDiff)	0.5154	0.7657
D	0.6731	1.0000
AR(Diff)	0.6115	0.9085
h=48	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5424	0.7017
AR(NonDiff)	0.6078	0.7863
D	0.7730	1.0000
AR(Diff)	0.6350	0.8215
h=60	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4827	0.2840
AR(NonDiff)	0.3857	0.2269
D	1.6998	1.0000
AR(Diff)	1.0330	0.6077

<표 Ⅵ-3> 표본외 예측: 실질임금 상승률

h=1	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.5679	0.9922
AR(NonDiff)	1.6158	1.0225
D	1.5802	1.0000
AR(Diff)	1.6205	1.0255
h=3	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.6229	0.9590
AR(NonDiff)	1.6669	0.9850
D	1.6922	1.0000
AR(Diff)	1.5985	0.9446
h=6	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.7124	0.7385
AR(NonDiff)	2.1373	0.9218
D	2.3187	1.0000
AR(Diff)	2.3410	1.0096
h=12	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.7169	0.8286
AR(NonDiff)	2.3112	1.1154
D	2.0720	1.0000
AR(Diff)	2.2004	1.0620
h=18	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.9449	0.8072
AR(NonDiff)	1.8931	0.7857
D	2.4095	1.0000
AR(Diff)	2.3451	0.9733
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	2.1461	0.8104
AR(NonDiff)	2.1367	0.8069
D	2.6481	1.0000
AR(Diff)	2.4364	0.9201
h=24	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.9974	0.8410
AR(NonDiff)	2.0822	0.8768
D	2.3749	1.0000
AR(Diff)	2.2476	0.9464
h=48	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	3.0367	1.0049
AR(NonDiff)	2.4110	0.7978
D	3.0220	1.0000
AR(Diff)	2.8372	0.9388
h=60	1년 미만 변동 제거	
	RMSE	RMSE 비율
L	2.6145	0.9909
AR(NonDiff)	2.8927	1.0964
D	2.6384	1.0000
AR(Diff)	2.5991	0.9851

Ⅶ. 가격변수 전망

본 장에서는 지금까지의 논의를 바탕으로 가격변수, 즉 인플레이션, 실질이자율, 실질임금 상승률에 대한 장기전망을 시행한다. 거시경제학 이론이나 실증분석에서 먼 미래에 대한 예측은 대부분 실질변수에 대해서만 관심을 가지기 때문에 인플레이션 등 가격변수 전망을 위한 근거가 충분하지 못하다는 한계점이 있다.

경제가 이미 정상상태(steady state)에 가까이 도달했다고 평가받는 국가들은 경제여건이 안정적이므로 과거의 실적치 등을 바탕으로 미래에도 일정하게 유지될 것이라고 전망하는 경우가 많다.[30] 이 경우에는 보통 연도별 전망을 하지 않고 일정한 기간, 예컨대 10년 단위로 나누어 전망치를 설정한다. 그러나 우리나라는 저출산·고령화의 영향으로 향후 인구구조 및 경제성장 경로에 큰 변화가 예상되므로 먼 미래의 변화 방향에 대해서는 불확실성이 크다.

따라서 본 연구에서는 먼저 요인모형 등을 통해 과거의 자료를 분석하여 가까운 미래를 전망하고, 추후 먼 미래에 대해서는 정상상태에 도달하여 선진국 수준에 수렴할 것임을 가정하는 방식을 통해 가격변수에 대하여 전망하려고 한다. 가까운 미래에 대한 전망은 최대 시차를 12로 두고 BIC를 통해 모형을 선택한 다음 축차예측을 이용하였다. 김성태·권규호·김지운 (2016)을 따라, 가까운 미래에 대한 전망치는 이후 장기 수준으로 수렴하도록 연결시켰다.

30) 정상상태란 1인당 GDP, 1인당 자본량 등 거시경제변수들이 시점에 관계없이 일정한 비율(constant rate)로 성장하는 상태를 의미한다. 생산요소의 한계생산이 감소하는 생산함수를 갖는 경우, 경제성장률은 정상상태로의 이행경로에서 초기에는 빠르게 증가하다가 정상상태에 가까이 감에 따라 점차 둔화되고 정상상태에 도달하면 0이 되는 성질을 보인다. 경제성장률이 점차 낮아지고 있는 주요 선진국들은 이러한 이유로 정상상태에 거의 도달한 것으로 판단되고 있다.

1. 인플레이션

인플레이션은 신석하 외 (2013)에서와 유사한 방법을 통해 전망하였다. Choi and Jeong (2020)의 요인모형을 이용하여 가까운 미래에 대해 예측을 하고, 물가상승률이 먼 미래에는 한국은행의 물가안정목표 수준으로 수렴한다는 전제를 하는 방식으로 전망하였다. 이러한 전제가 가능한 이유는 한국은행이 금리 및 통화량을 조절하여 물가안정목표를 달성하기 위해 노력할 것이기 때문이다.[31] 이러한 이유로 제 Ⅱ장에서 살펴본 것과 같이 공적연금제도를 시행하고 있는 대다수의 국가들이 먼 미래의 물가상승률을 중앙은행의 물가목표 수준으로 가정하는 방식을 따르고 있는 것이다.

우리나라는 1997년 외환위기 이후, 한국은행은 1998년 4월부터 통화정책 운영체제로 물가안정목표제(inflation targeting)를 채택하였다. 물가안정목표제는 통화량 등의 중간목표를 두지 않고 정책의 최종 목표인 인플레이션 자체를 목표로 설정하고 일정 기간 또는 중장기적으로 이를 달성하려 하는 통화정책 운영방식을 말한다.

물가안정목표제 도입 이후의 변화를 다음 <표 Ⅶ-1>와 <그림 Ⅶ-1>에 나타내었다. 1998년 도입된 이후 물가안정목표는 변화를 거듭해왔다. 물가안정목표제 도입 이후, 물가상승률의 수준이 낮아지고 변동성도 줄어든 것을 확인할 수 있다. 2016년 이후에는 소비자물가 상승률 연 2% 수준으로 물가안정목표가 설정되었다.

31) 통화량의 변화는 비율적으로 물가만을 변화시킬 뿐 실질변수는 변화시키지 못한다는 성질을 가리켜 화폐의 중립성(neutrality of money)이라고 한다. 이를 프리드먼은 “인플레이션은 언제나 어디에서나 화폐적 현상이다.”라고 표현하였다. 경제학자들은 화폐의 중립성이 적어도 장기에서는 성립한다고 본다. 화폐의 중립성과 관련하여 통화량 등 화폐 관련 변수가 화폐부문의 균형만을, 실물변수가 실물부문의 균형만을 독립적으로 결정한다는 성질을 가리켜 고전학파의 양분성(the classical dichotomy)이라고 한다.

<표 Ⅶ-1> 우리나라의 물가안정목표 및 물가상승률

기간		대상지표	목표	CPI 상승률		근원인플레이션	
1998		CPI	9.0±1%	**7.5**		5.9	
1999		CPI	3.0±1%	**0.8**		0.3	
2000		CORE	2.5±1%	2.3		**1.9**	
2001		CORE	3.0±1%	4.1		**3.6**	
2002		CORE	3.0±1%	2.8		**3.0**	
2003		CORE	3.0±1%	3.5		**3.1**	
2004~06	04	CORE	2.5~3.5%	3.6		**2.3**	2.9
	05	CORE		2.8			2.3
	06	CORE		2.2			1.8
2007~09	07	CPI	3.0±0.5%	**3.3**	2.5	2.3	
	08	CPI			4.7	4.3	
	09	CPI			2.8	3.6	
2010~12	10	CPI	3.0±1%	**2.9**		1.8	
	11	CPI		**4.0**		3.2	
	12	CPI		**2.2**		1.7	
2013~15	13	CPI	2.5~3.5%	**1.3**		1.6	
	14	CPI		**1.3**		2.0	
	15	CPI		**0.7**		2.2	
2016~18	16	CPI	2.0%	**1.0**		1.6	
	17	CPI		**1.9**		1.5	
	18	CPI		**1.5**		1.2	
2019		CPI	2.0%	**0.4**		0.9	

<그림 Ⅶ-1> 물가안정목표 및 대상물가지표 상승률



출처: 한국은행

국회제출 법정보고서인 한국은행의 통화신용정책보고서를 따르면 “물가안정목표는 일시적·불규칙적 요인에 따른 물가변동, 통화신용정책의 파급시차 등을 고려하여 중기적 시계에서 달성하고자 하는 목표”임을 명시하고 있다. 여기에서 말하는 중기는 과거 캐나다, 뉴질랜드, 노르웨이 등 다른 나라의 사례를 살펴보면 6-8분기, 12-14개월 또는 2년 정도에 해당된다고 볼 수 있으나, 경제에 미치는 충격에 따라 최대 3년까지도 늘어날 수 있다. 구체적인 적용기간 대신에 “중기”라는 표현을 사용하게 된 이유는 최적 정책시계가 충격의 종류 등에 따라 달라진다는 점을 명시적으로 밝히기 위함이다(장희창·방준호·이채령, 2019). 과거 우리나라는 물가안정목표제를 3개년에 걸쳐 유지하였으나, 2019년 이후 물가안정목표에서 목표적용기간을 삭제하였다. 적용기간을 특정하지 않은 이유는 “향후 물가안정목표의 주요 구성요소들을 변경할 필요성이 예전에 비해 크지 않은 점을 고려하여 물가안정목표의 적용기간을 불특정”하였다고 밝히고

있다. 물가안정목표제를 선택한 국가들은 초기에는 제도의 적정성 등을 점검하여 수정·보완을 하다가 제도가 안정화되었다고 판단되면 예상치 못한 충격에 따른 경제구조 변화 등 특별한 제도변경 사유가 발생하지 않는 한 제도를 유지하는 경향이 있다. 따라서 향후 불가피한 사유가 발생하지 않는 한 물가안정목표는 그대로 유지될 것으로 보인다.

현재 연 2%의 물가안정목표는 2016-2018년에 적용된 목표였고, 2019년 이후에도 목표수준을 바꾸지 않아 현재도 2% 수준을 그대로 유지하고 있다. 물가안정목표가 연 2%로 그대로 유지될 수 있는 이유는 다음과 같다.

첫째, 인플레이션에 대한 비용과 편익을 고려했을 때, 우리 경제의 후생을 극대화하는 적정 인플레이션(optimal inflation) 수준이 소비자물가 상승률 기준으로 2%로 추정되었다. 인플레이션이 발생함에 따라 편익과 비용이 동시에 발생한다. 예컨대, 인플레이션이 발생함에 따라 상대가격 왜곡으로 인해 자원배분 비효율성 등 비용이 증가할 수 있다. 반면, 인플레이션이 상승함에 따라 명목금리도 함께 높아지기 때문에 금리하한 도달 확률이 감소하게 되어 생산과 인플레이션의 변동성이 축소되는 편익이 생길 수 있다. 한편, 한번 인상된 명목임금은 경제여건의 변화에도 불구하고 하락하지 않고 그대로 유지되는 경향이 있는데, 이러한 현상을 가리켜 명목임금 하방경직성이라고 한다. 만약 실질임금 하락이 필요한 충격이 발생했을 때, 큰 조정비용이 소요되는 명목임금 하락 대신 적절한 인플레이션 상승을 통해 실질임금을 하락시킨다면 효율적으로 노동시장과 경제 전반의 균형을 회복할 수 있게 된다.

최창호·박근형(2016)은 이러한 금리하한 제약과 명목임금 하방경직성을 고려한 모형을 구축하였고, 그 결과 연 2%의 인플레이션 수준이 경제가 안정적으로 성장을 지속하기 위해 필요한 인플레이션 수준이라고 추정하였다. 구체적으로 금리하한 도달 가능성을 고려한 모형에서는 소비자물가 1.5-2.4% 수준, 명목임금 하방경직성을 고려한 모형에서는 1.6-2.3% 수준이 각각 도출되었다. 따라서 연 2% 수준의 물가안정목표는 적정 인플레이션 수준에 충족된다고 볼 수 있다.

둘째, 연 2% 수준의 물가안정목표는 현재 거의 대부분의 선진국에서 채택하고 있는 목표수준이다. <표 Ⅶ-2>는 물가안정목표제를 도입한 국가들의 도입 시기 및 2019년과 2020년의 물가안정목표를 비교하고 있다. 물가안정목표제를 채택한 국가들은 물가안정목표를 연 2-8% 수준에서 설정하고 있음을 알 수 있다. 물가안정목표제를 처음 시행한 뉴질랜드를 비롯하여 우리나라보다 먼저 물가안정목표제를 채택한 캐나다, 영국, 스웨덴은 제도가 이미 안정화되어 있다고 볼 수 있다. 이들 국가들은 연 2% 수준에서 물가안정목표를 설정하고 있다. 다른 선진국들에 비해 최근에 물가안정목표제를 채택한 일본은 장기간 디플레이션으로 인해 고통받았음에도 불구하고 연 2% 수준의 물가안정목표를 설정하고 있다. 명시적으로 물가안정목표제를 도입하지는 않았으나 미국이나 유럽중앙은행(European Central Bank: ECB)도 연 2% (또는 2% 미만)을 목표로 잡는 것으로 알려져 있다.

1998년 물가안정목표제를 도입한 이후 20여 년이 지나 우리나라의 물가안정목표제도 어느 정도 안정화되었고, 인플레이션은 그 수준과 변동성이 점차 감소하여 현재는 선진국들과 거의 유사한 상황이 되었다. 따라서 현재 물가안정목표 수준에서 목표 수준, 목표제시 방식, 대상지표 등을 바꿔야 할 필요성이 예전에 비해 크지 않은 상황이라고 할 수 있다.

<표 Ⅶ-2> 국가별 물가안정목표제 도입 시기 및 물가안정목표

국가	도입 시기	2020	2019
뉴질랜드	1989	2.00±1.0%	2.00±1.0%
캐나다	1991	2.00±1.0%	2.00±1.0%
영국	1992	2.00%	2.00%
이스라엘	1997	1.00%-3.00%	1.00%-3.00%
스웨덴	1993	2.00%	2.00%
호주	1993	2.00%-3.00%	2.00%-3.00%
한국	1998	2.00%	2.00%
폴란드	1998	2.50±1.0%	2.50±1.0%
체코	1997	2.00±1.0%	2.00±1.0%
브라질	1999	4.00±1.5%	4.25±1.5%
칠레	1999	3.00±1.0%	3.00±1.0%
콜롬비아	1999	3.00±1.0%	3.00±1.0%
태국	2000	1.00%-3.00%	2.50±1.5%
남아프리카 공화국	2000	3.00%-6.00%	3.00%-6.00%
노르웨이	2001	2.00%	2.00%
헝가리	2001	3.00±1.0%	3.00±1.0%
아이슬란드	2001	2.50%	2.50%
멕시코	2001	3.00±1.0%	3.00±1.0%
페루	2002	2.00±1.0%	2.00±1.0%
필리핀	2002	3.00±1.0%	3.00±1.0%
과테말라	2005	4.00±1.0%	4.00±1.0%
인도네시아	2005	3.00±1.0%	3.50±1.0%
루마니아	2005	2.50±1.0%	2.50±1.0%
아르메니아	2006	4.00±1.5%	4.00±1.5%
터키	2006	5.00±2.0%	5.00±2.0%
알바니아	2006	3.00±1.0%	3.00±1.0%
가나	2007	8.00±2.0%	8.00±2.0%
세르비아	2009	3.00±1.5%	3.00±1.5%
조지아	2009	3.00%	3.00%
몰도바	2010	5.00±1.5%	5.00±1.5%
일본	2013	2.00%	2.00%
러시아	2014	4.00%	4.00%
카자흐스탄	2015	4.00%-6.00%	4.00%-6.00%
우크라이나	2015	5.00±1.0%	5.00±1.0%
아르헨티나	2016	0% mon. base	0% mon. base
인도	2016	4.00±2.0%	4.00±2.0%

마지막으로, 물가안정목표는 통화신용정책 운영의 준거를 제공할 뿐만 아니라 경제주체의 기대 인플레이션 형성에도 영향을 준다. 물가안정목표제를 채택한 국가의 중앙은행은 기대 인플레이션을 목표수준에 안착시키기 위해 노력한다. 만약 중앙은행이 물가안정목표제를 주기적으로 변경한다면 경제주체들의 안정적 경제활동수립에 부정적 영향을 줄 가능성이 있다. 따라서 주요 선진국에서는 물가안정목표제의 안정성이 기대 인플레이션이 목표수준에 안착시키는 데에 중요한 요소가 된다는 점을 감안하여 목표수준, 목표제시방식, 대상지표 등의 구성요소 변경을 최소화하려는 경향이 있다.

박형근(2009)은 선진국들의 사례가 우리나라에도 적용되는지 확인해보기 위해, 2000년 1월-2009년 2월의 우리나라 자료를 이용하여 물가안정목표제가 기대 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였다. OLS와 GMM 추정결과, 과거 인플레이션보다 물가안정목표제가 기대 인플레이션의 형성에 더욱 유의한 변수인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 물가안정목표제 도입 이후 통화정책의 신뢰성이 제고되어 경제주체의 기대 인플레이션이 안착(anchoring)되었다고 해석할 수 있다.

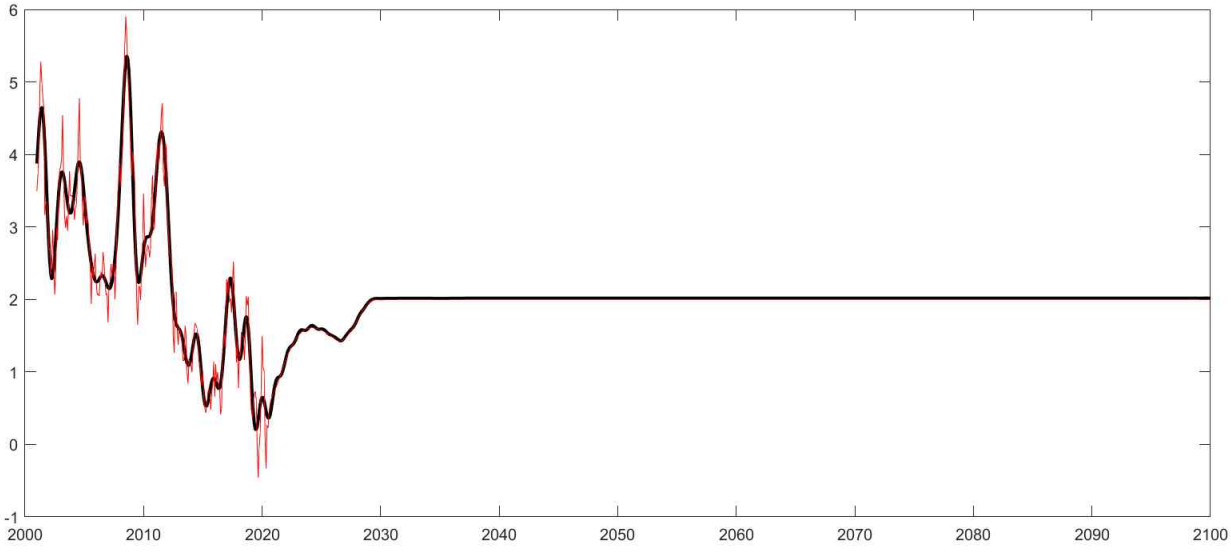
따라서 우리나라도 마찬가지로 기대 인플레이션의 안착을 위해 현재의 물가안정목표인 연 2% 수준을 조정하지 않을 가능성이 높다. 그 이유는 만약 중앙은행이 물가안정목표제를 주기적으로 변경한다면 경제주체들의 안정적 경제활동수립에 부정적 영향을 줄 가능성이 있기 때문이다. 한편, 장희창·방준호·이채령(2019)은 한국은행 조사통계월보 2019년 1월호를 통해 "연 2% 정도의 물가 상승은 경제주체의 입장에서 물가가 안정되었다고 느낄 수 있는 수준에 가까운 것으로 인식되고 있다."라고 밝히고 있다. 따라서 한국은행이 기대 인플레이션 안착을 위해서 연 2% 수준의 물가안정목표에서 변경할 유인이 적다고 할 수 있다.

이러한 세 가지 근거를 통해 물가상승률이 비록 가까운 미래에는 물가안정목표와 괴리를 보일 수 있지만, 먼 미래에는 물가안정목표로 수렴한다고 보는 것이 그렇게 제약적인 전제는 아니라고 할 수 있다. 따라서 가까운 미래는 요인모형을 이용하여 여러 가지 경제여건을 고려하면서 인플레이션 예측을 실시하고 그 이후에는 물가안정목표에 서서히 수렴한다고 전제하였다. 전망치는 밴드패스 필터를 이용하여 1년 이하의 변동을 제거하였다. 물가상승률 전망결과는 다음 <표 Ⅶ-3>와 <그림 Ⅶ-2>에 나타내었다.

<표 Ⅶ-3> 물가상승률 전망

	물가상승률
2011-2020	1.5
2021-2030	1.6
2031-2040	2.0
2041-2050	2.0
2051-2060	2.0
2061-2070	2.0
2071-2080	2.0
2081-2090	2.0
2091-2100	2.0

<그림 Ⅶ-2> 물가상승률 전망



전망 결과, 물가상승률은 점차 상승하여 2029년경에 2.0% 수준에 도달한 후 동 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 현재 코로나 19에 의해 영향받아 우라나라는 0%에 가까운 소비자물가 상승률을 보이고 있다. 그러나 주요 선진국에서 경제활동이 점차 재개되면서 2020년 2분기 이후 국제유가 및 비철금속 가격이 반등하였다. 또한, 올해 여름 집중호우로 인해 일부 농산물의 공급이 제한되면서 농산물 가격이 상승하고 이에 따라 물가상승 압력으로 작용할 것으로 보인다. 향후 물가상승률은 완만하게 상승할 것으로 보이나 코로나 19의 전개상황에 따른 전망에 대한 불확실성이 크다고 할 수 있다.

2. 실질임금 상승률

실질임금 상승률은 물가안정목표와 같은 정책적인 목표 수준이 존재하지 않아 물가상승률과 같은 방식으로 먼 미래를 전망하기 어렵다. 만약 노동소득분배율, 한계노동생산성, 취업자 1인당 GDP 증가율 등을 얻을 수 있다면 이 자료들을 이용하여 전망에 이용할 수 있다. 그 이유는 노동시장의 균형인 $w_t = MPL_t$을 만족하기 위해 장기적으로는 실질임금 상승률은 한계노동생산성에 수렴할 것이기 때문이다. KDI의 연구들은 이 방법을 이용하고 있다. 먼저 신석하 외 (2013)는 실질임금 상승률을 한계노동생산성과의 회귀분석을 통해 전망에 이용하였다. 김성태·권규호·김지운 (2016)은 경기변동요인을 제거하기 위하여 신석하 외 (2013)의 회귀분석 방법론에 더미변수와 추세를 추가하여 전망하였다. 제4차 국민연금 재정추계에서는 실질임금 상승률을 취업자 1인당 GDP 증가율로 전제하였다. 그러나 이 방법을 이용하기 위해서는 경제성장률을 전망하는 연구가 선행되어야 하므로 현재는 이용하기 어려운 접근방법이다.

한편, 선진국의 사례를 보면 실질임금 상승률의 과거 실적치를 참고하여 시계열을 연장하여 전망하는 방식을 이용하기도 한다. 주요 선진국들은 장기균형인 정상상태에 가까이 도달한 것으로 평가되기 때문에 구조적 변화가 없다면 실질임금 상승률과 같은 거시경제변수가 먼 미래에도 일정한 수준을 유지한다고 가정하는 것이 합리적이기 때문이다. 하지만 우리나라는 아직 정상상태에 근접했다고 볼 수 있는 상황은 아니기 때문에 실질임금 상승률이 앞으로도 그대로 유지될 것이라고 전제하는 것은 적절하지 않다고 판단된다.

본 연구에서는 주요 선진국들의 경험을 바탕으로 전망하는 방식을 선택하였다. 시간이 지남에 따라 전세계 모든 국가들의 1인당 소득 격차가 줄어든다고는 할 수 없지만, 경제여건이 유사한 국가들 사이에서는 수렴 현상이 관찰되고 있다.[32][33] 우리나라는 선진국이라고 볼 수 있는 OECD 국가에 속해있으며 높은 대외개방도로 인해 주요 선진국들과 경제여건이 점차 유사해지고 있는 상황이라고 할 수 있다. 현재 정상상태에 도달했다고 판단되는 국가들 수준으로 우리나라의 실질임금 상승률이 수렴한다고 전제하여 전망하기로 한다.

다음 <그림 Ⅶ-3>와 <표 Ⅶ-4>는 OECD에 대한 요약 통계량을 그림과 표로 각각 나타낸 것이다. G5 국가는 미국(USA), 일본(JPN), 영국(GBR), 프랑스(FRA), 독일(DEU)를 포함하고, G7 국가는 G5 국가에 더해 이탈리아(ITA), 캐나다(CAN)가 추가된다. G10 국가는 G7 국가에 스웨덴(SWE), 네덜란드(NLD), 벨기에(BEL), 스위스(CHE)를 포함한다.[34] 그리고 우리나라보다 실질임금 상승률의

32) 전자를 가리켜 절대적 수렴가설(absolute convergence hypothesis)이라고 부르고, 후자를 가리켜 조건부 수렴가설(conditional convergence hypothesis)이라고 한다.

33) Barro and Sala-i-Martin (1990, 1991, 1992)은 국가별로 각자의 정상상태(its own steady state)를 가질 수 있음을 허용하면 비록 느리지만 수렴현상이 관찰됨을 밝혔다.

34) 비록 포함된 국가가 11개 국이지만 G10으로 통칭한다.

변동성이 낮은 국가들도 분석대상으로 삼았다. 그 이유는 실질임금 상승률이 안정적으로 수렴하였다면 낮은 변동성을 가질 것이기 때문이다. 표준편차를 기준으로 선정된 국가는 20개 국으로, G10 국가에 더해 노르웨이(NOR), 뉴질랜드(NZL), 덴마크(DNK), 룩셈부르크(LUX), 스페인(ESP), 오스트리아(AUT), 포르투갈(PRT), 핀란드(FIN), 호주(AUS)가 포함되었다.[35] 연구대상 기간은 금융위기 이후 11년(2009-2019년)과 이전 11년(1997-2007년), 그리고 금융위기 기간을 포함한 1997-2019년으로 한정했다.

<그림 Ⅶ-3>은 각각 G5 국가, G7 국가, G10 국가, 변동성이 우리나라보다 낮은 국가들의 실질임금 상승률을 평균한 것이다. 이에 더해 금융위기가 발생한 2008년을 제외하고 표본을 둘로 나누어 1997년-2007년과 2009년-2019년 기간에 대해서도 평균을 내어 비교를 하였다. 빨간 선은 국가 간의 평균(cross-country average)을 나타내며, 검은 선은 국가 간 평균을 각 기간 내에서 평균을 낸 것이다. 실질임금 상승률의 국가 간 평균은 경기변동의 영향을 받아 움직임을 알 수 있다. 또한, 2008년 금융위기를 기점으로 표본 내 국가들의 실질임금 상승률에 평균적인 하락이 있었음을 알 수 있다.

조금 더 구체적인 분석을 위해 <표 Ⅶ-4>에 다양한 요약통계량을 나타내었다. 실질임금 상승률의 국가 간 평균은 전체기간에 대해 평균적으로 0.92-0.98% 수준으로 1%에 약간 못 미치는 수준인 것으로 파악된다. OECD 자료에서 우리나라의 실질임금 상승률은 전체기간동안 평균적으로 1.55% 수준으로 여타 OECD 국가에 비해 높은 것으로 판단된다.

35) 슬로베니아(SVN)가 우리나라보다 실질임금 상승률의 표준편차가 낮은 것으로 관찰되었으나 슬로베니아는 다른 국가들과 달리 개발도상국으로 보는 편이 적절하기 때문에 표본에서 제외하였다.

<그림 Ⅶ-3> OECD 국가의 실질임금 상승률 평균

(a) G5 국가



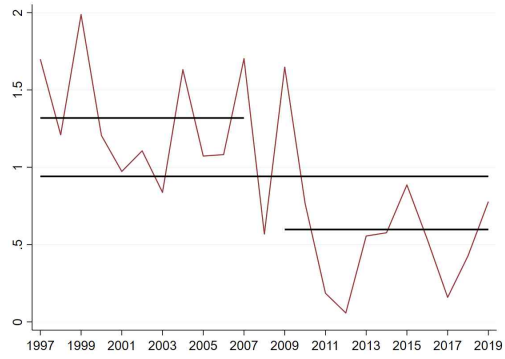
(b) G7 국가



(c) G11 국가



(d) OECD 국가 중 변동성이 우리나라보다 낮은 국가



자료: OECD

<표 Ⅶ-4> OECD 국가의 실질임금 상승률 요약통계량

(a) 전체기간 (1997-2019)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
G5 국가	0.9861	0.6101	−0.5043	0.6509	0.9546	1.3191	2.2718
G7 국가	0.9209	0.5965	−0.2959	0.5731	0.7737	1.1960	2.0107
G11 국가	0.9283	0.5089	0.2407	0.4986	0.9040	1.1766	2.2168
변동성이 낮은 국가	0.9412	0.5358	0.0577	0.5553	0.8862	1.2098	1.9875

(b) 금융위기 이전 (1997-2007)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
G5 국가	1.3188	0.5037	0.7622	0.9334	1.0866	1.6753	2.2718
G7 국가	1.2807	0.5373	0.3241	0.7737	1.1960	1.8010	2.0107
G11 국가	1.2707	0.4790	0.6456	0.9643	1.1154	1.6326	2.2168
변동성이 낮은 국가	1.3187	0.3707	0.8374	1.0725	1.2055	1.6989	1.9875

(c) 금융위기 이후 (2009-2019)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
G5 국가	0.7888	0.4227	−0.5043	0.5122	0.6622	1.1716	1.3191
G7 국가	0.6557	0.4076	−0.2959	0.5579	0.6942	0.9883	1.1683
G11 국가	0.6484	0.2793	0.2407	0.3914	0.5753	0.9040	1.1766
변동성이 낮은 국가	0.5976	0.4400	0.0577	0.1855	0.5553	0.7782	1.6473

자료: OECD

한편, OECD 국가들의 실질임금 상승률은 금융위기 이전에는 평균적으로 1.27-1.32% 수준이었으나 금융위기를 경험하고 난 이후부터 지금까지는 평균적으로 0.60-0.78% 수준이 되었다. 우리나라는 금융위기 이전에는 1.52% 수준으로 다른 OECD 국가보다 높은 수준이었다. 그리고 금융위기 이후 우리나라는 실질임금 상승률이 1.79% 수준으로 다른 OECD 국가와 달리 실질임금 상승률이 오히려 상승한 모습을 보여준다. 이에 대한 설명은 1997년 외환위기와 2008년 금융위기에 우리 경제가 받은 영향력 차이일 것이다. 우리나라는 1997년 외환위기에는 큰 경기침체를 경험한 반면, 2008년 글로벌 금융위기에는 다른 선진국에 비해 영향을 적게 받았기 때문인 것으로 판단된다.

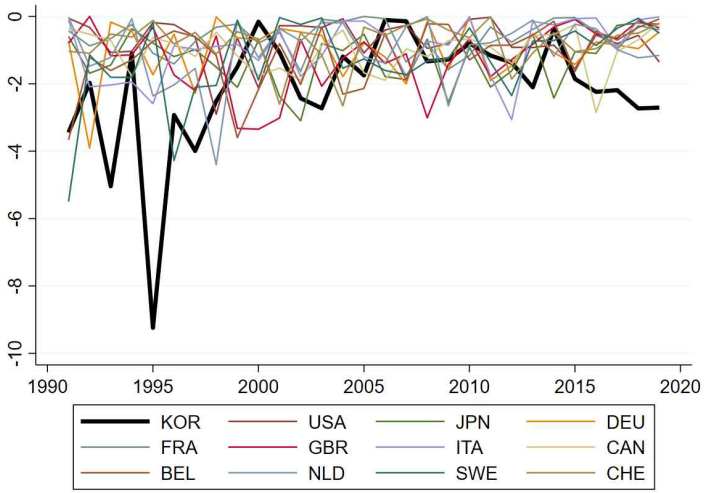
실질임금 상승률의 수렴 여부를 판단하기 위해 실질임금 상승률 간의 동조화 정도를 살펴보자. 경기변동의 동조화 관련연구에서는 국가 간 경제성장률 차이가 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지 그 추이를 살펴보는 경우가 많다. 준거(reference)로서 변동성이 우리나라보다 낮은 국가들의 실질임금 상승률 평균으로 삼았다. 준거와 각 국가의 실질임금 상승률 간의 동조화 정도를 측정하는 지표를 다음 식 (22)과 같이 계산하였다: 각 시점 t에 대해

$$Synchronization_{i,\,Reference,\,t} = -\left|\Delta w_{i,t} - \Delta w_{Reference,\,t}\right|. \quad (22)$$

여기에서 $\Delta w_{i,t}$와 $\Delta w_{Reference,\,t}$는 각 국가의 실질임금 상승률과 준거로 삼은 OECD 국가들의 실질임금 상승률의 평균을 각각 표현한다. <그림 Ⅶ-4>은 실질임금 상승률의 동조화 지수를 나타내었다.

<그림 Ⅶ-4>에는 우리나라가 겪은 1990년대 초중반 호황기와 1997년 외환위기 시기도 함께 살펴보기 위해 1991-2019년을 대상으로 표현하였다. 먼저 G10 국가들은 준거와의 격차가 작게 나타나는 편이며 시간이 지남에 따라 그 격차도 점차 작아지는 것을 파악할 수 있다.

<그림 Ⅶ-4> 실질임금 상승률 동조화



출처: OECD, 저자 계산

우리나라의 경우, 외환위기 이전인 1991-1996년은 우리나라의 호황기로, 실질임금 상승률은 평균적으로 4.95%이었으나 낮은 변동성 국가들은 평균 0.97% 정도였기 때문에 실질임금 상승률 동조성 지수에 큰 괴리를 볼 수 있다. 외환위기를 겪고 2000년대 초중반까지는 그러한 괴리가 줄어들다가 2008년 금융위기가 시작된 이후에는 다시 격차가 벌어지고 있는 것을 확인할 수 있다. 준거와의 동조성 지수는 아직 그 격차가 남아있는 상태지만 1990년대에 비해서는 점차 격차가 줄어들고 있다. 따라서 시간이 지나 경제가 성장함에

따라 점차 그 격차가 줄어들게 될 것으로 예상된다.

그렇다면 실질임금 상승률은 어느 수준으로 수렴한다고 전제하는 것이 타당할 것인가? 이 질문에 대해서 어떤 경우를 선진국의 정상상태로 보느냐에 따라 세 가지 답변을 할 수 있을 것이다. 첫 번째는 전체기간으로 설정한 1997-2019년 기간의 평균인 1% 수준으로 수렴한다고 볼 수 있다. 두 번째는 외환위기가 발생하기 전의 평균적인 실질임금 상승률인 1.3% 수준으로 볼 수도 있다. 세 번째는 외환위기 발생 이후의 실질임금 상승률 평균인 0.7% 정도로 볼 수 있다.

주요 선진국들은 2008년 금융위기를 전후로 실질임금 상승률 평균이 크게 달라졌는데, 우리나라는 그에 비해 큰 영향을 받은 편이 아니라고 평가받는다. 비록 금융위기에 의해 경기침체를 경험했지만 그 이후 빠르게 회복하여 금융위기 이전의 정상적인 성장국면으로 복귀하였다. 따라서 실질임금 상승률도 외환위기 이전 수준인 1.3% 수준으로 수렴할 수 있다.

그러나 우리나라는 대표적인 소규모 개방경제로, 다른 선진국과의 무역이나 금융거래 등의 비중이 높은 국가이다. Frankel and Romer (1999), Irwin and Tervio (2002) 등은 무역량과 경제성장은 내생성이 존재하며 이러한 내생성을 통제한 실증분석 결과, 무역이 경제성장에 미친 영향이 과소평가되었다고 주장한다. 비록 우리나라는 빠르게 회복되었다고 할지라도 다른 국가들이 잠재산출수준 하락에 의해 발생한 국제거래 감소에 의해 함께 산출수준이 하락할 가능성이 존재한다. 이러한 시나리오가 실현되는 경우에는 빠른 성장잠재력 회복의 효과가 희석될 가능성이 있으며, 이때에는 1997-2019년 기간의 평균인 1% 정도로 수렴할 것으로 보인다.

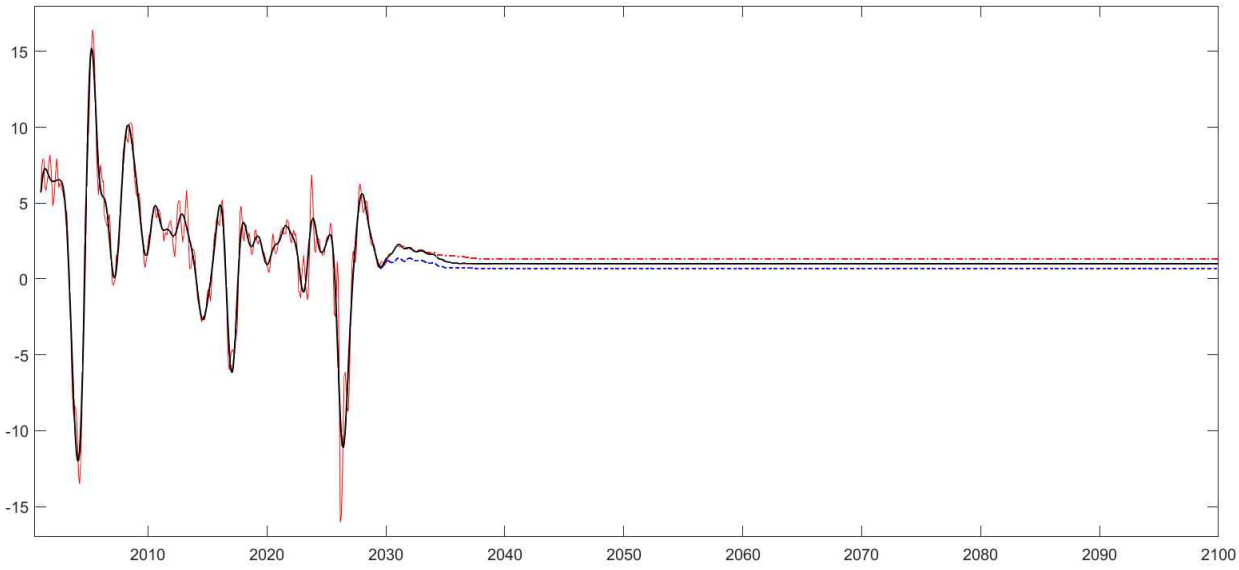
또 다른 가능성으로는 먼 미래에 우리나라의 성장잠재력 자체가 하락하는 경제위기를 겪게 되는 상황이 발생할 가능성이 있다. 비록 2008년 금융위기는 잘 넘겼지만 향후 우리 국민경제에 큰 파급력을 미치는 충격이 발생할 가능성을 배제하기 어렵다. 최근 코로나 19의 창궐과 이로 인한 경제위기가 하나의 사례일 수 있다. 현재의 코로나 19로 인한 경제위기가 단기적으로 잠재산출의 수준에만 영향을 미치는 것이 아니라 장기 성장추세에 영향을 미칠 수도 있다. 이러한 경우에는 주요 선진국들이 경험했던 2008년 글로벌 금융위기 수준으로 성장잠재력이 하락할 수 있다. 이 경우에는 금융위기 이후의 실질임금 상승률 평균 수준인 0.7% 정도의 실질임금 상승률이 실현될 수 있다.

이러한 세 가지 시나리오를 기반으로 하여 실질임금 상승률에 대한 전망을 하려고 한다. 인플레이션과 마찬가지로 가까운 미래는 요인모형을 이용한 경제예측을 시행하고, 먼 미래에 대해서는 세 가지 시나리오를 적용하여 1.3%, 1.0%, 0.7% 수준으로 수렴한다는 가정하여 전망한다. 실질임금 상승률에 대한 전망 결과는 다음 <표 Ⅶ-5>와 <그림 Ⅶ-5>에 제시하였다.

<표 Ⅶ-5> 실질임금 상승률 전망

	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3
2011-2020	1.5	1.5	1.5
2021-2030	1.0	1.0	1.0
2031-2040	0.9	1.3	1.6
2041-2050	0.7	1.0	1.3
2051-2060	0.7	1.0	1.3
2061-2070	0.7	1.0	1.3
2071-2080	0.7	1.0	1.3
2081-2090	0.7	1.0	1.3
2091-2100	0.7	1.0	1.3

<그림 Ⅶ-5> 실질임금 상승률 전망



향후 실질임금 상승률은 1.5% 수준에서 점진적으로 하락하여 1.0% 내외에서 유지될 것으로 전망된다. 그 이유는 우리 국민경제가 정상상태에 근접해 감에 따라 한계노동생산성 증가율이 선진국 수준으로 수렴하기 때문이라고 생각할 수 있다.

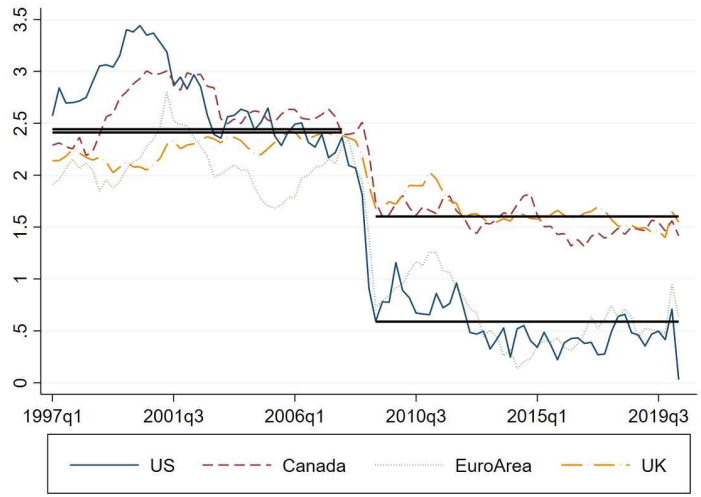
3. 실질이자율 전망

실질이자율도 실질임금 상승률과 같은 방식으로 전망한다. 한진희 외(2007), 신석하 외(2013)는 실질성장률 전망으로부터 얻어지는 한계자본생산성 자료를 이용하여 회귀분석하여 실질이자율(실질 회사채 수익률, AA-)을 전망하였다. 이러한 회귀분석이 의미가 있는 이유는 균형조건인 $r_t = MPK_t$을 만족하기 위해 장기적으로는 실질이자율과 한계자본생산성은 근접할 것이기 때문이다. 실제로, 실질이자율과 한계자본생산성은 단기적으로는 괴리가 있을 수 있지만, 장기적으로 비슷한 추이를 보이고 있다. 김성태·권규호·김지운(2016)은 한계자본생산성 뿐만 아니라 2001년과 2008년 더미변수를 추가하였다. 이는 외환위기 및 금융위기 이후의 추세적 변화를 통제하기 위한 조치이다. 한편, 단기전망의 정확도를 높이기 위해 신석하(2016)의 방법론을 추가적으로 활용하였다. 구체적으로 오차수정항을 비롯하여 자본시장 개방도, 취업자 증가율, 취업자 1인당 소득증가율, 감가상각률, 미국 실질이자율을 설명변수로 추가하였다. 그러나 제4차 국민연금 재정추계 과정에서 금융위기에 따른 저금리 현상이 소멸되지 않고 계속될 것을 전제한다는 비판이 제기되었다. 제4차 국민연금 재정추계에서는 취업자 1인당 부가가치증가율, TFP 증가율, 미국 장기 실질이자율을 이용하여 장기식을 추정하고, 장기식으로부터 추정된 오차수정항, 미국 장기 실질이자율 차분값, 우리나

라 경제성장률 차분값을 이용하여 단기식을 추정함으로써 실질이자율을 전망하였다. 그러나 이러한 방법을 이용하기 위해서는 경제성장률과 미국 실질이자율 등 설명변수에 대한 전망이 선행되어야 하므로 이용하기 어렵다는 문제점이 있다.

본 연구에서는 실질임금 상승률과 유사한 방법으로, 우리나라의 실질이자율이 시간이 지남에 따라 현재 정상상태에 근접한 국가들 수준으로 가까이 간다고 전제하여 전망하기로 한다.

<그림 Ⅶ-6> 중립적 이자율 추정치



출처: New York Fed

이러한 전망방법과 관련하여, 한국은행이 물가안정목표제를 도입하면서 운용목표변수가 지급준비금에서 한국은행 기준금리로 바뀌었다는 사실에 주목할 필요가 있다. 한국은행은 경제여건이 변화하더라도 기준금리를 조정함으로써 발표한 물가안정목표에 실제 물가상승률이 근접할 수 있도록 노력한다. 이와 관련된 이자율 개념은 중립적 실질이자율(neutral real interest rate: NRIR)이다. Blinder (1998)에 의하면 중립적 실질이자율은 중장기 시계에서 실제 GDP와 잠재 GDP가 일치(산출갭=0)하고 인플레이션 압력이 안정된 상태(인플레이션갭=0)에서의 실질단기이자율로 정의된다.[36] 따라서 중립적 실질이자율은 그 개념상 중장기적 관점에서 물가안정목표제와 잘 부합한다고 할 수 있다.

중립적 실질이자율을 추정하는 다양한 방법이 있지만, 본 연구와 가장 밀접한 연구로는 Laubach and Williams (2003)과 Holston, Laubach and Williams (2017)가 있다. Laubach and Williams (2003)은 비관측인자모형(unobserved component model)을 응용하여 미국의 중립적 실질이자율을 추정하는 모형을 제안하였고, 미국의 중립적 실질이자율이 잠재 GDP성장률의 추이에 따라 움직인다는 사실을 밝혔다. Holston, Laubach and Williams (2017)에서는 Laubach and Williams (2003)을 이용하여 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국의 중립적 실질이자율에 대하여 추정하였다. 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국은 모두 2008년 금융위기 이후 잠재 GDP성장률 하락을 경험하였으며 이에 따라 중립적 실질이자율이 함께 낮아졌다는 주장을 하였다. 이러한 하락의 원인은 국제적인 현상이며, 각 국가의 개별적인 요인(idiosyncratic national factor)보다는 모든 국가에 공통적으로 미치는 글로벌 요인(global factor)에 기인한 것이라고 분석하였다. <그림 Ⅶ-4>는 1997년 1분기부터 2020년 2분기까지의 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국의 중립적 실질이자율 추정치를 나타낸 것이다. 자료는 New York Fed로부터 획득했으며 Holston, Laubach and Williams (2017)의 방법론을 통해 추정한 것이다.

36) Gali (2015)와 Woodford (2003)은 중립적 실질이자율을 "물가가 매기마다 완전신축적으로 조정되는 상황에서의 실질이자율 수준"이라고 정의한다.

금융위기 이후 캐나다와 영국이 비슷한 중립적 실질이자율 수준을 보이고 있으며, 미국과 유로 지역 또한 유사한 것을 확인할 수 있다. 따라서 <그림 Ⅶ-6>에 1997년 1분기-2007년 4분기와 2009년 1분기-2020년 2분기의 기간에 대한 캐나다와 영국의 평균, 미국과 유로 지역의 평균을 검은 선으로 표현하였다. 금융위기 이전의 미국과 유로 지역의 평균은 2.411%, 영국과 캐나다의 평균은 2.443% 수준으로, 영국과 캐나다의 평균이 더 높지만 그 차이는 유의하지 않은 것으로 판단된다. 금융위기 이후의 경우에는 미국과 유로 지역의 평균은 0.589%, 영국과 캐나다의 평균은 1.602% 수준으로, 영국과 캐나다의 평균이 약 1.013%p 가량 더 높은 것으로 파악된다.

실질임금 상승률과 같은 방식으로, 중립적 실질이자율에 대해서는 선진국의 정상상태를 어떻게 전제하느냐에 따라 다음과 같은 네 가지 시나리오가 가능할 것으로 보인다. 첫째는 전체기간으로 설정한 1997년 1분기-2020년 2분기 기간의 미국, 캐나다, 유로지역의 평균인 1.85% 수준으로 수렴한다고 볼 수 있다. 두 번째는 외환위기가 발생하기 전의 평균인 2.43% 수준을 정상상태의 중립적 실질이자율로 볼 수 있다. 세 번째는 외환위기 발생 이후의 미국과 유로 지역의 평균인 0.59% 정도로 수렴한다고 볼 수 있다. 네 번째로는 외환위기 발생 이후의 캐나다와 영국의 중립적 실질이자율 평균인 1.60% 정도로 수렴한다고 볼 수도 있다.

이러한 네 가지 시나리오를 기반으로 하여 중립적 실질이자율에 대한 전망을 시행한다. 가까운 미래는 요인모형을 이용하여 전망하고, 먼 미래에 대해서는 네 가지 시나리오를 적용하여 2.43%, 1.85%, 1.60%, 0.59% 수준으로 수렴한다는 가정하여 전망한다.

<표 Ⅶ-6> 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국의 중립적 실질이자율 요약통계량

(a) 전체기간 (1997Q1-2020Q2)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
미국	1.6171	1.1251	0.0293	0.4898	1.4836	2.6354	3.4410
캐나다	2.0967	0.5609	1.3110	1.5619	2.2008	2.5836	3.0054
유로 지역	1.3724	0.7694	0.1372	0.6254	1.5477	2.0637	2.7987
영국	1.9528	0.3321	1.3981	1.6185	2.0260	2.2911	2.4220

(b) 금융위기 이전 (1997Q1-2007Q4)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
미국	2.7378	0.3611	2.1679	2.4258	2.6711	3.0045	3.4410
캐나다	2.6298	0.2367	2.1882	2.5049	2.5903	2.8493	3.0054
유로 지역	2.0849	0.2385	1.6827	1.9464	2.0623	2.1703	2.7987
영국	2.2554	0.1149	2.0234	2.1539	2.2778	2.3578	2.4220

(c) 금융위기 이후 (2009Q1-2020Q2)

	평균	표준편차	최소값	제1사분위수	중앙값	제3사분위수	최대값
미국	0.5360	0.2168	0.0293	0.3895	0.4880	0.6717	1.1567
캐나다	1.5619	0.1348	1.3110	1.4453	1.5533	1.6538	1.8149
유로 지역	0.6413	0.2952	0.1372	0.4310	0.6188	0.8413	1.2566
영국	1.6425	0.1388	1.3981	1.5576	1.6170	1.6965	2.0286

자료: New York Fed

기존의 연구에서는 3년 만기 AA-등급 회사채 수익률을 이용하여 가격변수 전망에 이용하였으나, 본 연구에서는 콜금리(무담보 전체)를 이용하였다. 그 이유는 만기위험이나 채무불이행 위험프리미엄이 포함되지 않은 무위험 이자율로 측정하는 것이 적절하다고 판단했기 때문이며, 중립적 실질이자율은 개념상 통화정책 기조와 크게 관련되어 있기 때문이다.

회사채나 국고채 수익률 등 여타 이자율에 대한 전망이 필요하다면 기존연구의 방식을 따라 콜금리를 이용하여 전망한 후 기간 및 신용스프레드를 구성하여 그 평균을 가감함으로써 국공채 만기별 수익률과 회사채 수익률에 대하여 전망할 수 있다.

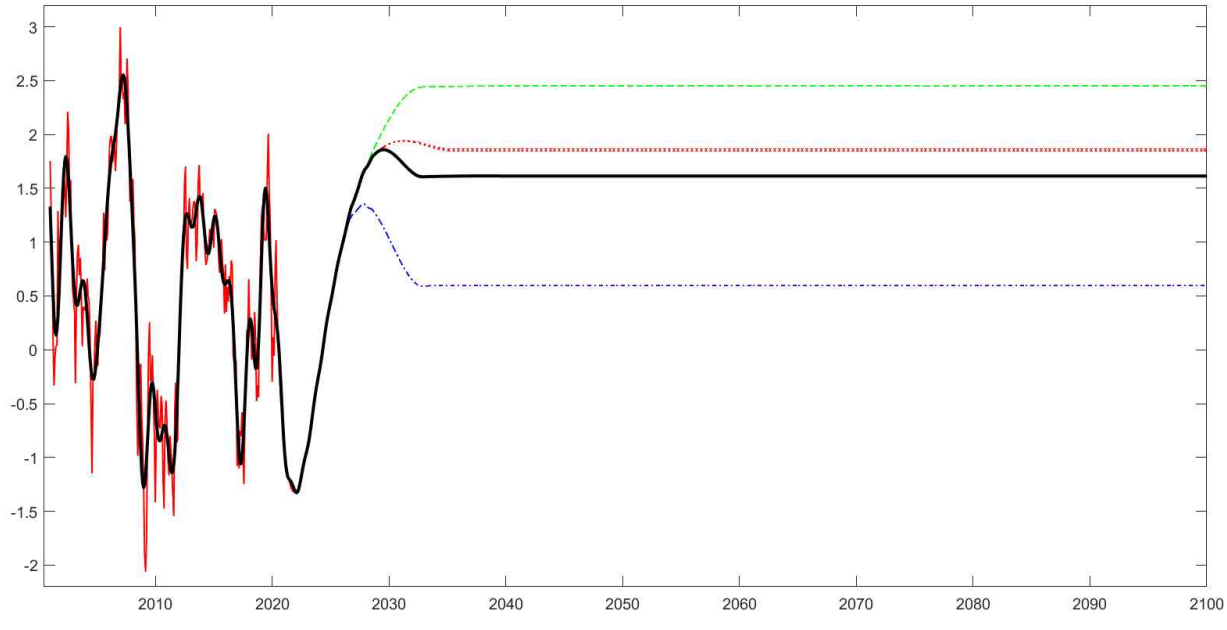
실질이자율에 대한 전망 결과는 다음 <표 Ⅶ-7>과 <그림 Ⅶ-7>에 나타내었다.

<표 Ⅶ-7> 실질이자율 전망

	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3	시나리오 4
2011-2020	0.4	0.4	0.4	0.4
2021-2030	0.4	0.6	0.6	0.7
2031-2040	0.6	1.6	1.9	2.4
2041-2050	0.6	1.6	1.9	2.4
2051-2060	0.6	1.6	1.9	2.4
2061-2070	0.6	1.6	1.9	2.4
2071-2080	0.6	1.6	1.9	2.4
2081-2090	0.6	1.6	1.9	2.4
2091-2100	0.6	1.6	1.9	2.4

2008년 글로벌 금융위기 이후 완화적 통화정책으로 저금리 기조가 지속되고 있기 때문에 2011-2020년까지의 평균적인 실질이자율 수준이 낮게 유지되고 있다. 그러나 경기가 점차 회복됨에 따라 실질이자율도 상승하여 일정한 수준을 유지할 것으로 보인다.

<그림 Ⅶ-7> 실질이자율 전망



Ⅷ. 결론 및 시사점

본 연구는 국민연금 재정추계에서 연금보험료 수입, 기금투자수익, 연금급여지출 등 재정수입과 재정지출 전반에 영향을 주는 가격변수의 전망에 관한 연구이다. 국민연금 재정추계의 신뢰성 제고를 위해서는 정밀한 가격변수 전망이 선행될 필요가 있다. 본 연구에서는 요인모형, 특히 단위근이 가지는 장기정보를 이용하는 Choi and Jeong (2020)의 모형을 이용하여 가격변수인 인플레이션, 실질이자율, 실질임금 상승률에 대하여 전망하는 작업을 하였다. 이에 더해, 과거의 자료를 이용한 계량모형은 먼 미래에 대한 전망에 한계가 있으므로 선진국의 경험과 중앙은행의 정책목표 등을 참조하였다.

전망 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 2011년-2020년 기간동안 평균 1.5% 수준이었던 물가상승률은 2020년 대에는 1.6%으로 소폭 상승할 것으로 전망되며, 먼 미래에는 한국은행의 물가안정목표 수준인 2% 수준에 도달할 것으로 보인다. 한국은행의 물가안정목표인 연간 2% 수준의 소비자물가 상승률은 여러 선진국에서도 채택하고 있는 목표이며, 후생을 극대화하는 물가상승률 수준이다. 또한, 물가안정목표는 경제주체의 기대 인플레이션에 영향을 주기 때문에 향후 유지될 것으로 판단된다. 둘째, 실질임금 상승률은 2020년대에는 1.0% 수준으로 하락하였다가 2040년대 이후로는 0.7%-1.3% 수준이 될 것으로 전망된다. 실질임금 상승률을 0.7%-1.3% 수준으로 전망한 이유는 우리 경제가 점차 정상상태에 근접하면서 OECD 가입국의 평균적인 실질임금 상승률에 수렴할 것으로 예상하기 때문이다. 셋째, 실질이자율 전망에서는 무담보 콜금리가 미국, 캐나다, 유로 지역, 영국의 중립적 실질이자율 추정치 수준으로 수렴할 것으로 보았다. 중립 실질이자율은 중장기 시계에서 실제 GDP와 잠재 GDP가 일치하고 인플레이션 압력이 안정된 상태에서의 실질단기이자율로 정의되며, 물가안정목표제 하에서의 실질이자율과 관련이 깊다. 2011년-2020년 기간동안 0.42% 수준이었던 실질 콜금리는 점차 선진국 수준인 0.59%-2.43% 수준으로 수렴할 것으로 전망하였다. 전망의 결과에 큰 불확실성이 내재하는 이유는 선진국의 정상상태를 어느 기준으로 두느냐에 따라 전망의 결과가 달라지는 것으로, 금융위기 전후의 선진국들의 중립적 실질이자율이 크게 차이가 나기 때문이다. 향후 우리 경제가 큰 구조변화를 겪는 상황까지 생각한다면 다양한 시나리오를 고려해 볼만 하다고 판단된다.

본 연구에는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 요인추출에 사용한 변수의 양과 질과 관련된 문제이다. 본 연구에서 사용한 요인모형은 대용량을 거시경제변수를 요구한다. 계량이론에서는 많은 수의 변수를 이용하여 요인을 추출할 것을 요구하고 있지만, 본 연구에서는 만족할 만큼의 변수를 포함시키지 못했다. 한편, 선행연구에서는 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 변수의 양뿐만 아니라 질 또한 요인추출에 중요한 요소임이 밝혀졌다. 추후에 요인모형에 이용하는 변수의 양과 질을 개선하는 작업이 필요하다고 생각한다.

둘째, 본 연구를 통해 비록 Choi and Jeong (2020)의 모형이 적은 수의 거시경제변수를 이용하면서도 기존의 요인모형에 비해 통계적으로 효율적임을 알 수 있었지만, 최선의 모형이었다고 장담하기는 어렵다. 여러 예측치를 이용한 예측조합(combination forecast)이 구조변화 등이 존재하는 상황에서도 강건함이 알려져 있으므로 본 연구의 요인모형의 예측치와의 조합을 통해 전망의 신뢰성이 개선되는지 살펴볼 필요가 있다.

세 번째는 먼 미래에 대한 전망에 관한 문제이다. 본 연구에서는 먼 미래에 대한 전망을 위해 선진국의 가격변수 수준을 파악하여 해당 수

준으로 수렴할 것을 전제하였다. 이 접근에서는 어느 상태로 수렴하는지 확정지을 수 없기 때문에 전망의 불확실성이 발생한다. 만약 잠재성장률에 대한 전망이 있다면 해당 정보를 이용하여 전망의 불확실성을 줄일 수 있다. 현재 국민연금연구원 내의 '전망모형 내부화 작업'이 진행되고 있으며 추후에는 잠재성장률 전망을 이용하여 장기전망을 신뢰성을 제고할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

국민연금연구원 (2018), "2018 국민연금재정계산 보고서 1: 국민연금 장기재정추계"

김성태·권규호·김지운 (2016), "국민연금 재정추계를 위한 거시경제변수 전망", 국민연금연구원 용역보고서 2016-01

김종진·형남원 (2018), "동태요인모형을 이용한 국제곡물 가격 예측," 농촌경제, 41(4), 한국농촌경제연구원, 29-51

김종화·이중식 (2005), "인플레이션 전망에 있어서 정보변수의 역할," 경제분석, 11(3), 한국은행 금융경제연구원, 34-58

박강우·이중식 (2009), "GDP 예측력 제고를 위한 동태요인모형 구축," 한국은행 조사통계월보 2009년 6월호, 27-60.

박형근 (2009), "물가안정목표제와 물가안정간의 연관성 분석," 한국은행 조사통계월보 2009년 5월호, 23-42

신석하 (2016), "국제금리를 고려한 실질이자율 장기전망 방법에 대한 실증연구," 국제경영리뷰, 20(2), 213-230

신석하·황수경·이준상·김성태 (2013), "한국의 장기 거시경제변수 전망," 기획재정부 용역보고서, 한국개발연구원.

유창호·노은영 (1998), "인플레이션 선행지표에 관한 연구," 한국은행 조사통계월보 1998.9월호, 11-35

유창호·노은영 (1999), "주요 정보변수와 인플레이션간의 관계 분석," 한국은행 조사통계월보 1999.3월호, 3-25

이동원·임성운 (2019), "수출의 기조적 흐름 판단을 위한 수출상황지수(ET-COIN) 개발," 한국은행 조사통계월보 7월호, 16-31

이동진·이은경 (2017), “실물·금융 정보를 종합적으로 활용한 경기상황지수(BOK-COIN) 시산,” 한국은행 조사통계월보 11월호, 16-34

장희창·방준호·이채령 (2019), “「2019년 이후 물가안정목표」의 의의,” 한국은행 조사통계월보, 73(1), 16-23

최병재·한진현 (2014), “월별자료를 이용한 예측조합에 의한 GDP 전망,” 한국은행 조사통계월보 2014년 11월호, 16-48

최창호·박근형 (2016), “우리나라의 적정 인플레이션 분석,” 한국은행 인플레이션보고서 2016년 1월호, 78-87

한진희·최경수·임경묵 (2007), “국민연금 장기재정추계를 위한 거시경제전망,” 한국개발연구원

厚生勞働省 (2014), “國民年金及び厚生年金に係る財政の現況及び見通し: 平成 26 年財政檢証結果レポート-”

Aastveit, K. A., and Trovik, T. (2012), “Nowcasting Norwegian GDP: The role of asset prices in a small open economy,” Empirical Economics, 42(1), 95-119

Andrews, D. W. (1991), “Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation,” Econometrica, 59(3), 817-858

Ash, R. (1999), “Probability and Measure Theory,” Academic Press

Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (1990), “Economic growth and convergence across the United States,” NBER Working Paper No. 3419

Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (1991), “Convergence across states and regions,” Brookings Papers on Economic Activity, 1, 107-82.

Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (1992), “Convergence,” Journal of Political Economy, 100(2), 223-251

Bai, J. (2003), “Inferential theory for factor models of large dimensions,” Econometrica, 71(1), 135-171

Bai, J. (2004), “Estimating cross-section common stochastic trends in nonstationary panel data,” Journal of Econometrics, 122(1), 137-183

Bai, J. and S. Ng, (2002), “Determining the number of factors in approximate factor models,” Econometrica, 70, 191-221.

Bai, J., and Ng, S. (2006), “Confidence intervals for diffusion index forecasts and inference for factor augmented regressions,” Econometrica, 74(4), 1133-1150

Billingsley, P. (2008), “Probability and Measure,” John Wiley & Sons

Blinder, A. S. (1998), “Central banking in theory and practice,” MIT Press

Boivin, J., and Ng, S. (2006), “Are more data always better for factor analysis?,” Journal of Econometrics, 132(1), 169-194

Chamberlain, G., and Rothschild, M. (1983), “Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets,” Econometrica, 51(5), 1281-1304

Choi, I. (2015), “Almost all about unit roots: Foundations, developments, and applications,” Cambridge University Press

Choi, I. and Hwang, S. (2013), “Forecasting Korean Inflation,” 응용경제, 14(3), 133-168

Choi, I. and Jeong, H. (2020), “Differencing versus Non Differencing in Factor Based Forecasting,” Journal of Applied Econometrics, 35(6), 728-750

Connor, G., and Korajczyk, R. A. (1986), “Performance measurement with the arbitrage pricing theory: A new framework for analysis,” Journal of Financial Economics, 15(3), 373-394

Connor, G., and Korajczyk, R. A. (1988), “Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology,” Journal of Financial Economics, 21(2), 255-289

D’Agostino, A., K. McQuinn and D. O’Brien (2012), “Now-casting Irish GDP,” OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis 2012(2), 21-31

Davidson, J. (1994), “Stochastic limit theory: An introduction for econometricians,” OUP Oxford

Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431

Diebold, F. X. and L. Kilian (2000), “Unit-root tests are useful for selecting forecasting models,” Journal of Business & Economic Statistics, 18(3), 265-273

Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” Econometrica, 64(4), 813-836

Engle, R. F., and Granger, C. W. (1987), “Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing,” Econometrica, 55(2), 251-276.

Frankel, J. A., and Romer, D. H. (1999), “Does trade cause growth?,” American Economic Review, 89(3), 379-399

Gali, J. (2015), “Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the new Keynesian framework and its applications,” Princeton University Press

Geweke, J. (1977). “The dynamic factor analysis of economic time series models,” in D. Aigner and A. Goldberger, eds, ‘Latent Variables in Socio-Economic Models’, North-Holland

Giannone, D., L. Reichlin, and D. Small (2008), “Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data,” Journal of Monetary Economics, 55(4), 665-676

Holston, K., Laubach, T., and Williams, J. C. (2017), “Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants,” Journal of International Economics, 108, S59-S75.

Irwin, D. A., and Terviö, M. (2002), “Does trade raise income?: Evidence from the twentieth century,” Journal of International Economics, 58(1), 1-18

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?,” Journal of Econometrics, 54(1-3), 159-178

Laubach, T., and Williams, J. C. (2003), “Measuring the natural rate of interest,” Review of Economics and Statistics, 85(4), 1063-1070

Levin, A. and J. Piger (2003), “Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?,” FRB St. Louis, Working Paper 2002-23, November 2003.

Matheson, T. (2006), “Factor model forecasts for New Zealand,” International Journal of Central Banking, 2(2), 169-237

McCracken, M. W., and Ng, S. (2016), “FRED-MD: A monthly database for macroeconomic research,” Journal of Business & Economic Statistics, 34(4), 574-589

Nelson, C. R., and Plosser, C. R. (1982), “Trends and random walks in

macroeconomic time series: some evidence and implications," Journal of Monetary Economics, 10(2), 139-162.

Newey, W. K., and West, K. D. (1994), "Automatic lag selection in covariance matrix estimation," The Review of Economic Studies, 61(4), 631-653

Office of the Chief Actuary (2018), "Actuarial Report (30th) on the Canada Pension Plan," The Office of Superintendent of Financial Institutions Canada.

Office of the Chief Actuary (2020), "Long-Range OASDI Projection Methodology (2020)," The United States Social Security Administration.

Office of the Chief Actuary (2020),, "The Long-Range Economic Assumptions for the 2020 Trustees Report," The United States Social Security Administration.

Pagan, A. (2003), "Report on modelling and forecasting at the Bank of England," mimeo, Bank of England.

Phillips, P. C. (1987), "Time series regression with a unit root," Econometrica, 55(2), 277-301

Phillips, P. C., and Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression," Biometrika, 75(2), 335-346

Rünstler, G., K. Barhoumi, S. Benk, R. Cristadoro, A. Den Reijer, A. Jakaitiene, P. Jelonek, A. Rua, K. Ruth and C. Van Nieuwenhuyze (2009), "Short term forecasting of GDP using large datasets: a pseudo real time forecast evaluation exercise," Journal of forecasting, 28(7), 595-611.

Said, S. E., and Dickey, D. A. (1984), "Testing for unit roots in

autoregressive-moving average models of unknown order," Biometrika, 71(3), 599-607

Sargent, T. J. and C. A. Sims (1977), "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much A-priori Economic Theory,"Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Papers No. 55

Stock, J. H. and M. W. Watson (2002a), "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors," Journal of the American Statistical Association, 97, 1167-1179

Stock, J. H. and M. W. Watson (2002b), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," Journal of Business and Economic Statistics, 20, 147-162

The Treasury (2014), "Treasury's medium-term economic projection methodology," The Australian Government.

The Treasury (2015), "2015 Intergenerational Report," The Australian Government.

Tikanmäki, H. & Lappo, S. & Merila, V. & Nopola, T. & Reipas, K. & Sankala, M. (2019), "Statutory Pensions in Finland Long-term Projections 2019," Finnish Centre for Pensions, Reports.

Woodford, M. (2003), "Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy," Princeton University Press.

부록 1. 단위근 시계열의 개념 및 그 성질

1980년대 초반까지는 거의 대부분의 경제분석에서 시계열 자료가 안정성(stationarity)을 만족한다는 가정 하에서 연구가 이루어져 왔다.[37] Nelson and Plosser (1982)는 미국의 주요 경제시계열 대부분이 단위근을 갖는다는 검정결과를 보고하였다. 그 이후 발표된 많은 이론적·실증적 연구들에 의해 다수의 경제·금융변수들이 안정적 시계열보다는 단위근을 가지는 불안정적(nonstationary) 시계열에 의해 보다 잘 모형화됨이 알려지게 되었다. 구체적으로 주식가격, 이자율, 환율 등 금융변수들은 단위근 모형의 일종인 임의보행 과정(random walk process)에 의해 잘 설명되며, GDP, 소비자물가지수, 통화량 등은 추세가 있는 임의보행 과정(random walk process with drift)에 의해 잘 설명됨이 보고되고 있다. 따라서 현실설명력과 예측력이 더욱 뛰어난 시계열분석모형을 작성하기 위해서는 단위근 과정(unit root process)에 대한 이해가 필요하다.[38]

다음의 간단한 형태의 AR(1) 모형을 통해 단위근의 성질을 살펴보고자 한다. 논의의 편의를 위해 시계열 $\{y_t\}$가

37) 전통적인 시계열분석에서는 확정적 추세모형을 주로 이용하였다. 확정적 추세모형 중 대표적인 것은 선형시간추세(t)와 그 제곱항(t^2) 등을 포함시키는 것이다. 이 경우에도 시계열 자료의 평균이 시간이 지남에 따라 변하게 되므로 불안정적 시계열자료(nonstationary time-series)라고 할 수 있다. 그럼에도 확정적 추세를 포함하는 시계열모형은 전통적인 회귀분석이론을 적용하여 분석할 수 있다.

38) 단위근을 이해하기 위해서는 Wiener 과정, 함수중심극한정리(invariance principle or functional central limit theorem), Ito 정리 등 확률과정(stochastic process)과 확률미적분학(stochastic calculus) 등 고급수학이 필요하다. 그러나 이러한 내용은 본 연구의 범위를 벗어나므로 설명을 생략한다. 단위근에 대한 설명이 필요하면 Choi (2015)를, 확률과정론 및 확률미적분학에 대한 개관을 위해서는 Davidson (1994)을 참고하라.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{A1}$$

와 같은 자료생성과정(data generating process: DGP)에 의해 생성되었다고 하자. 여기에서 오차항으로 쓰인 $\{\varepsilon_t\}$는 자기상관이 없고 평균 0이며, 시간에 관계없이 분산이 σ^2로 동일하게 주어지는 백색잡음(white noise)이라고 하자. 식 (A1)의 AR(1) 모형은 매우 간단하지만 실제 경제자료를 이용한 추정 및 예측에서 사용하는 모형으로 일반화할 수 있다. 식 (A1)을 시차연산자(lag operator) B을 이용하여

$$(1-\rho B)y_t = \varepsilon_t \tag{A2}$$

라고 쓸 수 있다.[39] 이때 시차연산자 B를 변수 z로 대체하고 다항식을 0이라고 두면 특성방정식(characteristic equation)

$$1-\rho z = 0 \tag{A3}$$

을 얻는다. 이때 $\rho=1$ 또는 -1이면 특성근(characteristic root)은 $z^*=1$ 또는 -1이 된다.[40] 따라서 식 (A1)의 AR(1) 모형에서 $\rho=\pm1$인 경우에 "시계열 $\{y_t\}$가 단위근을 갖는다"라고 한다. 경제학에서는 $\rho=1$인지에 대해 관심을 갖는 경우가 대부분이므로 본 연구에서는 앞으로 $\rho=1$만을 고려하기로 한다.[41]

39) 시차연산자 L은 $Ly_t = y_{t-1}$로 정의된다.

40) 만약 $|\rho|<1$이면 특성근은 단위원판 밖에 위치한다(lie outside the unit circle). 이에 더해, 만약 근이 실수(real number)라면 $|z^*|>1$인 값이 특성근이 된다.

41) $|\rho|>1$인 경우에는 explosive root를 가지게 되며, $|\rho|=1$인 경우와 마찬가지로 안정성을 만족시키지 못한다. 그러나 이 경우는 경제학 모델링에는

식 (A1)로 주어진 AR(1) 모형에서 $|\rho|<1$이면 시계열 $\{y_t\}$는 가역적(invertible)이 되어, 교란항 $\{\varepsilon_t\}$의 현재 및 과거값들에 의해

$$\begin{aligned} y_t &= \varepsilon_t + \rho\varepsilon_{t-1} + \rho^2\varepsilon_{t-2} + \cdots + \rho^{t-1}\varepsilon_1 + \rho^t y_0 \\ &= \rho^t y_0 + \sum_{i=1}^{t} \rho^i \varepsilon_{t-i} \end{aligned} \tag{A4}$$

와 같은 MA(∞) 형태로 표현할 수 있다. 이 때 자기상관함수는

$$\gamma(k) \equiv E(y_t y_{t-k}) = \frac{\rho^{|k|}}{1-\rho^2}\sigma^2 \tag{A5}$$

와 같이 시간 t와 무관하게 주어지게 되며, 시계열 $\{y_t\}$는 안정적 시계열이 된다.

식 (A4)와 (A5)에 나타낸 결과는 $|\rho|<1$이라는 조건 하에서만 성립한다. 만약 $\rho=1$, 즉 단위근이 존재하는 경우에는 식 (A4)로 주어진 무한합이 잘 정의되지 않으며, 따라서 식 (A5)도 성립하지 않는다. 실제로 $\rho=1$인 경우에는 식 (A1)을

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i \tag{A6}$$

로 나타낼 수 있다. 논의의 편의상 초기치 y_0가 비확률적으로 주어졌다고 가정하면, y_t의 분산은

적합하지 않기 때문에 제외하기로 한다.

$$var(y_t) = t\sigma^2 \tag{A7}$$

이 되므로, 단위근 시계열의 분산은 시간에 비례해서 무한히 증가한다는 사실을 알 수 있다. 따라서 이 경우 분산이 시간에 의존하는 불안정적 시계열이 된다.

단위근을 갖는 시계열은 충격에 대한 반응(response to shock)에 있어 안정적 시계열과는 근본적으로 다른 성질을 가진다. 시점 $t=0$에 한 단위의 충격(unit shock)이 식 (A1)의 AR(1) 모형의 $\{\varepsilon_t\}$에 가해졌을 때, 이에 대한 $\{y_t\}$의 반응은 시점이 $t=0, 1, 2, 3, \cdots$로 경과함에 따라

$$1,\ \rho,\ \rho^2,\ \rho^3,\ \cdots \tag{A8}$$

으로 주어진다. 여기에서 $|\rho|<1$, 즉 $\{y_t\}$가 안정적 시계열이라면 충격에 대한 반응은 기하학적으로 작아지며 결국에는 소멸하게 된다. 충격의 효과가 일시적(transient)이어서 시간이 지남에 따라 소멸된다고 하는 것은 시계열이 평균으로 회귀(mean reversion)한다는 것을 뜻한다. 안정적 시계열의 시간경로는 평균선을 중심으로 이를 크게 벗어나지 않으면서 움직인다. 시계열의 움직임에 어떤 정상수준이 있으면 이보다 높은(낮은) 값이 실현될 경우 장차 그 값이 떨어질(올라갈) 것으로 예상할 수 있다는 의미이다.

이와 달리, $\rho=1$, 즉 $\{y_t\}$가 단위근 시계열의 경우이면 식 (A8)에서 충격의 효과가 1의 값으로 영속적으로 보존된다. 안정적 시계열에서는 외부에서 가해진 충격에 대한 반응이 일시적인 반면, 단위근 모형에서는 영속적(permanent)이라는 차이가 있다. 충격의 반응

이 영속적이라 함은 시계열의 움직임이 평균에서 벗어난 수준에서 영원히 머무를 수 있다는 것을 의미한다. 다시 말해, 단위근 시계열은 회귀할 정상수준이 의미있게 존재하지 않는다. 만약 어떤 자산가격이 단위근 모형을 따른다면 가격이 비정상적으로 높다거나 혹은 낮다고 말할 수 없으며, 가격이 이번 시점에서 오른 만큼 미래의 언젠가 그에 상응하는 정도로 다시 떨어진다고 볼 수 없다.

본 연구와 관련하여 가장 주목할 만한 점은 단위근 시계열이 확률적 추세(stochastic trend)를 갖는다는 사실이다. 단위근 시계열은 시간경로에 대하여 완만하게 움직이는 어떤 추세(trend)가 포함되어 있는 것처럼 움직인다. 그러나 시간추세(time trend)와는 달리 단위근이 포함하는 추세는 장기간에 걸쳐 완만하고 부드러운 움직임을 가지며 나타나는 시계열의 장기 구성성분(long-run component)이다. 확정적 추세(deterministic trend)와 달리 단위근 시계열의 경로가 보여주는 추세는 예측할 수 없다는 특징이 있다. 이러한 확률적(stochastic)인 성격을 가지는 이유로 단위근 시계열을 지칭할 때 "시계열이 확률적 추세를 갖는다"라고도 표현한다.

단위근이 존재할 때 식 (A1)은 차분 연산 $\Delta = 1 - L$을 이용하여

$$\Delta y_t = \varepsilon_t \qquad \text{(A9)}$$

로 표현할 수 있다. 여기에서 $\{\varepsilon_t\}$가 백색잡음(white noise)이라고 가정했으므로 차분을 적용함으로써 안정적인 시계열을 얻을 수 있음을 알 수 있다.[42] 실증적으로 대부분의 단위근 시계열은 1번의 차분을 통해 안정적 시계열이 된다는 것이 알려져 있다. 예외적으로 주요국들의 물가지수는 2번의 차분을 통해 안정적 시계열을 얻을 수 있음이 보고되고 있다.[43] 이로부터 d번 차분을 함으로써 안정성을 얻을 수 있는 시계열을 "$I(d)$ 적분 시계열 (integrated of order d)"이라고 하며, 안정적 시계열의 경우는 "$I(0)$ 시계열"이라고 부르기도 한다. 단위근과 관련된 이론 및 실증분석은 대부분 $I(1)$ 시계열에 초점이 맞춰져 있으며, 간혹 드물게 $I(2)$ 시계열에 대해서도 분석하기도 한다.

안정적 시계열은 전통적인 계량이론을 적용할 수 있기 때문에 안정성을 확보하기 위해 단위근 시계열을 차분한 다음 분석에 이용하는 경우가 많다. 그러나 차분된 시계열은 단기적인 현상에 대한 분석이나 예측에만 적합하다. 그 이유는 단위근 시계열을 차분함으로써 안정성을 확보할 수 있으나 단위근 시계열이 지닌 낮은 주파수대에서의 정보, 즉 장기정보를 잃기 때문이다. 차분 필터의 제곱전이함수(power transfer function) $|g(\omega)|^2 = 2(1-\cos\omega)$가 구간 $(0, \pi]$에서 ω에 대한 증가함수인 이유로 π 근처에서 높은 값을 가진다. 차분은 높은 진동수대를 증폭시키는 고주파수대필터(high-pass filter)의 일종이며 단기 추세항을 증폭시키는 역할을 한다.

단위근 시계열의 성질에 대한 지금까지의 논의를 다음과 같이 정리할 수 있다.

(i) 단위근을 가지는 시계열은 더 많은 관측치를 확보함에 따라 변동이 더 크게 나타난다. $\rho = 1$일 때 초기값 y_0이 비확률변수이면 t가 무한대로 가까이 감에 따라 $Var(y_t) \to \infty$이 된다.

42) $\{\varepsilon_t\}$가 백색잡음이라는 가정 대신 독립동일분포(i.i.d.)를 따른다고 가정하면 식 (A1)의 $\{y_t\}$는 무작위보행과정(random walk process)이 된다. 만약 Ω_t가 t 시점까지의 정보집합일 때 $E(\varepsilon_t|\Omega_{t-1}) = 0$이라고 가정하면 식 (A9)로부터 $\{y_t\}$는 마팅게일과정(martingale process)을 따르게 된다.

43) 이를 달리 말하면 주요국들의 인플레이션이 $I(1)$ 과정을 따른다고 말할 수 있다. 한편, 우리나라의 인플레이션은 문헌에서 $I(0)$ 과정을 따르는 것으로 보고되고 있다. 우리나라의 인플레이션은 다른 선진국들에 비해 낮은 지속성을 가지고 있다는 점에서 특징적이라고 할 만하다.

이는 모든 t에 대하여 $Var(y_t)=\sigma^2/(1-\rho^2)$이 되어 특정 범위 내에 유계(bounded)되는 안정적 시계열인 경우(즉 $|\rho|<1$일 때)와 대조적이다.

(ii) $\rho=1$일 때에는 오차항에 충격이 가해지면 그 효과가 미래 y_t의 값에 대하여 영속적(permanent effect)인 것이 특징이다. 이는 충격의 효과가 점차 감소하여 사멸되는 $|\rho|<1$인 경우와 대조된다.

(iii) 안정적 시계열의 시간에 따른 경로는 기댓값(또는 평균)을 중심으로 하여 크게 벗어나지 않으면서 움직인다. 이를 가리켜, 평균으로 회귀하는 성향(mean reversion)이 있다고 말한다. 이와 달리 단위근 시계열은 평균회귀성향이 존재하지 않는다.

(iv) $\rho=1$일 때 t가 무한대로 가면 자기상관함수(autocorrelation function)는 모든 시차에 대하여 1로 수렴하게 된다. 이는 $|\rho|<1$인 경우와 크게 다르다.

(v) 단위근이 존재할 때에는 스펙트럴 밀도함수(spectral density function) f_{yy}가 원점 0에서 무한대의 값을 갖는다. 다시 말해, $f_{yy}(0)=\infty$이 된다.[44] 이는 $|\rho|<1$일 때 $f_{yy}(0)<\infty$인 것과 대조된다. 즉, 단위근 시계열에는 낮은 주파수대의 정보, 즉 장기정보가 강력하게 존재함을 의미한다.

44) 스펙트럴 밀도함수는 자기공분산(autocovariance)을 푸리에 변환(Fourier transform)함으로써 시간 위에서 정의된 정보를 주파수(frequency) 위의 정보로 바꾸어서 분석할 수 있도록 해준다. 여기에서 $f_{yy}(0)$은 시계열의 장기정보를 포함하고 있으며, 자기상관이 강하면 강할수록 스펙트럴 밀도함수는 원점 0의 주파수대에서 뾰족한 형태를 보인다. 많은 경제시계열들이 원점을 중심으로 뾰족한 형태를 보이는 것으로 알려져 있다.

단위근이 포함된 시계열은 중심극한정리를 이용하는 전통적인 회귀분석모형을 이용하여 분석하기 어렵다. AR 모형의 경우, 안정성이 확보된 시계열을 사용하면 OLS 추정량이 점근적으로 표준정규분포를 따르는 반면, 단위근이 존재하는 시계열에서는 점근적으로 Wiener 확률과정의 함수로 나타나는 비표준적 분포(nonstandard distribution)를 따르기 때문이다(Phillips, 1987). 또한, 두 단위근 시계열 사이의 선형결합(linear combination)을 통해 확률적 추세를 사라지게 하는 공적분(cointegration)의 가능성이 존재하지만, 두 시계열 사이에 아무런 관계가 없음에도 불구하고 유의한 추정결과가 나타나는 가성회귀문제(spurious regression problem)가 발생할 가능성도 존재한다.[45]

45) Engle and Granger (1987)는 단위근 시계열 간에 안정적 시계열을 만들어내는 선형결합이 존재할 수도 있으며, 이때 전통적인 계량이론을 적용할 수 있음을 밝혀냈다. 이러한 선형결합이 존재하는 경우를 가리켜 "시계열 간에 공적분 관계(cointegrating relationship)가 존재한다"라고 하며, 단위근 시계열들이 단기적으로는 서로 괴리가 발생할 수 있지만, 장기적으로는 장기균형(long-run equilibrium)을 유지할 수 있음을 보인 것이다. 공적분 관계에 대한 연구를 공로로 인정받아 2003년 노벨 경제학상을 수상했다. 공적분의 개념은 단위근 시계열들이 가지고 있는 장기정보를 이용한 대표적인 연구 중 하나이다.

부록 2. 실제 관측치를 이용한 표본외 예측

<표 A-1> 표본외 예측: 인플레이션(실제 관측치)

h=1	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.2723	0.9309
AR(NonDiff)	0.2895	0.9897
D	0.2925	1.0000
AR(Diff)	0.2958	1.0113
h=3	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4793	0.8649
AR(NonDiff)	0.5501	0.9926
D	0.5542	1.0000
AR(Diff)	0.5611	1.0125
h=6	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4811	0.7541
AR(NonDiff)	0.6328	0.9918
D	0.6380	1.0000
AR(Diff)	0.6521	1.0221
h=12	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3788	0.6035
AR(NonDiff)	0.7466	1.1894
D	0.6277	1.0000
AR(Diff)	0.8809	1.4034
h=18	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.6451	0.7782
AR(NonDiff)	0.6616	0.7981
D	0.8290	1.0000
AR(Diff)	0.8467	1.0214
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5655	0.5443
AR(NonDiff)	0.6103	0.5874
D	1.0389	1.0000
AR(Diff)	1.0432	1.0041
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5771	1.0109
AR(NonDiff)	0.7566	1.3253
D	0.5709	1.0000
AR(Diff)	1.0937	1.9157
h=48	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5910	0.7550
AR(NonDiff)	0.7808	0.9974
D	0.7828	1.0000
AR(Diff)	0.8721	1.1141
h=60	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5100	0.3932
AR(NonDiff)	0.8851	0.6824
D	1.2971	1.0000
AR(Diff)	1.1655	0.8985

<표 A-2> 표본외 예측: 실질이자율(실제 관측치)

h=1	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.2935	0.9265
AR(NonDiff)	0.3070	0.9691
D	0.3168	1.0000
AR(Diff)	0.3134	0.9893
h=3	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5271	0.8403
AR(NonDiff)	0.5198	0.8286
D	0.6273	1.0000
AR(Diff)	0.5613	0.8948
h=6	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5368	0.7316
AR(NonDiff)	0.5679	0.7740
D	0.7337	1.0000
AR(Diff)	0.6503	0.8863
h=12	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.3264	0.4397
AR(NonDiff)	0.6026	0.8117
D	0.7424	1.0000
AR(Diff)	0.7100	0.9564
h=18	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5723	0.9583
AR(NonDiff)	0.5964	0.9987
D	0.5972	1.0000
AR(Diff)	0.8500	1.4233
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.4940	0.5204
AR(NonDiff)	0.5734	0.6041
D	0.9492	1.0000
AR(Diff)	0.7671	0.8082
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.5153	0.8842
AR(NonDiff)	0.6151	1.0554
D	0.5828	1.0000
AR(Diff)	0.5997	1.0290
h=48	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.6711	1.0453
AR(NonDiff)	0.7258	1.1305
D	0.6420	1.0000
AR(Diff)	0.5393	0.8400
h=60	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.6105	0.3857
AR(NonDiff)	0.6097	0.3852
D	1.5829	1.0000
AR(Diff)	0.8439	0.5331

<표 A-3> 표본외 예측: 실질임금 상승률(실제 관측치)

h=1	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	0.6244	0.8833
AR(NonDiff)	0.7469	1.0566
D	0.7069	1.0000
AR(Diff)	0.7451	1.0540
h=3	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.5850	0.8696
AR(NonDiff)	1.7569	0.9639
D	1.8227	1.0000
AR(Diff)	1.8296	1.0038
h=6	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.5962	0.7515
AR(NonDiff)	2.0926	0.9852
D	2.1241	1.0000
AR(Diff)	2.1844	1.0284
h=12	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.5417	0.7197
AR(NonDiff)	2.1347	0.9965
D	2.1421	1.0000
AR(Diff)	2.2013	1.0276
h=18	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.9022	0.9492
AR(NonDiff)	1.9340	0.9650
D	2.0041	1.0000
AR(Diff)	2.0632	1.0295
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	2.0601	0.8981
AR(NonDiff)	2.1027	0.9166
D	2.2939	1.0000
AR(Diff)	2.2709	0.9900
h=24	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	1.7874	1.2205
AR(NonDiff)	2.1682	1.4805
D	1.4645	1.0000
AR(Diff)	1.6454	1.1235
h=48	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	3.0335	1.3998
AR(NonDiff)	2.4433	1.1275
D	2.1671	1.0000
AR(Diff)	1.7518	0.8084
h=60	실제 관측치	
	RMSE	RMSE 비율
L	2.3643	1.7519
AR(NonDiff)	2.5301	1.8747
D	1.3496	1.0000
AR(Diff)	1.3740	1.0181

연구보고서 2020-19
국민연금 재정계산을 위한 가격변수 전망모형 구축 및 개선 연구

2021년 4월 인쇄
2021년 4월 발행
발행인 : 김 용 진
편집인 : 이 용 하
발행처 : 국민연금공단 국민연금연구원
전북 전주시 덕진구 기지로 180(만성동)
TEL : 063-713-6774 FAX : 063-900-3250

ISBN