



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원 저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리와 책임은 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)



박사학위논문

전월세전환율의 장기균형과
단기 조정과정에 관한 연구



한성대학교 대학원

경제 · 부동산학과

부동산학전공

도경수

박사학위논문
지도교수 이용만

전월세전환율의 장기균형과
단기 조정과정에 관한 연구

A Study on the Long-run Equilibrium and Short-run
Adjustment of the Rent to Cheonsei Ratio



한성대학교 대학원
경제 · 부동산학과
부동산학전공
도경수

박사학위논문
지도교수 이용만

전월세전환율의 장기균형과
단기 조정과정에 관한 연구

A Study on the Long-run Equilibrium and Short-run
Adjustment of the Rent to Cheonsei Ratio

위 논문을 부동산학 박사학위 논문으로 제출함

2015년 12월 일

한성대학교 대학원
경제 · 부동산학과
부동산학전공
도경수

도경수의 부동산학 박사학위논문을 인준함

2015년 12월 일

심사위원장 _____인

심사위원 _____인

심사위원 _____인

심사위원 _____인

심사위원 _____인

국 문 초 록

전월세전환율의 장기균형과 단기 조정과정에 관한 연구

한성대학교 대학원
경제 · 부동산학과
부동산학전공
도 경 수

전월세전환율이 2000년대 초반 이후로 현재까지 지속적으로 하락하고 있는데, 이는 1997년 외환위기 이후에 발생한 금융자유화와 저금리 체제 때문인 것으로 알려져 있다. 그러나 전월세전환율은 단기적으로 시장이자율과 달리 움직이기도 하였는데, 이러한 괴리현상은 전월세전환율이 장기적으로는 시장이자율과 동행하여 움직이지만 단기적으로는 별도로 움직일 수 있다는 것을 의미한다.

본 논문에서는 전월세전환율이 시장이자율과 동행하는지의 여부를 이론적으로 살펴보고, 만약 동행하고 있다면 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기 균형관계와 단기 조정과정을 실증분석하여 현실이 이론처럼 움직이는지 여부를 확인할 것이다.

이론적으로 시장이자율의 변화는 전월세 시장의 변화를 통해 전월세전환율을 변화시킨다. 그러나 시장이자율의 변화에 대해 전월세전환율은 즉각적으로 조정되지 않고 전월세시장에서 전세가격과 월세가격을 변화시키는 등의 조정 과정을 거쳐 서서히 시차를 두고 변화한다. 이러한 이론에 따라 장기 균형관계와 단기 조정과정을 실증분석하였다.

실증분석의 자료는 각 지역별로 장기의 전월세전환율 시계열자료(전국, 수도권, 서울, 6대광역시, 지방)를 구축하였으며, 시장이자율의 대용변수로 국고채 3년 수익률을 사용하였다. 분석방법은 공적분함수, 상태공간모형, 오차수정

모형, 벡터오차수정모형을 통해 분산분해분석과 충격반응분석 등 다양한 모형을 사용하였다.

실증분석 결과, 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간에는 장기적으로 균형 관계가 있는 것으로 확인되었다. 장기적으로 각 지역별 전월세전환율은 ‘지방(130%) > 전국(103%) > 6대 광역시(100%) > 수도권(92%) > 서울(87%)’의 순으로 국고채 3년 수익률을 반영하였고, 위험 프리미엄의 크기는 ‘지방(6.7%p) > 6대 광역시(6.3%p) > 전국(5.9%p) > 수도권(5.7%p) > 서울(5.3%p)’의 순서였다.

상태공간모형의 분석결과를 보면 2008년을 정점으로 위험 프리미엄은 지속적으로 하락하고, 국고채 3년 수익률은 지속적으로 상승하였다. 이는 저금리에 따른 위험 프리미엄이 하락하고 차입제약이 완화되면서, 전월세전환율이 장기적으로 국고채 3년 수익률의 움직임을 좀 더 민감하게 따라가게 된 것으로 보인다.

전월세전환율이 국고채 3년 수익률과 장기적인 균형관계를 이탈해 있을 때, 균형오차를 수정하는 속도는 ‘서울(7.3%) > 수도권(6.0%) > 6대 광역시(4.9%) > 전국(4.6%) > 지방(4.0%)’의 순서였다. 이는 자금차입에 대한 제약 정도나 거래빈도에 따라 달라진다고 볼 수 있다.

분산분해 분석 결과, 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 영향은 시간이 지남에 따라 지역별로 약간의 차이는 있으나, 대략 50%정도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 단기 조정과정이 서서히 이루어지는 것과 관련 있는 것으로 보인다. 충격반응 분석의 결과에서도 마찬가지로 전월세전환율의 변동은 국고채 3년 수익률의 충격이 있을 때 시간이 지남에 따라 점차 반응이 커지는 결과를 확인할 수 있었다.

위와 같은 실증분석의 결과를 통해 전월세전환율과 국고채 3년 수익률은 장기적으로는 균형관계가 존재하고, 단기적으로는 시차를 두고 서서히 균형 전월세전환율로 조정 되고 있다는 사실을 확인하였다. 이러한 결과는 상태공간모형 분석과 분산분해 분석, 충격반응 분석의 결과와 일치한다.

【주요어】 주택임대차시장, 전월세전환율, 이자율, 장기균형관계, 단기조정과정

목 차

I. 서 론	1
1.1 연구의 배경과 목적	1
1.2 연구의 방법과 구성	6
II. 이론 및 선행연구 검토	9
2.1 전월세전환율과 시장이자율의 관계	9
2.1.1 전세제도의 특징과 전월세전환율의 개념	9
2.1.2 전월세전환율과 시장이자율과의 관계 도출을 위한 가정들 ..	12
2.1.3 임대인의 균형조건	14
2.1.4 임차인의 균형조건	16
2.1.5 임대인과 임차인의 동시적 균형조건	18
2.2 선행연구 검토	23
2.2.1 전월세전환율의 결정에 관한 연구	24
2.2.2 기타 전월세전환율과 관련된 연구	29
1) 전·월세 선택에 관한 연구	30
2) 전세가격 및 월세가격의 결정요인에 대한 연구	31
2.2.3 연구의 차별성	33
III. 실증분석	38
3.1 이론적 모형과 자료	38
3.1.1 전월세전환율의 조정과정에 대한 이론적 모형	38
3.1.2 자료의 구축	42

3.1.3 자료의 시계열적 특성	49
3.2 지역별 전월세전환율의 장기균형 및 단기 조정과정 분석	52
3.2.1 전월세전환율의 장기균형관계	52
1) 전국	53
2) 수도권 지역	56
3) 서울 지역	58
4) 6대 광역시 지역	60
5) 지방	63
6) 소결	65
3.2.2 전월세전환율의 단기조정 과정	66
1) 전국	67
2) 수도권 지역	67
3) 서울 지역	68
4) 6대 광역시 지역	69
5) 지방	70
6) 소결	71
3.3 분산분해 및 충격반응 분석	73
3.3.1 지역별 분산분해 분석 결과	73
3.3.2 지역별 충격반응 분석 결과	80
3.3.3 소결	84
 IV. 결 론	87
 4.1 연구의 성과와 시사점	87
4.2 연구의 한계	90
 참고문헌	92
 ABSTRACT	95

표 목 차

<표 1> 상황별 임대인과 임차인의 전·월세 선택	20
<표 2> 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기균형에 관한 선행연구와 차이점	37
<표 3> 실증분석에 사용 가능한 전월세전환율 자료의 종류	43
<표 4> 전월세전환율 자료별 스프레드의 평균	46
<표 5> 전월세전환율 및 시장이자율의 단위근 검정 결과	50
<표 6> 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간의 공적분 검정 결과	51
<표 7> 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과	53
<표 8> 전국 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과	55
<표 9> 수도권 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과	56
<표 10> 수도권 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과	57
<표 11> 서울 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과	59
<표 12> 서울 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과	60
<표 13> 6대광역시 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과	61
<표 14> 6대광역시 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과	62
<표 15> 지방 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과	63
<표 16> 지방 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과	64
<표 17> 전국 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과	67
<표 18> 수도권 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과	68
<표 19> 서울 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과	69
<표 20> 6대광역시 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과	70
<표 21> 지방 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과	71
<표 22> 전국 분산분해 분석 결과	75
<표 23> 수도권 분산분해 분석 결과	76
<표 24> 서울 분산분해 분석 결과	77
<표 25> 6대광역시 분산분해 분석 결과	78
<표 26> 지방 분산분해 분석 결과	79
<표 27> 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 지역별 분산분해 결과	84

그 림 목 차

<그림 1> 연구의 체계	8
<그림 2> 전세와 보증금부 월세, 그리고 월세의 전월세전환율	11
<그림 3> 시장 이자율 하락에 따른 전월세시장의 변화	22
<그림 4> 시장이자율 변화에 따른 전월세전환율의 장단기 변화	38
<그림 5> 전월세전환율의 장기 시계열 자료의 구축 방법 및 과정	44
<그림 6> 수도권 전월세전환율의 추이(주택 종합 기준)	47
<그림 7> 주택금융신용보증기금의 전세자금대출에 대한 보증 증가율	48
<그림 8> 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 추이	49
<그림 9> 전국 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동	55
<그림 10> 수도권 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동	58
<그림 11> 서울 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동	60
<그림 12> 6대광역시 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동	62
<그림 13> 지방 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동	64
<그림 14> 국고채 3년 수익률과 지역별 전월세전환율 간 충격반응분석 결과	81

I. 서 론

1.1 연구의 배경과 목적

전국의 전월세전환율은 전체 주택(주택 종합)을 기준으로 할 때, 2000년대 초 15%대를 보였는데 2015년 중반에는 7%대로까지 하락하였다. 같은 기간에 서울의 전월세전환율은 2000년대 초 14%대였는데, 2015년 중반에는 6%대로 하락하였다.¹⁾ 전월세전환율이란 전세를 월세로 환산하거나 월세를 전세로 환원할 때 적용되는 비율인데, 전월세전환율이 하락하였다는 것은 전세가 월세에 비해 상대적으로 비싸졌다는 것이다. 다른 한편으로 보자면 전월세전환율이 하락하였다는 것은 월세가 전세에 비해 상대적으로 싸졌다는 의미이기도 하다.

전월세전환율이 2000년대 이후 지속적으로 하락하게 된 데에는 1997년의 외환위기 이후 진행된 금융자유화와 저금리 체제에 기인한다는 견해가 있다. 금융자유화로 인해 가계가 금융기관으로부터 대출을 받기가 용이해졌고, 저금리 체제로 인해 주택담보대출금리와 신용대출금리가 지속적으로 하락하면서 전월세전환율도 지속적으로 내려가게 되었다는 것이다.

달리 말하면, 저금리의 영향으로 인해 임대인은 전세를 놓을 때의 자기자본 수익률보다 월세를 놓을 때의 자기자본 수익률이 더 높기 때문에 전세를 기피하게 되고, 임차인은 월세보다 전세의 주거비용이 적게 들어가기 때문에 전세를 선호하게 된다는 것이다. 이럴 경우 전세의 공급은 줄어드는 반면 전세의 수요는 늘어나기 때문에 전세가격은 상승하게 된다. 반대로 전세의 대체재인 월세는 공급이 늘어나고 수요가 줄어들면서 월세가격이 하락하게 된다. 그 결과 전월세전환율은 하락한다는 것이다.²⁾ 특히 2007년 금융위기 이후 저금리 체제가 장기화되고 가계의 차입계약이 완화되면서 전월세전환율의 하락속

1) 2000년대 전월세전환율 수치는 KB국민은행의 전월세전환율 자료에 기초한 것이고, 2015년의 전월세전환율 수치는 한국감정원의 전월세전환율 자료에 기초한 것이다.

2) 이용만(2011)은 외환위기 이후 금융자유화 및 저금리 체제가 전세가격 상승을 가져왔다고 보고 있다.

도도 빨라지고 있는 것으로 보인다.

그러나 전월세전환율은 시장이자율이 하락한다고 해서 함께 하락하지 않고, 시장이자율과 다르게 움직이기도 한다. 예를 들어 2005년 초부터 2008년 중반 사이에 국고채 금리나 주택담보대출금리 등은 상승세를 보였으나, 같은 기간에 전월세전환율은 여전히 하락 내지는 횡보하는 모습을 보였다.³⁾ 이 때문에 전월세전환율은 시장이자율과는 별도로 움직인다는 시각도 있다.

이러한 시각의 기저에는, 전세금이란 임대인이 투자수익률을 극대화하기 위한 레버리지 수단이라는 주장이 깔려 있다. 금융기관으로부터의 차입계약이 있을 경우 임대인은 임차인으로부터 자금을 차입하여 주택을 매입하게 되는데, 이때 임대인이 얻게 되는 투자수익률이 곧 전월세전환율이라는 것이다. 다시 말해 금융기관으로부터 차입을 하지 못할 때 임대인은 임차인으로부터 전세금을 차입하게 되는데, 전세금을 차입하는 것만큼 투자수익이 줄기 때문에 전세금의 기회비용인 투자수익률이 곧 전월세전환율이라는 것이다.⁴⁾

이때 전세의 투자수익률은 주택가격상승에 대한 기대와 가구구성의 변화, 그리고 전세 투자에 따른 위험 프리미엄 등에 의해 영향을 받는데, 이런 것들은 시장이자율과는 별도로 결정된다는 것이다. 이런 시각은 전월세전환율의 결정요인을 이해하는데 도움을 주고 있기는 하나, 전월세전환율이 2000년대 초반부터 지속적으로 하락하는 현상을 설명하기에는 충분하지가 않다. 예를 들어 2000년 초부터 중반까지 주택가격이 빠르게 상승하면서 주택가격상승에 대한 기대도 올라갔을 것으로 보이는데, 이 시기 전월세전환율은 지속적으로 하락해 왔었다.

전월세전환율이 시장이자율을 따라 가는지 여부는 최근의 전세가격 상승 원인을 이해하는데 상당히 중요한 의미를 가진다고 볼 수 있다. 만약 전월세전환율이 시장이자율을 따라 가는 것이라면, 최근의 전세가격 상승은 시장이

3) 본 논문 [그림 8] 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 추이를 살펴보면, 2008. 8. 경까지 국고채 3년 수익률은 횡보 내지 상승하고 있으나 이에 반해 전월세전환율은 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다.

4) 전세를 임대인의 레버리지 효과 추구로 보는 입장에서는 전세금 또는 보증금을 레버리지의 수단으로 본다. 이때 임대인은 자기투자자본에 대한 수익을 극대화하는데, 전세로부터 얻을 수 있는 수익이 전세금이나 보증금의 기회비용이라는 것이다. 이창무·정의철·최소의(2009) 참조.

자율의 하락에 기인하는 것이라고 볼 수 있기 때문이다. 반면에 전월세전환율이 시장이자율과 관계없이 움직이는 것이라면, 최근의 전세가격 상승은 인구 구조의 변화나 주택가격 상승에 대한 기대감 하락 등에 따른 것으로 볼 수 있을 것이다.

최근에 전월세전환율은 시장이자율과 거의 같은 추세를 보이면서 하락하고 있다. 예를 들어 국고채 3년 수익률은 2009년 1월에 3.4%에서 2015년 8월에 1.7%로 떨어졌는데, 같은 기간 전월세전환율은 전국의 주택종합 기준으로 10.0%에서 7.3%로 떨어졌다.⁵⁾

최근의 추세만을 놓고 볼 때, 전월세전환율은 시장이자율을 따라 간다고 볼 수도 있다. 하지만 전월세전환율이 시장이자율을 따라 간다고 하면, 2005년 초부터 2008년 중반까지 나타났던 전월세전환율과 시장이자율간의 상반된 움직임을 설명하기가 어렵다.

그러나 만약 전월세전환율이 장기적으로는 시장이자율을 따라가고 단기적으로는 시장이자율과 달리 움직인다면, 2005년 초부터 2008년 중반까지 나타난 전월세전환율과 시장이자율의 괴리를 설명할 수는 있다. 즉, 전월세전환율은 단기적으로는 시장이자율과 괴리가 있을 수 있지만, 장기적으로 보면 결국은 시장이자율과 같은 방향으로 움직인다고 볼 수도 있을 것이다. 이는 전월세전환율이 시장이자율과 장기적인 균형관계를 갖고 있으면서, 균형이탈이 있을 경우 단기적으로 이를 서서히 조정해 나가는 것으로 해석할 수 있다는 것이다.

만약 전월세전환율이 시장이자율과의 균형이탈 부분을 조정하면서 장기적인 균형관계를 유지해 나간다면, 이러한 과정은 금융시장에서 주택담보대출이나 전세자금대출 등을 얼마나 쉽게 받을 수 있느냐 여부에 따라 차이가 있을 수 있다. 시기적으로 볼 때 2000년대 보다는 2010년대에 주택담보대출이나 전세자금 대출이 보다 크게 확대되었기 때문에, 시장이자율의 변화에 따른 전월세전환율의 장단기 변화는 시기별로 차이를 보일 수 있다는 것이다.

본 논문에서는 전월세전환율이 시장이자율의 변화에 따라 가는지 여부를 먼저 이론적으로 살펴보고자 한다. 그리고 만약 이론적으로 전월세전환율이

5) 2009년 1월의 전월세전환율은 KB국민은행에서 공표한 전월세전환율이고, 2015년 8월의 전월세전환율은 한국감정원에서 공표하는 전월세전환율이다.

시장이자율을 따라 가는 것으로 나타나면, 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기 균형 및 단기 조정과정을 실증적으로 분석함으로써 현실이 이론처럼 움직이는지 여부를 확인해 보고자 한다.

그동안 전월세전환율이 어떻게 결정되는지에 대한 많은 연구가 있었다. 대표적인 연구로 이창무·정의철·이현석(2002), 이창무·정의철·최소의(2009), 최창규·지규현(2007, 2008), Lee and Chung(2010), 류강민·지규현·이창무(2013), 최성호·이창무(2009), 배형(2014), 김동중·윤성호(2015) 등이 있다. 이들 연구들은 대개 임대인의 투자수익률 측면에서 전월세전환율이 어떻게 결정되는가를 분석하고 있다.⁶⁾ 임차인 입장에서 전월세전환율이 어떻게 결정되는지를 분석한 연구는 매우 드문데, 이창무·최소의·제민혜(2009)는 설문조사를 가지고 임차인의 특성에 따라 전월세전환율이 달라진다는 점을 보인 바 있다. 반면에 임재만(2009), 성명재(2011), 이용만(2012) 등은 임대인과 임차인의 동시적 균형에 의해 전월세전환율이 어떻게 결정되는가를 이론적으로 분석한 바 있다.

이 중에서 이창무·정의철·최소의(2009)는 2002년 9월부터 2007년 12월까지의 강남구와 노원구의 아파트를 분석대상으로 하여 전월세전환율과 CD금리, 회사채수익률 간의 장기균형관계를 조사하였는데, 전월세전환율이 시장이자율과 반대로 움직이고 통계적 유의성도 없는 것으로 확인한 바 있다.⁷⁾

전월세전환율과 시장이자율 간의 관계에 대한 연구는 매우 드문 편이다. 이용만(2012)은 KB국민은행에서 발표했던 2001년 8월부터 2011년 3월까지의 전월세전환율을 가지고 주택담보대출금리와의 장기균형 및 단기 조정과정을 분석하였는데, 전월세전환율은 주택담보대출금리와 장기적인 균형관계를 갖고 있고, 단기적으로 균형으로부터 이탈이 있을 경우 이를 장기간 조정해 나간다

6) 임대인 입장에서 전세의 수익률을 계산할 때, 전세금을 차입금(부채 레버리지)으로 보느냐, 아니면 운용수익용 자산으로 보느냐에 따라 수익률이 달라지고 전월세전환율에 대한 해석이 달라질 수 있다. 임대인 입장에서 전월세전환율이 어떻게 결정되는가에 대한 논의는 주로 이 두 가지 상반된 가정을 둘러싸고 벌어지고 있다.

7) 이창무·정의철·최소의(2009)에서는 시계열 기간이 짧아서 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 관계를 보기에는 한계가 있었던 것으로 보인다. 이 논문은 전월세전환율의 결정기제를 확인하기 위하여 운영소득가설과 레버리지 가설에 따라 전월세전환율, 시장이자율(CD금리, 회사채수익률), 자본환원율, 기대가격상승률의 패널자료를 구축한 후, 횡단면·시계열회귀분석 기법으로 실증하였다.

는 점을 밝힌 바 있다.

이런 점에서 본 논문은 이용만(2012)의 연구와 같은 목적의식을 갖고 있다. 다만 본 논문은 이용만(2012)과는 달리 보다 장기의 지역별 전월세전환율 자료를 이용하여 장기균형조건 및 단기 조정과정을 살펴보고, 상태공간모형(state space model)을 통해 시기에 따른 균형조건의 차이를 확인하고, 벡터 오차수정모형(VECM : vector error correction model)을 통해 이자율 충격에 따른 전월세전환율의 장기적인 변화를 살펴본다는 점에서 차이가 있다.

본 연구 결과는, 전월세전환율이 실질적으로 시장이자율의 움직임을 따라가고 있는지, 시장이자율의 변화에 의해 유발된 전월세시장의 불균형이 해소되는 데 어느 정도의 시간이 걸리는지 등에 대한 해답의 실마리를 제공해 줄 수 있으리라고 믿는다.



1.2 연구의 방법과 구성

본 논문에서는 전월세전환율과 시장이자율과의 장기적인 균형관계와 단기적인 균형이탈 조정과정을 분석하기 위해 우선 전월세전환율과 시장이자율 간의 이론적인 관계부터 살펴보도록 한다.

그 다음, 전월세전환율과 시장이자율 간의 이론적 관계에 근거하여 공적분 함수(co-integration function)를 추정하여 두 변수간의 장기적인 균형관계를 살펴본다. 그리고 상태공간모형을 이용하여 두 변수간의 장기적인 균형관계가 시기별로 어떻게 변화해 왔는가를 살펴본다.

전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 균형관계를 추정하고 난 뒤에는 오차수정모형(ECM : error correction model)을 통해 두 변수가 단기적으로 균형오차를 어떻게 조정하는지를 살펴본다.

마지막으로, 벡터자기회귀모형(VAR : vector auto regression) 모형의 일종인 벡터오차수정모형(VECM)에서 충격반응분석(impulse-response analysis)과 분산분해분석(variance decomposition analysis)을 통해 시장이자율의 변화에 따른 전월세전환율의 변화의 크기를 살펴보고자 한다.

현재 이용할 수 있는 전월세전환율 자료는 크게 세 가지가 있다. 하나는 KB국민은행에서 2001년 8월부터 2011년 초반까지 공개하였던 전월세전환율 자료이다. 이 자료는 그 당시 KB국민은행에서 공표하던 ‘전국주택가격동향조사’라는 통계자료에 수록되어 있다. 또 다른 하나는 한국감정원에서 2010년 6월부터 2014년 12월까지 공개하였던 월세이율이라는 자료이다. 이 자료는 한국감정원이 공표하는 ‘월세가격동향조사’라는 통계자료에 수록되어 있다. 이 두 자료는 이른바 조사가격에 기초한 것이다. 마지막 또 하나의 자료는 한국감정원에서 공표하는 ‘전국주택가격동향조사’에⁸⁾ 수록되어 있는 전월세전환율 자료이다. 이 자료는 전월세 실거래자료를 이용하여 추정한 전월세전환율 자료이다. 이 자료는 2015년부터 공표되기 시작하였지만, 자료 수록기간은 전월세 실거래자료가 수집되기 시작한 2011년 1월부터이다.

8) ‘주택가격동향조사’는 주택가격 및 전세가격의 동향을 조사하여 월별로 공표하는 국가통계로, 2012년 이전까지는 KB국민은행에서 조사하고 공표해 왔었는데, 국가통계위원회의 결정에 따라 2012년부터는 한국감정원에서 조사하고 이를 공표하고 있다.

본 논문에서는 이 세 가지 자료를 이용하여 전월세전환율에 대한 장기시계열 자료(2001년 8월부터 2015년 8월까지 14년 자료)를 구축하여 실증 분석에 사용하고자 한다. 세 가지 자료를 이용하여 장기 시계열 자료를 구축할 경우, 지역별 전월세전환율 자료는 구축할 수 있지만 주택유형별 전월세전환율 자료는 구축할 수가 없다. 이 때문에 본 논문에서는 분석 대상이 지역으로 한정되며, 해당 지역도 전국, 수도권, 6대 광역시, 지방(8개도), 서울로 한정된다. 시장이자율 자료는 국고채 3년 수익률 자료를 사용하도록 한다.

본 연구는 4개의 장으로 구성되어 있으며, 다음과 같이 전개한다. 제1장에서는 본 연구의 배경과 목적, 연구의 방법과 구성을 제시하고, 제2장에서는 임대인 및 임차인의 균형조건과 전월세전환율의 결정에 대해 이론적인 검토를 수행한다. 그리고 선행연구에 대하여 살펴본 뒤, 본 연구의 차별성에 대하여 서술하도록 한다. 제3장에서는 실증분석을 위한 이론적 모형을 설정한 뒤, 전월세전환율에 대한 장기시계열을 구축하고 시계열의 특성을 분석한다. 그리고 장기균형함수와 오차수정모형을 추정하고, 상태공간모형을 통해 장기균형이 시기에 따라 어떻게 차이 나는지를 살펴본다. 이어서 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 충격반응분석과 분산분해분석을 하여 시장이자율에 충격이 발생했을 때 전월세전환율이 어떻게 반응하는지를 분석한다. 마지막으로 제4장에서는 연구성과를 요약하고, 정책적 시사점, 연구의 한계와 향후 연구과제를 제시한다.

<그림 1> 연구의 체계

제 1 장 서론

- 연구의 배경 및 목적
- 연구의 구성



제 2 장 이론적 배경과 선행연구 검토

- 이론적 검토
- 선행연구 검토
- 연구의 차별성



제 3 장 실증분석

- 이론적 모형과 자료
- 전월세전환율과 이자율의 조정과정
 : 공적분 함수, 상태공간모형, 오차수정모형
- 충격반응분석과 분산분해분석



제 4 장 결 론

- 연구 결과에 대한 요약
- 정책적 시사점 및 연구의 한계

II. 이론 및 선행연구 검토

2.1 전월세전환율과 시장이자율의 관계

2.1.1 전세제도의 특징과 전월세전환율의 개념

전세제도는 ‘자금에 대한 대차(貸借)’와 ‘주택에 대한 임대차(賃貸借)’가 결합된 제도로 우리나라에만 있는 독특한 임대차제도인 것으로 알려져 있다.⁹⁾ 임대인은 집을 빌려주고(주택 임대) 전세금을 받았다가(자금 차입) 임차인이 퇴거하면 전세금을 돌려준다. 반면 임차인은 전세금을 주고(자금 대부) 집을 빌렸다가(주택 임차) 전세금을 받으면 집을 비워준다.

전세제도에서 임대인은 임차인에게 집을 빌려주었기 때문에 임대료를 받아야 하지만 임대료를 받지 않으면, 임차인으로부터 전세금을 빌렸기 때문에 이자를 지불해야 하지만 이자를 지불하지 않는다. 임차인 입장에서 보면, 임대인에게 전세금이라고 하는 목돈을 빌려주었기 때문에 이자를 받아야 하나 이자를 받지 않고, 임대인에게 집을 빌렸기 때문에 임대료를 내야 하나 임대료를 내지 않는다. 임대료와 이자가 상호 상각이 되는 것이다. 이런 점에서 전세금에 대한 기회비용이 곧 임대료라고 할 수 있다.

전세금 대비 임대료 비율을 흔히 전월세전환율이라고 부른다. 전세금을 C 라고 하고, 전세 대신 완전 월세로 세를 놓았을 때 받을 수 있는 임대료를 R 이라고 할 때, 전월세전환율은 다음과 같다.

$$Y = \frac{R}{C} \quad (1)$$

9) 전세제도는 우리나라에만 있는 제도인 것으로 알려져 왔었는데, 남미의 볼리비아 등에서도 우리나라의 전세제도와 유사한 제도가 있다는 것이 최근 알려졌다. 이에 대해서는 김경환 (2012), 김진유(2014) 등을 참조하라.

최근에는 전세도 아니고 월세도 아닌, 그 중간쯤에 해당하는 보증금부 월세(또는 반전세)가 일반화되면서, 전월세전환율의 개념이 좀 더 복잡해졌다. 예를 들어 전세금 C 보다 적은 D 라는 보증금을 받고($C \geq D$), 그 대신 $R(D)$ 라는 월세를 받는다고 가정해 보자. 이때 $R(D)$ 는 보증금 D 에 따라 달라지는데, D 가 커질수록 $R(D)$ 는 작아진다. 즉, $\frac{\partial R(D)}{\partial D} < 0$ 이다.

보증금이 하나도 없으면 완전 월세가 되면서 $R(0) = R$ 이 된다. 그리고 보증금 규모가 전세와 동일하면($C = D$) 임대료를 하나도 안내므로 $R(C) = 0$ 이 된다.

이때 임차인 입장에서 보면, $(C - D)$ 만큼의 보증금을 덜 내는 대가로 $R(D)$ 만큼의 월세를 내야 하므로, 임차인 입장에서 본 보증금부 월세의 전월세전환율은 다음과 같이 된다.

$$Y = \frac{R(D)}{C - D} \quad (2)$$

반면, 임대인 입장에서 보면 D 만큼의 보증금을 받는 대신 $R - R(D)$ 만큼의 월세를 못 받으므로, 임대인 입장에서 본 보증부 월세의 전월세전환율은 다음과 같이 된다.

$$Y = \frac{R - R(D)}{D} \quad (3)$$

(2)식에서 $D = 0$ 이면(즉, 보증금이 하나도 없는 완전 월세의 경우), (2)식은 (1)식이 된다. 또 (3)식에서 $D = C$ 이면(즉, 보증금이 전세와 동일한 경우), (3)식은 (1)식이 된다.

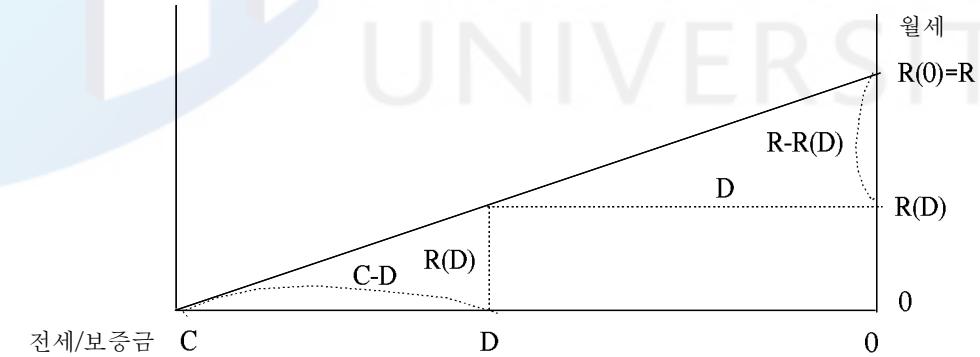
사실 보증금 D 의 변화에 따른 보증금부 월세 $R(D)$ 의 변화가 선형

(linear)이라면 (1)식과 (2)식, (3)식은 모두 동일하다.

다음의 [그림 2]는 이런 관계를 보여준다. [그림 2]에서 X 축은 전세금/보증금의 규모를 보여준다. C 지점은 전세를 나타내고(이때의 전세금 규모가 C), D 지점은 보증금부 월세를 나타낸다(이때의 보증금이 D). 그리고 0지점은 완전 월세를 나타낸다. 이때 보증금은 0이다. Y 축은 월세의 크기를 나타낸다. ' $R(0)=R$ '은 완전 월세 때 받는 임대료 규모를 나타낸다. $R(D)$ 는 보증금이 D 인 보증금부 월세 때 받는 임대료 규모를 나타낸다. 전세일 때에는 월세는 0이다.

만약 보증금이 감소함에 따라 늘어나는 임대료가 선형(linearity)이라면, [그림 2]에서 보다시피 R/C 와 $R(D)/(C-D)$, 그리고 $(R-R(D))/D$ 가 모두 같은 값을 가진다.

<그림 2> 전세와 보증금부 월세, 그리고 월세의 전월세전환율



그런데 보증금 D 의 변화에 따른 보증금부 월세 $R(D)$ 의 변화가 비선형(nonlinear)이라면, (1)식과 (2)식, (3)식은 모두 다르다. 만약 보증금 D 의 변화에 따른 보증금부 월세 $R(D)$ 의 곡선이 원점에 대해 오목(concave) 하다면, (2)식에 의한 전월세전환율은 (1)식이나 (3)식에 의한

전월세전환율보다 더 낮다.

이는 보증금부 월세의 경우 전월세전환율을 어떻게 계산하느냐에 따라 측정된 값이 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 현재 보증금부 월세는 대개 (2)식을 통해 전월세전환율을 측정하고 있다. 그러나 전세와 완전 월세만 있다고 가정할 경우, 보증금 D 의 변화에 따른 보증금부 월세 $R(D)$ 의 변화가 비선형이던 선형이던 간에 관계없이, 전월세전환율은 (1)식에 의해 측정되기 때문에 측정 방식에 따른 차이는 없게 된다.

2.1.2 전월세전환율과 시장이자율과의 관계 도출을 위한 가정들

전세제도는 자금에 대한 대차와 주택에 대한 임대차가 결합된 제도인데다가, 임대인과 임차인은 전세뿐만 아니라 월세, 또는 보증금부 월세를 선택할 수 있기 때문에 전월세전환율이 어떻게 결정되는지 이해하는 것이 쉽지가 않다.

이에 대해 이용만(2012)은 전세시장과 월세시장만 존재한다고 가정하고(보증금부 월세시장은 없다고 가정), 전세와 월세의 선택에서 임대인의 균형조건과 임차인의 균형조건을 도출하였다. 그리고 두 균형조건이 동시에 만족할 때 전월세시장도 동시에 균형을 이룬다고 보았다. 그리고 전세시장과 월세시장이 동시에 균형을 이룰 때의 전월세전환율을 균형 전월세전환율이라고 부르고, 이 균형 전월세전환율이 시장이자율과 임대인 및 임차인의 위험 프리미엄으로 구성된다는 점을 밝힌 바 있다.

그리고 시장이자율이 변할 때, 전세시장과 월세시장에서 수요와 공급이 바뀌면서 전세가격과 월세가격이 새로운 균형을 찾아가고, 이에 따라 전월세전환율도 새로운 균형을 찾아가는 과정을 이론적으로 보여준 바 있다.

본 논문에서는 이용만(2012)의 논리에 따라 전월세전환율이 어떻게 시장이자율의 변화에 따라 변화하는가를 이론적으로 살펴보고자 한다.¹⁰⁾ 이를 위해 우선 임대차시장에는 전세와 월세만 존재하고, 임대인과 임차인은 전세나 월

10) 여기에 나오는 식들과 설명은 이용만(2012)과 이용만·도경수(2015)에 나오는 식들과 설명을 재정리한 것이다.

세 중 하나를 선택한다고 가정한다. 여기서 월세란 보증금이 없는 순수 월세를 말한다. 물론 임대차시장에는 전세와 월세 외에 다양한 형태의 보증금부 월세가 존재하지만, 이론적 모형을 단순화하기 위해 전세와 월세만 존재한다고 가정한다.¹¹⁾ 여기서 ‘월세’란 보증금이 없는 완전 월세를 의미한다. 완전 월세라 하더라도 월세 미납 등을 고려하여 월세의 10배 내외를 보증금(deposit)으로 받는 것이 일반적이다. 그럼에도 불구하고 여기서는 이론적 모형을 단순화하기 위해 완전 월세의 경우 보증금을 없는 것으로 가정한다.

그리고 임대인과 임차인은 무위험자산 수익률 i 로 자금을 차입할 수도 있고, 자금을 운용할 수도 있다고 가정한다. 물론 이런 가정은 현실과 상당한 거리가 있다. 임대인과 임차인 사이에 신용차이에 따라 차입금리가 다르고, 자금차입 금리와 자금운용 금리가 다르다는 것은 너무 당연하다. 그럼에도 불구하고 모형을 단순화하기 위해 이런 가정을 하는데, 뒤에서는 이런 가정을 완화할 것이다.

또한 임대인은 임대주택을 전세로 놓거나 월세로 놓거나 간에 동일한 자기 자금을 가지고 있다고 가정한다. 임차인 또한 임대주택을 전세로 얻거나 월세로 얻거나 간에 동일한 자기자금을 가지고 있다고 가정한다. 보다 구체적으로 가정하자면, 임대인은 가격이 P 인 주택을 구입하여 임대를 놓는데 전세금에 해당하는 C 만큼은 차입을 하고 그 나머지는 $(P - C)$ 만큼은 자기자금으로 자금을 조달한다고 가정한다. 이때 이 주택을 전세로 놓을 경우 C 는 전세금으로 조달하게 되고, 이 주택을 월세로 놓을 경우에는 C 만큼을 금융기관으로부터 차입한다고 가정한다.¹²⁾ 그리고 임차인은 전세를 얻을 경우 C 만큼을 금융기관으로부터 차입할 수가 있고, 월세를 얻을 경우에는 차입이 없이 임차를 한다고 가정한다.

11) 선택 대상이 전세와 보증금부 월세만 있다고 가정하거나, 또는 보증금부 월세와 (완전)월세가 있다고 가정하더라도 이론적 모형의 결과는 달라지지 않는다. 이용만(2011, 2012) 참조.

12) 임대인의 투자수익률이 어떻게 결정되는가에 대한 기존 연구들은 대부분, 전세를 놓을 경우 레버리지를 사용하여 주택을 구입하고, 월세를 놓을 경우 자기자본으로 주택을 구입하는 것으로 가정하고 있다. 이 경우 전세와 월세의 선택 간에 자본구조의 차이가 존재하게 된다. 본 연구에서는 임대인이 전세를 선택하던 월세를 선택하던 간에 레버리지 비율은 동일한 것으로 가정하고 있다. 금융자유화로 인해 임대인은 월세를 선택하더라도 레버리지를 일으킬 수 있기 때문에 전세나 월세나 임대인의 자본구조는 같은 것으로 가정한다.

이상과 같은 가정 하에 임대인의 투자수익률과 임차인의 임차비용을 비교해 봄으로써, 전세와 월세의 선택에 있어서 임대인 및 임차인의 균형조건을 도출해 보고자 한다. 그리고 이런 임대인과 임차인의 균형조건을 통해 전월세 전환율이 어떻게 결정되는지를 살펴보고자 한다.

2.1.3 임대인의 균형조건

임대인은 주택을 전세로 놓거나 월세로 놓거나 간에 자기자본 수익률 (return on equity)이 동일해야 전세와 월세의 선택이 무차별해진다. 만약 전세를 놓을 때의 자기자본 수익률이 월세를 놓을 때의 자기자본 수익률보다 높으면, 임대인은 전세를 놓으려고 할 것이다. 반대로 전세를 놓을 때의 자기자본 수익률이 월세를 놓을 때의 자기자본 수익률보다 낮으면, 임대인은 월세를 놓으려고 할 것이다. 전세를 놓을 때의 자기자본 수익률과 월세를 놓을 때의 자기자본 수익률이 같으면, 임대인은 전세와 월세 선택에 있어서 무차별해지게 된다.

임대인이 주택을 전세로 놓으면, $(P - C)$ 만큼의 자기자본을 투자하여 ΔP 만큼의 자본이득을 얻게 된다(임대료 수입은 없다). 여기서 ΔP 는 주택가격 상승에 따른 기대자본이득(expected capital gain)을 의미한다. 따라서 임대인이 전세로 임대를 할 때의 자기자본 수익률(r_c)은 (4)식과 같다.

$$r_c = \frac{\Delta P}{P - C} \quad (4)$$

한편 임대인이 주택을 월세로 놓게 되면, $(P - C)$ 만큼의 자기자본을 투자하여 임대료 R 와 자본이득 ΔP 을 얻게 된다. 여기서 R 은 월세를 놓았을 때 받을 수 있는 최대 임대료인데, 실제로는 공실이나 불량임차인 때문

에 임대료 수입에 손실이 날 수 있다. 이런 손실률을 k 라고 할 때, 실제 받을 수 있는 기대 임대료는 $(1-k)R$ 이다.

임대인이 주택을 월세로 놓게 되면, 가정에 따라 차입금 C 가 있기 때문에 이자 iC 을 지불해야 한다. 따라서 임대인이 월세를 놓을 때의 자기자본 수익률(r_m)은 (5)식과 같다.

$$r_m = \frac{\Delta P + (1-k)R - iC}{P - C} \quad (5)$$

임대인은 주택을 전세로 놓거나 월세로 놓거나 간에 자기자본 수익률이 동일해야 전세와 월세의 선택에 있어서 무차별해 진다. 따라서 임대인의 균형조건은 (6)식과 같다.

$$\frac{\Delta P}{P - C} = \frac{\Delta P + (1-k)R - iC}{P - C} \quad (6)$$

(6)식을 정리하면 (7)식과 같이 된다.

$$\frac{R}{C} = \frac{i}{1-k} = i + \pi_o \quad (7)$$

$$\text{여기서 } \pi_o = \frac{k}{1-k}i$$

(7)식에서 R/C 는 전월세전환율이고, π_o 는 임대인이 월세를 선택했을 때 안게 되는 임대 위험(공실이나 임대료 연체 및 미납의 위험)에 대한

보상율을 의미한다. π_o 는 k 가 높아질수록(공실이나 불량임차인으로 인한 손실률이 높아질수록) 커진다. 그리고 무위험자산의 수익률 i 가 높아져도 π_o 는 커지게 되는데, 이는 임대료 손실액의 기회비용이 커지기 때문이다.

(7)식이 의미하는 것은, 전월세전환율이 무위험자산의 수익률에다 임대위험에 대한 위험 프리미엄을 더한 것과 같아야 임대인의 전세나 월세에 대한 선택이 무차별해진다는 것이다.

만약 $r_c < r_m$ 이면 ($R/C > i + \pi_o$ 이면)¹³⁾, 전세의 자기자본 수익률보다 월세의 자기자본 수익률이 높기 때문에 임대인은 전세 대신 월세를 선택하게 된다. 반대로 $r_c > r_m$ 이면 ($R/C < i + \pi_o$ 이면)¹⁴⁾, 월세의 자기자본 수익률보다 전세의 자기자본 수익률이 높기 때문에 임대인은 월세 대신 전세를 선택하게 된다. $r_c = r_m$ 이면 ($R/C = i + \pi_o$ 이면), 전세와 월세에 대한 임대인의 선택이 무차별해지기 때문에 임대인은 전세나 월세의 선택에 변화가 없게 된다.

2.1.4 임차인의 균형조건

임차인은 전세에 거주하던 월세에 거주하던 간에 거주비용이 같아야 전세와 월세의 선택이 무차별해진다. 만약 전세에 거주하는 비용이 월세에 거주하는 비용보다 크다면, 임차인은 월세를 선택할 것이다. 반대로 월세에 거주하는 비용이 전세에 거주하는 비용보다 크다면, 임차인은 전세를 선택할 것이다. 결국 전세 거주비용과 월세 거주비용이 같을 때, 임차인은 전세와 월세에 대한 선택이 무차별해져서 선택에 변화가 없게 된다.

13) $r_c < r_m$ 이면, $\left(\frac{\Delta P}{P-C}\right) < \left(\frac{\Delta P + (1-k)R - iC}{P-C}\right)$ 이므로 $0 < \{(1-k)R - iC\}$ 가 된다. 이를 정리하면, $(1-k)R > iC$ 가 되고, 최종적으로 $R/C > i/(1-k)$ 가 되어 $R/C > i + \pi_o$ 가 된다.

14) $r_c > r_m$ 이면, $\left(\frac{\Delta P}{P-C}\right) > \left(\frac{\Delta P + (1-k)R - iC}{P-C}\right)$ 이므로 $0 > \{(1-k)R - iC\}$ 가 된다. 이를 정리하면, $(1-k)R < iC$ 가 되고, 최종적으로 $R/C < i/(1-k)$ 가 되어 $R/C < i + \pi_o$ 가 된다.

임차인이 전세에 거주하면, 가정에 의해 전세금만큼을 차입해야 하므로 차입금의 이자비용 iC 이 거주비용이 된다. 그런데 전세로 거주하게 되면, 임차인은 자신이 원할 때 쉽게 이사를 할 수가 없고¹⁵⁾ 임대인이 파산을 할 경우 전세금을 다 돌려받지 못할 수도 있다. 이렇게 전세를 얻었을 때 치룰 수도 있는 손실률을 h 라고 하면, 임차인이 전세로 거주할 때의 거주비용은 $(i+h)C$ 가 된다. 따라서 전세 거주자의 거주비용(U_c)은 (8)식과 같다.

$$U_c = (i+h)C \quad (8)$$

한편 임차인이 월세로 거주할 때에는 이전이나 임대인의 파산에 따른 손실 가능성은 없으며, 임대료만 지불하면 된다. 따라서 임차인이 월세로 거주할 때의 거주비용(U_m)은 (9)식과 같다.

$$U_m = R \quad (9)$$

임차인이 전세로 거주하던 월세로 거주하던 간에 거주비용이 동일해야 선택이 무차별해지므로, 전세와 월세 선택에 있어서 임차인의 균형조건은 다음의 (10)식과 같다.

$$(i+h)C = R \quad (10)$$

15) 관행상 전세로 임차해 있는 세입자가 이주를 하고자 할 때에는 새로운 임차인이 들어올 때까지 기다려야 한다. 전세 임차인은 새로운 임차인이 들어와야 전세금을 빼서 이사 나갈 수 있다.

(10)식을 정리하면, 다음의 (11)식과 같아 된다.

$$\frac{R}{C} = i + h = i + \pi_l \quad (11)$$

여기서 $h = \pi_l$

(11)식에서 π_l 은 임차인이 전세를 선택하였을 때 치러야 할 대부(貸付) 관련 위험(제때 전세금을 돌려받지 못하거나 전세금의 전부 또는 일부를 받지 못할 가능성)에 대한 보상율을 의미한다. 임차인이 전세를 선택하였을 때 치러야 할 위험에 대한 보상율은 역전세난 등이 일어날 때 커질 수 있다.

(11)식이 의미하는 것은, 전월세전환율이 무위험자산 수익률에다가 사적인 대부(전세금을 임대인에게 빌려주는 것)에 따른 위험 프리미엄을 더한 것과 같으면 임차인의 전세와 월세 간 선택이 무차별해진다는 것이다.

만약 $U_c < U_m$ 이면 ($R/C > i + \pi_l$ 이면)¹⁶⁾, 임차인은 월세로 거주하는 비용보다 전세로 거주하는 비용이 적으므로 월세 대신 전세를 선택하게 된다. 반대로 $U_c > U_m$ 이면 ($R/C < i + \pi_l$ 이면)¹⁷⁾, 임차인은 전세로 거주하는 비용보다 월세로 거주하는 비용이 적으므로 전세 대신 월세를 선택하게 된다. $U_c = U_m$ 이면 ($R/C = i + \pi_l$ 이면), 임차인의 전세와 월세 간 선택이 무차별해지기 때문에 선택에 있어서 변화가 없게 된다.

2.1.5 임대인과 임차인의 동시적 균형 조건

전세와 월세의 선택에 있어서 임대인과 임차인이 동시에 균형에 있으면, 전

16) $U_c < U_m$ 이면 $(i+h)C < R$ 이므로, $R/C > i+h$ 이 되어 $R/C > i + \pi_l$ 가 된다.

17) $U_c > U_m$ 이면 $(i+h)C > R$ 이므로, $R/C < i+h$ 이 되어 $R/C < i + \pi_l$ 가 된다.

세나 월세에 대한 수급변화가 없기 때문에 전세시장과 월세시장도 동시에 균형을 이루게 된다. 즉, (12)식과 같이 될 때 전세시장과 월세시장은 동시에 균형을 이루게 된다.

$$\frac{R}{C} = i + \pi_o = i + \pi_l \quad (12)$$

(12)식은 임대인의 위험 프리미엄과 임차인의 위험 프리미엄이 일치할 때 전세시장과 월세시장이 동시에 균형을 이루게 된다는 것을 의미한다.

임대인과 임차인은 자신의 인구학적, 경제적 특성에 따라 위험 프리미엄이 다르기 때문에 (12)식을 만족하는 균형점이 존재하게 된다. 예를 들어 어떤 임차인이 균형 위험 프리미엄($\pi_o^* = \pi_l^*$)보다 낮은 대부(貸付) 위험 프리미엄을 갖고 있다면 전세를 선택하게 될 것이다. 반대로 균형 위험 프리미엄보다 높은 대부 위험 프리미엄을 갖고 있다면 월세를 선택하게 될 것이다. 마찬가지로 어떤 임대인이 균형 위험 프리미엄보다 낮은 임대 위험 프리미엄을 갖고 있다면 월세를 선택하게 될 것이고, 반대로 균형 위험 프리미엄보다 높은 임대 위험 프리미엄을 갖고 있다면 전세를 선택하게 될 것이다.

앞에서 이론적 모형을 단순화하기 위해 임대인이나 임차인은 무위험자산수익률로 자금을 차입할 수 있다고 가정하였다. 그러나 임대인이나 임차인의 차입 금리는 다를 수 있다. 일반적으로 임대인은 주택을 담보로 대출을 받기 때문에 대출금리가 싼 반면, 임차인은 신용으로 자금을 빌려야 하기 때문에 대출금리가 비싸다. 그러나 이것 역시 임대인과 임차인의 인구학적, 경제적 특성에 따라 달라진다. 임대인이라 하더라도 부채가 많은 임대인이라면 자금조달 비용이 비쌀 것이고, 임차인이라 하더라도 신용이 좋은 임대인이라면 자금조달 비용이 쌀 것이다.¹⁸⁾

임대인이 자금을 조달하는데 따른 가산 금리를 s_o 라고 하고, 임차인이

18) 특히 부모로부터 전세금을 받은 임차인이라든지 자기자금을 축적해 놓은 임차인이라면, 자금조달 비용이 쌀 것이다.

자금을 조달하는데 따른 가산 금리를 s_l 이라고 하면, (12)식은 다음과 같이 수정된다.

$$\frac{R}{C} = i + (s_o + \pi_o) = i + (s_l + \pi_l) \quad (13)$$

가산 금리만을 놓고 본다면, 임대인 중에서 자금조달에 어려움을 겪는 임대인은 가산 금리가 높아서 시장 균형 전월세전환율

$(R/C)^* = i + (s_o + \pi_o)^* = i + (s_l + \pi_l)^*$ 보다 자신이 요구하는 전월세전환율이 높아서(즉, $(R/C)^* < i + (s_o + \pi_o)$ 이라서) 전세를 선택하게 될 것이다.

자금조달이 용이한 임대인은 반대로 가산 금리가 낮기 때문에 (즉, $(R/C)^* > i + (s_o + \pi_o)$ 이라서) 월세를 선택하게 될 것이다.

또 임차인 중에서 자금조달이 용이한 임차인(특히 자기자금이 있거나 부모로부터 무상으로 전세금을 받을 수 있는 사람)은 가산 금리가 낮아서 시장 균형 전월세전환율보다 자신이 요구하는 전월세전환율이 낮아서 (즉, $(R/C)^* > i + (s_l + \pi_l)$ 이라서), 전세를 선택하게 될 것이다. 자금조달이 어려운 임차인은 반대로 가산 금리가 높기 때문에 (즉, $(R/C)^* < i + (s_l + \pi_l)$ 이라서) 월세를 선택할 것이다.

<표 1> 상황별 임대인과 임차인의 전·월세 선택

	자금조달 곤란	자금조달 용이
임대인	$(R/C)^* < i + (s_o + \pi_o)$ ⇒전세 선택	$(R/C)^* > i + (s_o + \pi_o)$ ⇒월세 선택
임차인	$(R/C)^* < i + (s_l + \pi_l)$ ⇒월세 선택	$(R/C)^* > i + (s_l + \pi_l)$ ⇒전세 선택
시장균형조건	$(R/C)^* = i + (s_o + \pi_o)^* = i + (s_l + \pi_l)^*$	

전세시장과 월세시장이 동시에 균형을 이룬 상태에서 시장 이자율이 변할 때 전월세시장이 어떻게 변하는가를 살펴보자. 예를 들어 시장 이자율이 하락하였다고 가정해 보자(무위험자산의 수익률이 i 에서 i' 로 하락).

이 경우 임대인은 $(R/C)^* = i + (s_o + \pi_o)^* > i' + (s_o + \pi_o)^*$ 가 되어 전세를 선택한 임대인 중 일부가 월세를 선택하게 된다(전세공급 감소, 월세공급 증가). 또 임차인도 $(R/C)^* = i + (s_l + \pi_l)^* > i' + (s_l + \pi_l)^*$ 가 되어 월세를 선택한 임차인 중 일부가 전세를 선택하게 된다(전세수요 증가, 월세수요 감소). 그 결과, 전세가격은 상승하고, 월세가격은 하락하면서 전월세전환율이 하락하게 되는데, 이 과정을 통해 전세시장과 월세시장은 새로운 균형을 이루게 된다.

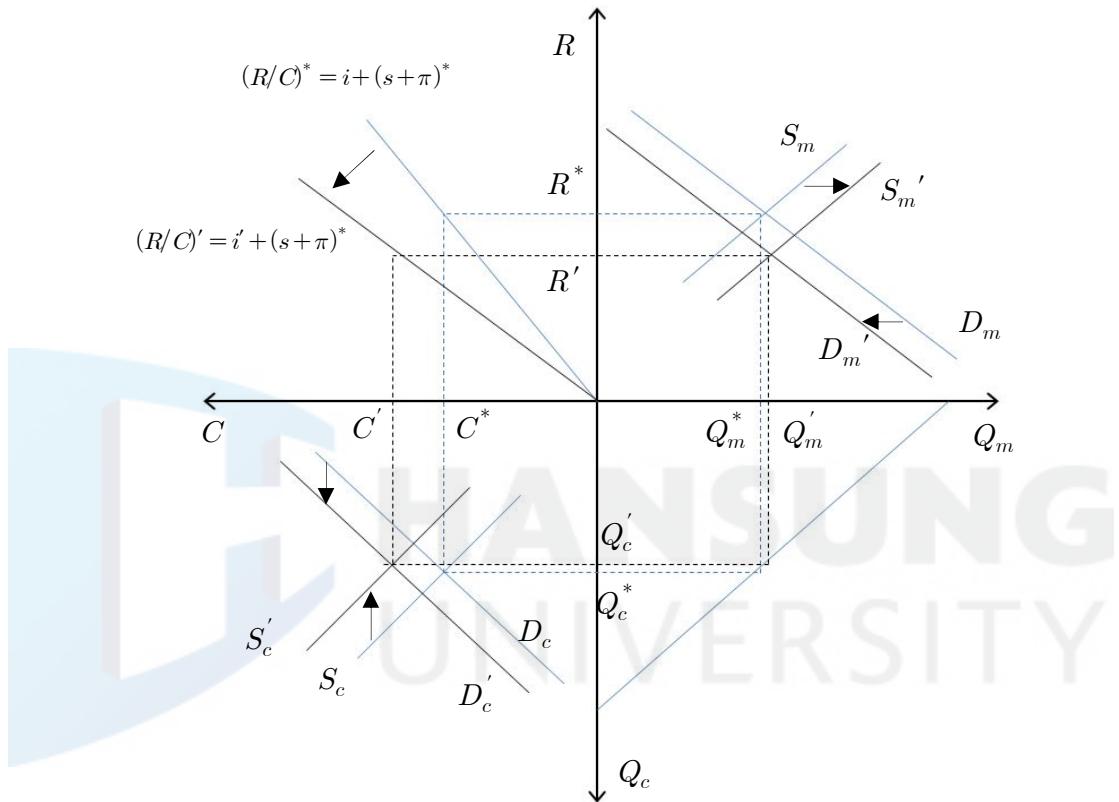
시장 이자율의 하락에 따른 전세시장과 월세시장의 균형 변화, 그리고 이로 인한 전월세전환율의 변화를 이용만(2012)에서 그림으로 설명하고 있다. 다음의 [그림 3]에서 1/4분면은 월세시장을, 그리고 3/4분면은 전세시장의 균형조건을 보여준다. S_m 과 D_m 은 월세에 대한 공급과 수요를, S_c 와 D_c 는 전세에 대한 공급과 수요를 나타낸다. 2/4분면은 전세시장과 월세시장의 동시에 균형조건을 나타낸다. 그리고 4/4분면은 임대주택의 재고량이 일정하다는 가정 하에 전세 공급량과 월세 공급량의 합이 임대주택의 재고량과 같아야 한다는 재고 균형조건을 나타낸다. Q_m 은 월세 공급량이고, Q_c 는 전세 공급량이다.

그림에서 월세시장과 전세시장이 동시에 균형 상태에 있을 때의 임대료를 R^* 라고 하고, 이때의 전세가격을 C^* 라고 하자. 이때 전월세전환율은 $(R/C)^*$ 이다. 이 상태에서 시장 이자율이 하락하면, 전세 임대인 중 일부는 전세를 월세로 전환하기 때문에 전세 공급은 감소하고 월세공급은 증가한다. 그리고 월세 임차인 중 일부는 월세를 전세로 전환하기 때문에 월세 수요는 감소하고, 전세수요는 증가한다.

이에 따라 전세가격은 C^* 에서 C' 로 상승한다. 그리고 월세가격은 R^* 에서 R' 로 하락하게 된다. 그 결과 전월세전환율은 하락하여 $(R/C)'$ 가 된다. 이때 전세 거래량과 월세 거래량의 크기는 전세 및 월세에 대한 수요와 공급의 탄력성에 따라 달라진다. 예를 들어 전세 및 월세에 대한 임대

료 탄력성이 탄력적이라면, 전세 거래량은 줄어들고 월세 거래량은 늘어나면서 전세시장의 규모는 축소되고 월세시장의 규모는 확대될 것이다. 물론 시장 이자율이 상승하게 되면, 그 결과는 반대로 나타나게 된다.

<그림 3> 시장 이자율 하락에 따른 전월세시장의 변화



참조 : 이용만(2012) 그림 수정

물론 이는 전월세시장에 임대주택 재고량이 고정되어 있다는 전제가 깔려 있다. 임대주택 재고량에 변화가 있을 경우, 전세 및 월세에 대한 공급이 바뀌기 때문에 전월세전환율도 바뀔 수 있다. 본 논문에서는 시장이자율의 변화에 따른 전월세전환율의 변화를 살펴보기 때문에 임대주택 재고량 변화에 따른 전월세전환율의 변화에 대해서는 검토하지 않도록 한다.

2.2 선행연구 검토

본 논문의 논지는 전월세전환율이 시장이자율과 괴리가 발생하고, 전월세전환율이 이자율¹⁹⁾보다 항상 높고 완만히 움직일 것이라는 가정에 착안한 것이다. 이자율이 변화될 때 어떤 과정을 거쳐 단기적으로 균형 전월세전환율에 수렴하게 되는지, 그리고 장기적으로 어느 정도의 속도로, 어떤 원인에 의해 조정되고 균형 전월세전환율에 수렴하는지에 대한 연구이다.

본 연구의 분석과정은 이자율의 변화에 대하여 전월세전환율이 어떤 과정을 거쳐 균형 전월세전환율에 수렴하는지를 검증하는 것이다. 외생변수로서 이자율이 변화할 때 단기적으로 시장이자율과 전월세전환율의 괴리²⁰⁾가 발생하지만 단기 조정과정을 거쳐 종국적으로 장기 균형관계로 수렴할 것으로 예상하였다.

이용만(2012) 논리에 따르면 전월세전환율은 시장이자율과 위험프리미엄으로 구성되어 있다. 양자가 균형을 이를 때를 균형전월세전환율이라고 하였다. 따라서 시장이자율과 전월세전환율의 괴리는 위험프리미엄의 크기로 볼 수 있으며 시장이자율의 변동은 전월세전환율의 변동에 영향을 미치게 된다. 그러나 시장이자율의 변동은 직접 전월세전환율의 변동에 영향을 미치는 것이 아니라 그 중간에 전세시장과 월세시장의 변화가 매개한다는 것이다. 따라서 시장이자율의 변동은 서서히 장기에 걸쳐 균형으로 수렴되는 것이다.

시장이자율의 변동에 따라 전·월세시장에서는 전세가격과 월세가격이 변동하게 되고, 임대인과 임차인의 전월세의 선택을 변화시키고 수요공급이 조절되는 등의 과정을 거쳐 균형 전월세전환율에 수렴한다는 것이다.

따라서 본 절의 선행연구에서는 전월세전환율이 어떻게 결정되는지에 대한 탐색과 전월세전환율의 결정과정에 내재된 임대차시장의 변화와 관계가 있는 전세와 월세의 선택에 관한 연구 및 전세가격과 월세가격의 결정에 관한 연구로 구분하여 살펴본다.

19) 본 논문에서는 국고채 3년 수익율로 대체(전세계약 기간이 통상 2년인 점을 감안한 것임)

20) 전월세전환율의 시계열자료가 생성된 2001.8 이후 현재까지 전월세전환율이 시장이자율보다 항상 높게 형성되었다.

2.2.1 전월세전환율의 결정에 관한 연구

전월세전환율은 전세를 월세로 환산하거나 월세를 전세로 환원할 때 적용되는 비율을 말한다. 최근에는 보증부월세²¹⁾의 비중이 확대됨에 따라 전세금과 월세보증금간의 차액을 월세로 환산할 때에도 전월세전환율이 사용되고 있다.

전월세전환율의 결정에 관한 연구는 그 동안 전월세전환율의 의미와 결정요인, 결정방법에 대하여 주로 연구되었다. 이러한 연구들은 전세금이나 보증금의 성격에 대하여 임대인이 임차인에게 전세금이나 보증금을 빌려 수익을 극대화하는 레버리지 효과 가설과 이와는 달리 임대인이 전세금이나 보증금을 운영하여 얻을 수 있는 투자수익률을 극대화하는 운영소득 가설의 입장에서 연구가 이루어졌다.²²⁾

그리고 전월세전환율의 결정에 대한 또 다른 연구는 보증금월세시장에서 보증금의 비중과 관련하여 보증금의 크기와 위험프리미엄에 관한 연구가 이루어졌다.²³⁾

선행연구의 검토는 임대인의 투자수익률 측면과 임차인의 입장에서 진행된 연구와 양자의 동시적 균형에서 결정기제를 찾는 연구로 구분하여 검토하기로 한다.

21) 전세금의 일부금을 보증금으로 납부하고, 나머지를 월세로 납입하는 임차계약형태로서 최근 전세계약에서 그 비중이 확대되었다.

22) 선행연구들을 종합해 볼 때 전월세전환율의 결정과 관련된 다양한 연구에서 가장 통용되는 이론적 논거로 볼 수 있으며, 보증금의 기회비용에는 시장금리, 대출금리, 시장금리스프레드, 기대가격 상승률, 임대차인의 신용도 등 다양한 리스크 프리미엄이 내재되어 있다고 볼 수 있다.

23) 보증금 비중에 관한 연구는 임대인과 임차인의 전·월세 선택에 관한 연구로 볼 수 있으며 본 논문 목적과는 직접관련이 없으나 전월세전환율에 대한 이해를 높이기 위하여 항목을 달리하여 선행연구를 검토하였다.

1) 임대인의 투자수익률 측면에서 전월세전환율의 결정

이창무·정의철·이현석(2002)은 전월세전환율이 시장이자율보다 높게 나타나는 현상과 임대차계약에서 월세와 보증금의 다양한 비중에 착안하여 임대주택시장만의 부분균형모형 가정 하에 보증부월세시장의 구조를 분석하였다. 분석한 결과, 전세금(보증금)의 기회비용은 시장이자율이 아니라 직접 투자한 자가자본에 대한 기대총수익률(총투자금액 대비 기대수익률, 전월세전환율)이라고 해석하였다. 보증부월세시장의 균형은 임대인이나 임차인의 기대총수익률이 변하지 않는 한, 임대인이나 임차인 모두 무차별하다는 결론을 얻었다. 또한 보증금(전세금)과 월세의 관계에 있어서 전월세전환율은 임대인의 기대가격상승율과 월세에 대한 위험프리미엄에 따라 영향을 받는다고 하였다. 임대인 입장에서 보증금의 레버리지 기능을 보증부월세 시장구조와 전월세전환율에 적용하여 이론적 모형을 구축 하였으나 기대총수익률이 전월세전환율과 유사한지에 대한 실증분석까지는 나아가지 못하였다.

최창규·지규현(2007)은 전월세전환율과 관련된 기존의 연구가 운영수익가설과 레버리지효과를 추구하는 가설에 따라 진행되었으나 전세금 또는 보증금의 차입조건을 고려하지 않은 점에 착안하였다. 따라서 기존 연구에서 고려하지 않았던 차입 가능성과 임대인과 임차인의 자산 축적 제약 조건을 추가하여 보증부 월세 및 전세시장을 구조화하는 모형식을 제시하였다. 연구결과, 임대인은 차입이 원활한 상황 하에서 임차인보다 월세를 선호하고 이때의 전월세전환율은 자가자본 기대총수익률과 차입금의 이자비용에 의해 결정됨을 입증하였다. 이러한 연구결과는 기존의 전세금 또는 보증금에 대하여 임대인의 입장에서 자가자본 수익률로만 파악하던 레버리지 가설을 보완한 것으로 볼 수 있다.

이창무·정의철·최소의(2009)는 전월세전환율이 시장이자율로 보는 운영소득 가설을 비판하면서 전월세전환율의 결정구조를 운영소득 가설과 레버리지 가설에 입각하여 실증적으로 비교분석²⁴⁾하였다. 분석 결과, 주택의 자본화율을

24) 하부시장별(강남구와 노원구 소재 아파트)로 차별된 전월세전환율의 변동추세를 운영소득 가설의 이자율, 레버리지가설의 자본화율, 기대가격 상승율을 설명변수로 하여 시계열 회귀분석기법을 활용하여 실증분석 하였다.

과 함께 기대가격의 상승률이 전월세전환율을 결정하는 주요 요인이며, 시장금리의 영향은 실증적으로 확인되지 않았다. 전월세전환율은 시장이자율보다는 단기적으로 자본화원율과 기대가격 상승률에 의해 결정됨을 분석하였다. 또한 보증금에 대한 레버리지효과 추구가설의 시장기제가 작동하고 있음을 실증적으로 검증하였다.

류강민·지규현·이창무(2013)는 임대차시장에서 보증부월세의 비중이 높아지는 현실에 주목하여 임대인의 위험이 보증금의 비중에 따라 달라진다고 보았다. 즉 보증금 비중이 작으면 월세체납 등 월세위험이 존재하고, 보증금 비중이 높으면 자기자본이 줄어들어 레버리지 수익의 위험이 있다고 보았다. 이에 따라 기존 연구에서 등한시 하였던 월세 관련 위험을 이론화한 후 실증분석을 하였다. 서울시의 보증부 월세 자료를 사용하여 실증한 결과, 보증금의 월세 전환율은 보증부월세의 보증금 비중이 낮을수록 보증금-월세 전환율이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 연세 대비 보증금의 비중이 높을 때 보다 연세 대비 보증금의 비중이 낮을 때 월세 전환율이 상승함을 실증분석으로 확인하였다. 월세 체납에 따른 위험이 월세 전환율에 영향을 미치고 있음을 밝힌 것이다. 그러나 시장이자율과 전월세전환율의 격차를 월세미납에 대한 위험프리미엄으로 볼 수 있는지에 대한 근거는 찾지 못하였다.

김동중·윤성호(2015)는 기존 임대차시장 연구들이 주택투자에 있어 초과수익의 존재를 전제로 이루어진 점에 착안하여, 초과수익이 존재하지 않을 경우를 모형화하여 실증 분석하였다. 임대인의 주택투자 관점에서 주택의 매매시장, 전세시장, 월세시장을 연결하고 있는 전세가비율과 전월세전환율의 결정기제를 연구하였다. 임대인이 주택투자를 할 때 초과수익이 발생하는 시장과 발생하지 않는 시장을 구분하여 전월세전환율의 결정구조와 전세가비율의 결정구조를 분석하였다. 시장의 초과수익 존재 유무에 따른 각 상황별 임대인의 주택투자에 대한 균형모델을 제시한 후, 서울시 25개구 시계열 자료를 활용하여 패널회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, 초과수익이 존재하는 시장에서는 시장이자율이 전월세전환율에 미치는 영향은 유의미 하지 않았으며, 기대주택가격상승률은 전세비율에 음(−)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 반면에 초과수익이 존재하지 않는 시장에서는 주택투자의 기회비용인

시장이자율이 전월세전환율에 양(+)의 방향으로 유의미한 영향을 미치는 사실을 확인하였다. 또한 기대상승률은 전세비율에 음의 방향으로 유의미한 영향을 미치고, 시장이자율도 양의 방향으로 유의미한 것으로 분석되었다. 즉 초과수익의 존재여부에 따라 전세비율과 전월세전환율에 대한 영향요인이 달라짐을 확인하였다.

2) 임차인의 입장에서 전월세전환율의 결정

기준 주택시장에 대한 연구는 앞서 살펴 본 바와 같이 대부분 임대인의 입장에서 운영수익율과 레버리지 수익률을 중심으로 이루어졌다. 임차인의 입장에서 전월세전환율의 결정기제에 대한 연구는 드문 편이다.

이창무·최소의·제민혜(2009)는 임차인을 상대로 임대계약 형태별(전세 및 보증부 월세) 지불의사 임대료에 대한 설문조사를 실시하여 개인별로 내재된 전월세전환율의 결정요인을 분석하였다. 전월세전환율에 대하여 임차인 특성, 주택특성, 선호임대계약 형태를 독립변수로 하여 회귀분석한 결과, 전월세전환율은 시장이자율과 차이가 있음을 확인하였다. 임차인의 입장에서도 전세금에 대한 기회비용은 시장이자율이라기보다 기대수익률이 될 수 있다는 것을 확인하였다. 즉, 전세금의 향후 운용방안에 대한 설문에서 주택을 구입하는 자금으로 사용하겠다는 응답이 많고, 위험을 선호하는 경향이 크다는 특징을 역설적으로 판단하여 임차인의 전세금에 대한 기회비용은 무위험투자에 대한 시장이자율이라기보다는 기대수익률을 선호한다고 추정한 것이다.

이용만(2012)은 임차인의 입장에서는 전세 선택 시 주거비용과 월세 선택 시 주거비용이 일치할 때 균형조건이 달성 된다고 보았다. 이 때 임차인의 전월세전환율은 임차인이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 지불해야하는 임대료(주거비용)의 비율을 의미한다고 하였다. 임차인의 균형조건은 임차인이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 지불해야하는 임대료의 비율(월세/전세금)이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 절약되는 비용의 비율(전세금 차입이자율+전세 선택 시 위험프리미엄)과 일치할 때 성립한다고 하였다.

3) 동시적 균형에 의한 전월세전환율 결정

임재만(2009)은 전월세전환율의 결정에 관한 연구들이 임대차계약의 위험을 고려하지 않은 순수월세 형태로만 전월세전환율을 분석하는 관점은 위험과 수익의 상충관계를 고려하지 않은 점에서 모순이 있다고 보았다. 위험중립 균형 지분소득률을 추출한 후, 아파트의 매매가격지수, 전세비율 등 자료를 이용하여 실증 분석하였다. 분석결과, 위험중립 균형 지분소득률은 위험프리 미엄을 포함하고 있으며 실제 임대시장의 보증금운영이율과 전세비율이 위험 중립 균형조건보다 높은 수준을 보이는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 임차인에 대한 리스크프리미엄이 반영되어 있기 때문이라고 보았다.

성명재(2011)는 주택가격 및 전월세 가격의 결정과정을 주택시장(매매, 전세, 월세시장)의 부분균형분석 이론모형에 기초하여 분석하였다. 이러한 부분 균형분석 모형으로 분석한 결과, 임대소득세의 과세가 전월세전환율의 변화에 미치는 영향은 위험프리미엄의 크기에 좌우된다고 확인하였다. 주택, 전·월세 가격과 임대소득세의 과세와의 연관성을 검토하였다.

이용만(2012)은 임대인의 균형조건과 임차인의 균형조건이 일치하는 점에서 전월세전환율이 결정되며 이때 두 시장이 동시에 균형 상태에 있게 된다. 즉 임대인의 입장에서 전세에 따른 수익률이나 월세에 따른 수익률이 동일할 때 전·월세 선택이 무차별하게 되고, 균형을 이루게 된다는 것이다. 이때 임대인의 전월세전환율(임대인이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 얻게 되는 수익의 비율)은 차입이자율에다가 월세를 선택할 시 부담해야하는 위험프리미엄의 합과 같고, 전월세전환율은 전세 대비 월세의 비율이므로 전세시장과 월세시장에서 수요와 공급에 의해 전세가격과 월세가격이 결정되면 자동적으로 결정된다고 보았다.

임차인의 입장에서는 전세 선택 시 주거비용과 월세 선택 시 주거비용이 일치할 때 균형조건이 된다고 하였다. 이 때 임차인의 전월세전환율은 임차인이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 지불해야하는 임대료의 비율을 의미한다고 한다. 임차인의 균형조건은 임차인이 전세를 포기하고 월세를 선택하였을 때 지불해야하는 임대료의 비율(월세/전세금)이 전세를 포기하고 월세

를 선택하였을 때 절약되는 비용의 비율(전세금 차입이자율+전세 선택 시 위험프리미엄)과 일치할 때 성립한다고 하였다.

전월세시장의 동시균형은 임대인과 임차인의 균형조건이 동시에 충족될 때 성립한다. 임대인과 임차인의 균형조건이 충족되지 않을 경우 전세시장과 월세시장에서 수요나 공급변화가 일어나고, 전월세의 가격결정 되며 임대인과 임차인이 동시에 균형조건이 달성될 때 전월세전환율이 결정된다고 한다.

2.2.2 기타 전월세전환율과 관련된 연구

임대차시장에서 전세가구의 비중이 1995년을 정점으로 감소하였고, 지역별로도 2000년 이후 수도권과 비수도권에서 모두 전세가구가 감소하는 현상을 보이다가 2005년 이후 일시적으로 비수도권지역에서 전세가구가 증가하는 현상을 보였다.²⁵⁾ 또한 외환위기이후에 보증부월세 계약의 비중이 늘어나고 있으며 전월세전환율도 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다. 이러한 현상은 2007년 금융위기 이후 대출금리가 하락하고, 가계의 금융기관으로부터의 대출이 용이해 졌기 때문으로 볼 수 있다. 임대차 시장에서 전세와 월세(최근 늘어난 보증부월세 형태 포함)간의 선택 메커니즘에 대한 연구들은 임대인(투자자) 관점에서 접근하는 견해와 임차인(수요자) 입장에서 전세와 월세의 선택에 대한 연구가 이루어졌다. 또한 보증부월세 시장에서 월세 보증금의 비중에 따라 전월세의 선택과 관련된 연구와 위험프리미엄을 해석하는 연구가 주를 이루고 있다.

그러나 본 논문의 논지와 전월세전환율의 선택과 전월세가격 결정에 관한 연구는 직접적인 관련은 없으나 간접적으로 영향을 미친다고 볼 수 있다. 앞서 살펴 본 바와 같이 전월세전환율은 시장이자율이 변동할 때 전체 임대차 시장의 변화를 매개로 하여 전월세전환율이 결정되는 것이다. 그 과정에서 임대차시장에서 전월세가격이 결정과 임대인과 임차인의 전월세 선택, 전월세의 수요공급이 작동하게 되어 전월세전환율의 결정에 간접적으로 영향이 있다고

25) 이용만(2012) 참조

볼 수 있다.

1) 전월세 선택에 관한 연구

심종원·정의철(2010)은 임대차시장에서 전세와 보증부월세의 선택 결정요인에 대하여 임대인의 입장에서 분석하였다. 임대인의 차입결정을 가정한 모형을 구축하고 90개월간의 전세와 보증부월세 계약 시계열자료를 사용하여 오차수정모형을 통한 시계열 분석을 실시하였다. 그 결과 전세와 보증부월세의 임대차계약 구조에 영향을 미치는 결정요인은 임대인의 자기자본 수익률이며 그 외 매매가격 상승 예상율, 주택담보대출 금리, 매매가격 대비 전세 보증금의 비율, 매매가격 대비 보증부월세 보증금의 비율도 계약구조에 영향을 주는 것으로 나타났다. 기존의 임대인입장에서의 레버리지가설에서 차입조건을 모형화하였으나 임차인의 입장에서의 분석은 실증하지 못하였다.

이상일·이창무(2006)는 전세와 보증부월세간의 선택의 결정에 중요한 요인으로 기존에 고려되지 않았던 금융자산의 영향력을 구체적으로 분석하였다. 분석결과 임대계약형태의 결정요인은 항상소득과 그 외에도 금융순자산, 부동산 보유 여부가 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 전세 선택의 경우 임시자산이 가장 중요한 요인으로 분석되어 임대계약 형태의 결정에 자산의 중요성을 확인하였다.

최창규·지규현(2008)은 기존 운영소득가설과 레버리지 가설에 따른 연구에서 전·월세 보증금의 성격과 관련하여 차입제약 조건을 가정하지 않았으나 전·월세 보증금 차입조건²⁶⁾을 모형에 도입하였다. 주택금융에 대한 차입을 제도권 금융으로 확대하였고, 공적금융권의 차입제약이 완화되어 차입이 확대될 경우를 고려하고, 전세보증금과 주택담보대출을 주택 매입을 위한 재무 레버리지 수단으로 보았다. 이에 따라 임대인의 입장에서 은행의 차입여부에 따른 전·월세 선택 모형(주택금융 변수 포함)을 구축하였다. 연구 결과, 임대인의 월세 비중은 수익극대화를 위한 임대인의 의사결정에 따라 결정되고, 임대인의 전월세 선택은 월세에 대한 위험 프리미엄 이외에 금융조건에 따라 달

26) 최창규·지규현(2007)은 주택금융 즉 전세금 및 보증금의 차입여부에 따라 전세와 월세의 선택이 달라 질 수 있다고 하였다.

라질 수 있다는 점을 확인하였다.

배형(2014)은 주택시장이 매매, 전세, 월세시장이 공존하고 있으나 자가거주, 전세거주, 월세거주의 균형비율에 대한 이론모형이 없는 것에 착안하였다. 기대상승률과 자본비용에 입각하여 3개 시장의 거주 비율을 동시에 결정하는 이론 모형을 제시하였다. 연구결과에 따르면 기대상승률과 자본비용이 모두 상이한 경우에 전세시장이 존재하고 이때 가구들의 선호는 차별화되어 자가거주, 전세거주, 월세거주의 비율이 결정된다. 기대상승률과 자본비용의 분포가 주택의 매매시장, 전세시장, 월세시장의 수요와 공급을 결정하여 결국 균형가격과 자가거주, 전세거주, 월세거주의 균형비율을 결정한다고 하였다.

이창무(2012)는 기준의 레버리지 추구가설을 수정한 모형을 구축하였다. 전통적 레버리지 가설에서 보증금 비중에 무관하게 동일한 투자수익률을 얻는다는데 대한 비판에 따른 것이다. 수정된 모형은 보증금 증가에 따른 리스크 프리미엄은 기대수익률과 위험의 관계에서 고려해야 하고 보증금 비중에 따른 전월세의 선택은 기대수익률과 관련이 있다고 하였다. 수정모형을 검증한 결과, 보증금 비중이 높을 수록 기대수익률은 높아지고, 위험도 높아진다고 확인하였다.

2) 전세가격 및 월세가격의 결정요인에 대한 연구

매매가격과 전월세 가격에 대한 연구는 물리적 특성 변수를 이용하여 헤도닉가격모형을 사용하여 전세가격을 추정하는 연구와 주택시장에서 전세가격과 매매가격의 비율을 이용한 시장의 효율성 검정이나 기대가격상승률의 추정하는 연구로 나누어진다고 볼 수 있다. 앞서 살펴 본 바와 같이 본 논문의 논지와 직접적인 관련성은 없으나 임대차시장의 작동 기제로서 작용하고 있으므로 간접적으로 전월세전환율의 결정에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

김대원·조주현(2012)은 전세가격 및 전세가격 상승에 영향을 미치는 요인을 환경특성, 주거특성, 지역특성 등 물리적, 유형적 특성변수와 매매가격 특성변수를 추가하여 분석하였다. 매매가격과 전세가격간의 관계에 대하여 물리적,

유형적 변수가 시간의 경과에 따라 변하지 않는 경우 전세가격이 변동하는 이유를 확인하였다. 실증분석에는 서울 소재 25개 자치구 무작위로 추출한 500개 아파트 자료를 이용하였다. 그 결과 전세가격은 매매가격의 특성변수에 가장 큰 영향을 받았고, 전세/매매가격 비율의 결정에는 주거특성 변수는 영향을 미쳤으나 매매가격 특성은 연관성이 적은 것으로 나타났다. 또한 전세/매매가격 비율 변동에는 매매가격 상승률이 가장 큰 영향을 미쳤으며 매매가격 상승률이 전세/매매가격 비율에 음(−)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

조주현·임정호(2004)는 주택소유형태에 따라 주택시장을 자가시장, 전세시장, 월세시장으로 나누어 각 시장 간에 시계열자료를 이용하여 인과관계를 분석하였다. 매매가격과 전세가격, 월세가격간의 직접적인 인과관계와 변수들 간의 영향력을 측정하였다. 분석결과 매매가격은 전세가격에, 전세가격은 월세가격에 일방적으로 인과관계를 미치고, 충격에 의한 반응에서도 매매가격이 전세가격과 월세가격에 상대적으로 충격과 중요성이 입증되었다. 이러한 분석 결과는 매매가격과 전세가격, 전세가격과 월세가격 간에 우등재관계가 존재한다는 점을 확인한 것이다. 즉 실증분석의 결론은 주택시장의 구조는 사용자이론에 의한 귀속임대료에 의해 전세가격이 결정되는 것이 아니라, 대체이론에 의해 우등재인 자가를 구매할 수 없기 때문에 열등재인 전세나 월세를 통하여 주거서비스를 대체하는 구조라는 점을 밝혔다.

최성호·이창무(2009)는 매매, 전세, 월세시장 간의 구조적 관계를 바탕으로 3개시장간의 관계에 대한 이론적 분석하고, 이론에 따른 실증분석을 하였다. 전세시장은 순수월세와 매매시장으로부터 동시에 영향을 받는 이중적인 성격을 가진다고 보았다. 이를 구조화한 구조방정식 모형을 이용하여 실증분석하였다. 실증분석에 사용한 자료는 부동산114의 서울시 아파트 시세자료를 반복매매지수로 산출한 후 매매, 전세, 순수월세 지수를 산정하여 사용하였다. 실증분석 결과 수요와 공급, 시장이자율 등의 요인을 통제한 후에도 이론과 부합하는 결과를 확인하였다. 즉 전세시장이 월세 및 매매시장의 성격을 동시에 가지고 있으며 전세가 월세와 매매가격과 동일한 방향성을 가진다는 점을 확인하였다.

2.2.3 연구의 차별성

전월세전환율과 관련된 선행연구들은 전월세전환율이 어떤 요인에 의해 결정이 되는지, 전세보증금의 크기에 따라 전월세전환율이 어떻게 달라지는지, 그리고 전월세전환율이 전세와 월세를 선택하는 결정기제로 작용하는지에 대한 연구가 주를 이루고 있다.

전월세전환율의 결정기제에 대하여는 주로 임대인의 입장에서 전세금 또는 월세보증금을 운영하여 얻게 되는 수익률과 전월세전환율이 동일하다고 보는 운영수익가설의 관점, 또는 전세금이나 보증금을 사적인 차입금으로 간주하여 레버리지 효과를 극대화하는 자기자본 수익률과 전월세전환율을 동일하게 보는 레버리지 효과 가설의 관점에서 연구가 이루어졌다. 이어지는 후속 연구들도 대부분은 위 가설을 근간으로 하여 운영수익가설 하의 수익률과 레버리지 가설 하의 수익률이 어떤 요인들로 이루어졌는지에 대해 그 요인들의 종류를 확대, 개선하는 쪽에 초점을 맞추어 왔었다. 또 다른 측면에서의 후속연구들은 선행연구들의 가정이나 전제를 달리하거나 비판적 요소로서 위험 프리미엄의 구성요소를 찾아내고 실증하는 연구에 초점을 맞추고 있다.

이러한 연구와는 달리 이용만(2012)의 연구는 관점을 달리하여 전월세전환율이 임대인의 전·월세 선택과 임차인의 전·월세 선택 과정에서 결정된다고 보았다. 임대인과 임차인은 각각 전·월세를 선택할 수 있고, 그 선택은 임대인 입장에서 수익률을 극대화하거나 임차인 입장에서 거주비용을 극소화하는 점에서 결정된다. 이용만(2012)은 임대인과 임차인의 전·월세 선택이 동시에 균형(무차별)을 이를 때의 전월세전환율을 균형 전월세전환율이라고 보았다. 이러한 균형 전월세전환율은 시장이자율과 임대인 및 임차인의 위험 프리미엄으로 구성된다. 시장 이자율이 변하게 되면, 전·월세에 대한 수요와 공급이 바뀌면서 전세가격과 월세가격이 변하게 되고, 이 과정을 통해 전월세전환율은 새로운 균형을 찾게 된다고 보았다. 이용만(2012)은 이런 이론적 모형이 사실인지 여부를 확인하기 위해 전월세전환율의 장기균형과 단기조정과정에 대하여 실증분석을 해보았다.

본 논문은 국고채 3년 수익률과 전월세전환율의 장기균형 관계 및 단기조정과정을 분석한 연구이다. 이런 점에서 본 연구는 이용만(2012)의 연구와 유사하다. 그럼에도 불구하고 본 논문은 이용만(2012)의 연구와는 다르게 장기의 시계열 자료를 구축하여 실증분석을 하였다는 점에서, 그리고 임대차시장의 하부시장을 지역별로 확대하였다는 점에서 차별적이다. 그리고 본 논문은 이용만(2012)에서 사용한 공적분 함수 외에 오차수정모형(error correction model)과 상태공간모형(state space model), 그리고 충격반응 및 분산분해분석 등을 통해 전월세전환율의 장기균형 및 단기 조정과정을 보다 다각적으로 검토하였다는 점에서 차이가 있다.

그 내용을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫 번째로, 본 논문은 장기시계열 자료를 구축하여 실증분석에 이용하였다. 이용만(2012)의 연구에서는 국민은행 ‘전국주택가격동향조사’에서 공개하고 있는 전월세전환율의 자료를 이용하였는데, 분석에 사용된 자료는 2001. 8.부터 2011. 3.까지 공개된 전월세전환율 중에서 2002. 1.부터 2011. 3.까지의 시계열자료이다.

반면, 본 논문에 사용한 시계열 자료는 KB국민은행 ‘전국주택가격동향조사’에서 공표한 전월세전환율 자료(2001. 8.~2011. 3. 공인중개사가 조사하여 보고한 자료)와 한국감정원에서 공표한 전월세전환율 자료(2011. 1.~2015. 8. 실거래를 근거로 산정한 자료)를 통합하여 2001. 8.부터 2015. 8.까지 169개월간의 월간 전월세전환율을 구축하여 실증분석에 사용하였다.

따라서 이용만(2012)이 실증분석에 사용한 시계열 자료보다 기간 면에서 58개월 정도 연장된 시계열 자료를 이용하였고, 또 한편으로 최근 실거래에 근거하여 산정된 실거래 전월세전환율 자료를 통합함으로써 이용만(2012)의 연구에 비하여 최근 시장이자율 하락 상황을 반영하였다. 이런 점에서 본 논문은 최근 이자율 하락 상황을 반영한 장기시계열을 사용하였다는 점에서 선행연구와 차이가 있다.

두 번째로, 본 논문은 각 지역별로 장기 시계열 자료를 구축하여 지역별 장기균형과 단기 조정과정을 분석하였다.

이용만(2012)은 전국 기준 전월세전환율을 이용하여 전월세전환율과 주택

담보대출 신규 대출금리 간의 장기균형 관계와 단기 조정과정을 분석하였다. 그리고 이창무·정의철·최소의(2009)는 강남구와 노원구 소재 아파트를 대상으로 보증부월세의 계약조건과 전세시세를 이용하여 각 시장별 전월세전환율과 시장이자율 대리변수(3년 만기 회사채수익률과 CD금리) 간의 장기균형관계를 분석하였다.

반면, 본 논문에서는 전국, 수도권지역, 서울지역, 6대광역시지역, 지방 등 5개의 지역별로 전월세전환율을 구축한 후, 각 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률간의 장기 및 단기 조정과정을 실증 분석하였다는 점에서 차이가 있다.

세 번째로, 본 논문은 기존 연구방법에 분석방법을 추가하여 실증분석을 하였다. 이용만(2012)은 공적분함수(co-integration function)를 추정하여 균형 전월세전환율이 담보대출금리의 변동을 일부 반영하면서 장기적으로 새로운 균형을 찾아간다는 점을 확인하였고, 부분조정모형을 추정하여 전월세전환율이 균형으로부터 이탈한 경우 단기적으로 조정되는 과정을 분석하였다. 여기서 사용한 부분조정모형은 현재의 전월세전환율이 전기의 장기균형오차(추정 전월세전환율과 실질 전월세전환율과의 차이), 즉 전월세전환율이 균형조건으로부터 벗어나 있는 정도를 부분적으로 반영한다고 가정하고, 이러한 오차를 설명변수에 포함시켜 추정한 모형이다.

본 논문에서는 이용만(2012)의 연구와 마찬가지로 공적분함수를 추정하여 장기균형관계를 확인하였으며, 여기에 추가하여 상태공간모형을 추정하여 전 월세전환율의 시기별 장단기 관계를 분석하였다. 위험프리미엄이 관측되지 않으나 위험프리미엄을 대리하는 상수항의 추정계수가 시간의 변동에 따라 변동할 수 있다는 점을 고려하여 상수항과 국고채 3년 수익률의 계수가 시간에 따라 어떻게 변동하는가를 분석하였다.

이러한 상태공간모형을 이용하게 된 것은, 외환위기 이후 금융자유화로 인해 은행대출에 대한 제약이 완화되기 시작한 2008년 전후로 시장이자율의 변동추이가 다르기 때문에 전월세전환율의 장단기 조정과정도 이때를 전후로 달라졌을 것이라는 생각 때문이다.²⁷⁾

27) 이용만·도경수(2015)는 국고채 3년 수익률의 변화에 따라 시기를 구분하여 전월세전환율의 장기균형관계를 분석한 바 있다. 이용만·도경수(2015)는 국고채 3년 수익률이 하락추세와

또 다른 분석방법으로 이용만(2012)에서는 부분조정모형(partial adjustment model)을 이용하여 단기 조정과정을 추정하였으나 본 논문에서는 오차수정모형(ECM : error correction model)을 채용하였다. 오차수정모형은, 국고채 3년 수익률이 변동할 때 단기적으로 전월세전환율이 이를 일부 반영하고, 동시에 전기의 균형이탈 부분 중 일부를 수정한다고 가정하고 있다. 본 논문에서는 오차수정모형을 통해 전월세전환율이 단기적으로 균형오차를 조정해 가는 과정을 모형화하였다.

마지막으로, 국고채 3년 수익률의 변화에 따라 전월세전환율의 변화 정도를 검증하기 위하여, VAR(vector auto regression) 모형의 일종인 VECM에서 충격반응분석(impulse-response analysis)과 분산분해분석(variance decomposition analysis)을 통해 시장이자율의 변화에 따른 전월세전환율의 변화의 크기를 추정하였다.

이처럼 본 논문은 보다 다양한 모형을 통해 전월세전환율의 장단기 조정과정을 실증적으로 분석하였다는 점에서 이전 연구와 차이가 있다고 할 수 있다.

상승추세를 반복하여 변동하는 2001. 8.부터 2008. 12.까지의 기간과 국고채 3년 수익률이 지속적으로 하락추세를 유지하고 있는 2009. 1.부터 2014. 12.까지의 기간을 구분하여 전월세전환율의 장기균형을 분석하였다. 분석 결과, 전자의 기간에서는 전월세전환율이 국고채 3년 수익률의 일부만을 반영하며 새로운 균형을 찾아가는데 반해, 후자의 기간에서는 전월세전환율이 국고채 3년 수익률을 거의 1:1로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과에 착안하여 장기균형관계의 검증에 추가적으로 상태공간모형을 사용하게 되었다.

<표 2> 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기균형에 관한 선행연구와 차이점

구분	이창무 외(2009)	이용만(2012)	본 논문
분석 자료 및 기간	<ul style="list-style-type: none"> -강남구, 노원구 전월세전환율 (2002.9 ~ 2007.12) -시장이자율: 회사채수익률, CD금리 	<ul style="list-style-type: none"> -KB국민은행 전월세전환율(전국) (2002.1 ~ 2011.3) -시장이자율: 주택담보대출신규금리 	<ul style="list-style-type: none"> -5개 지역별 전월세전환율 (2001.8 ~ 2015.8) -시장이자율: 국고채 3년 수익률
분석 범위	강남구,노원구	전국	전국,수도권,서울, 6대광역시, 지방
분석 방법	회귀분석	공적분함수, 부분조정모형	공적분함수, 상태공간모형, 오차수정모형, VECM 분산분해 및 충격반응분석

III. 실증분석

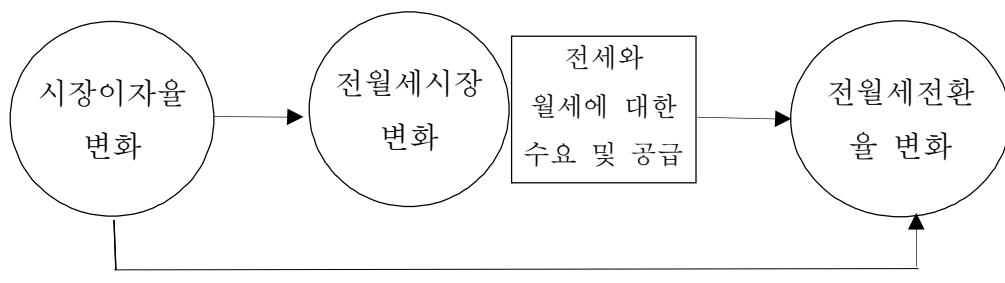
3.1 이론적 모형과 자료

3.1.1 전월세전환율의 조정과정에 대한 이론적 모형

앞의 이론적 검토에서 보았다시피 시장이자율의 변화는 전월세 시장의 변화를 통해 전월세전환율을 변화시킨다. 그러나 현실에서는 이런 변화가 즉각적으로 이루어지지 않을 수 있다. 예를 들어 시장이자율이 하락할 경우, 임대인은 전세를 월세로 전환하고(전세공급 감소, 월세공급 증가), 임차인은 월세 대신 전세를 얻고자 하면서(전세수요 증가, 월세수요 감소) 전세가격이 곧바로 올라가야 한다. 하지만 임대인이 전세를 월세로 돌리고자 해도 기존 임차인의 임대차계약기간이 남아 있을 수 있다. 또 임차인이 월세 대신 전세를 얻고자 해도 주거 이전에 따른 이사비용, 자금 차입에 걸리는 시간 등 때문에 곧바로 월세 대신 전세를 얻을 수가 없다.

이에 따라 시장이자율이 변하더라도 전세시장과 월세시장의 수급조정은 서서히 나타날 수 있다. 그 결과 전세가격과 월세가격의 변화, 그리고 그로 인한 전월세전환율의 변화는 시차를 두고 나타날 수 있다. 즉, 전월세전환율은 장기적으로는 시장이자율과의 균형관계를 유지하겠지만, 단기적으로는 시장이자율과의 균형관계를 유지하지 못한 채 서서히 균형을 찾아간다고 볼 수 있다.

<그림 4> 시장이자율 변화에 따른 전월세전환율의 장단기 변화



시장이자율 변화에 따른 전월세전환율의 장단기 변화

전월세전환율이 장기와 단기에 걸쳐 균형을 찾아가는 과정은 흔히 오차수정모형(ECM: error correction model) 또는 부분조정모형(partial adjustment model) 등으로 모형화 할 수 있다.²⁸⁾ 여기서는 오차수정모형으로 전월세전환율의 장단기 조정과정을 모형화 해보고자 한다.²⁹⁾

앞에서 본 전세시장과 월세시장의 동시적 균형조건은 $R/C = i + (s + \pi)$ 이다. 즉, 전월세전환율은 무위험자산수익률에다가 임대인 또는 임차인의 위험 프리미엄을 더한 것이다. 무위험자산의 수익률은 보통 국고채 수익률을 사용하지만, 국고채 수익률에도 채권 만기의 장단기에 따라 유동성 위험 등이 다르기 때문에 이론상의 무위험자산수익률과 이를 대리하는 국고채 수익률은 서로 정확하게 일치하지는 않는다. 이에 따라 다음과 같은 식으로 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 균형관계를 추정해 볼 수 있다.

$$\left(\frac{R}{C}\right)_t = Y_t = \alpha + \beta r_t + e_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

(14)식에서 r 은 무위험자산의 수익률을 대리하는 시장이자율이다. β 는 전월세전환율이 시장이자율을 반영하는 정도를 나타낸다. 그리고 α 는 위험 프리미엄의 크기를 나타내는 계수이다. (14)식을 통해 추정된 $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} r_t$ 는 전세시장과 월세시장의 동시적 균형을 보장하는 균형 전월세전환율이라고 할 수 있다.

전월세전환율과 시장이자율이 불안정 시계열(non-stationary process)일 경우, (14)식은 이른바 공적분 함수(co-integration function)로서, 시장이자율과

28) 가격이나 생산량, 거래량 등을 단기적으로 조정해 나가는 과정을 부분조정모형(partial adjustment model)으로 표현할 수도 있다. 부분조정모형은 전기의 값에서 오차수정 부분의 일부를 조정하는 방식으로 장기균형을 찾아가는 과정을 모형화한 것이다. Geltner(1991), Quan and Quigley(1991), 이용만·이상한(2009) 등이 이 식을 사용하여 가격의 균형조정과정을 모형화한 바 있다.

29) 전월세전환율이 장기와 단기에 걸쳐 균형을 찾아가는 과정에 대해 이용만(2012)에서는 부분조정모형을 사용하였다. 여기서는 오차수정모형을 사용한다.

전월세전환율의 장기적인 균형관계를 나타낸다.

그러나 시장이자율이 변할 때, 전월세전환율이 곧바로 변하여 균형관계를 항상 유지하는 것은 아니다. 만약 전월세전환율이 균형 상태에 있지 않으면 (균형으로부터 일탈 부분이 존재한다면), 이를 수정하는 방향으로 움직여야 장기적으로 균형을 유지할 수 있다. 그래서 시장이자율이 변동하면, 전월세전환율은 이를 일부 반영하면서 또 다른 한편으로 균형일탈부분을 일부 수정하게 된다.

전월세전환율의 단기적인 조정과정은 (14)식에 대한 오차수정모형(error correction model)으로 표현 가능하다. (14)식의 오차수정모형은 (15)식과 같다.

$$\Delta Y_t = \delta + \theta \Delta r_t + \gamma EC_{t-1} + u_t \quad (15)$$

여기서 EC_{t-1} 은 $(Y_{t-1} - \widehat{Y}_{t-1})$ 이며, 전기에 전월세전환율이 장기균형으로부터 일탈해 있는 정도를 나타낸다. 흔히 이를 오차수정항(EC항 : error correction term)이라고 부른다. (15)식이 의미하는 것은, 시장이자율이 변하면 전월세전환율은 이번 기에 이를 일부(θ 비율만큼) 반영하면서 동시에 전기의 균형이탈부분 중 일부(γ 비율만큼)를 수정한다는 것이다. 이 때 γ 의 부호는 음(−)이어야 한다. γ 의 부호가 음(−)이어야 전월세전환율은 균형으로 수렴해 들어가게 된다. 즉, 전월세전환율이 균형 수준보다 높을 때에는 다음 기에 그 차이의 일부를 줄이기 위해 전월세전환율이 내려가야 하고, 그 반대의 경우 다음 기에 전월세전환율이 올라가야 균형을 찾을 수 있게 된다.

한편, 시장이자율과 전월세전환율의 장기적인 균형관계는 시간에 따라 변할 수 있다. 전월세전환율이 시장이자율의 변화에 반응하기 위해서는 임대인과 임차인이 차입을 하는데 제약이 없어야 하는데, 시기에 따라 임대인과 임차인의 차입 제약이 다를 수 있기 때문이다. 또한 임대인과 임차인이 갖게 되는

위험 프리미엄 역시 시간에 따라 달라질 수 있다. 임대차시장의 구조나 임대인 또는 임차인에 대한 제도적 지원 등이 시기에 따라 다르기 때문이다.

시간에 따라 시장이자율에 대한 반응이나 위험 프리미엄의 변화를 모형화 하는 것이 쉽지는 않으나, 비관측인자를 추정할 때 사용하는 상태공간모형 (state space model)을 이용하면 (14)식을 다음과 같은 시간변동계수모형(time varying parameter model)으로 변형할 수 있다.

$$Y_t = \alpha_t + \beta_t r_t + e_t \quad (16)$$

$$\alpha_t = \alpha_0 + \rho \alpha_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\beta_t = \beta_0 + \tau \beta_{t-1} + \eta_t$$

(14)식에서 위험 프리미엄의 크기를 보여주는 α_t 는 시간에 따라 값이 달라지는데, α 의 움직임을 표현한 것이 $\alpha_t = \alpha_0 + \rho \alpha_{t-1} + \epsilon_t$ 이다. 이 식에서 α_0 와 ρ , 그리고 ϵ_t 의 값에 따라 모형 형태가 달라진다.

만약 $\rho = 1$ 이면, $\alpha_t = \alpha_0 + \alpha_{t-1} + \epsilon_t$ 으로 α_t 는 표류항(drift)이 있는 임의보행(random walk) 모형이 된다.

만약 $\rho = 1$ 이고 $\alpha_0 = 0$ 이면, $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \epsilon_t$ 으로 α_t 는 표류항(drift)이 없는 임의보행(random walk) 모형이 된다.

만약 $\rho < 1$ 이고 $\alpha_0 = 0$ 이면, $\alpha_t = \rho \alpha_{t-1} + \epsilon_t$ 으로 α_t 는 안정적인 AR(1) 모형이 된다.

만약 $\alpha_0 = 0$, $\epsilon_t = 0$ 이면, $\alpha_t = \rho \alpha_{t-1}$ 으로 α_t 는 축차 모형(recursive model)이 된다.

α_t 가 어떤 행태를 보이며 움직일 것인가는 사전적으로 알 수 없고, 모형 추정을 통해 적절한 모형을 찾아야 한다.

β_t 의 움직임 또한 β_0 와 τ , 그리고 η_t 의 값에 따라 모형 형태가 달라지는데, 이 역시 사전적으로 어떤 모형인지 알 수는 없으며, 모형 추정을 통해 적절한 모형을 찾아야 한다.

3.1.2 자료의 구축

(14)식과 (15)식, 그리고 (16)식을 추정하기 위해 본 논문에서는 서론에서 이야기한 바 있는 세 가지 전월세전환율 자료(KB국민은행의 전월세전환율 자료, 한국감정원 월세가격동향조사의 월세이율 자료, 한국감정원 주택가격동향조사의 전월세전환율 자료)를 적절하게 조합하여 전월세전환율에 대한 장기시계열을 구축하고자 한다.

실증 분석에 사용할 세 가지 전월세전환율 자료는 <표 3>에서 정리된 바와 같이 자료의 원천에 따라 시계열 기간이 상이하고, 자료가 커버하는 지역이나 주택유형에 차이가 있다. 그리고 전월세전환율 산출의 근거가 되는 가격자료(전세가격 및 월세가격 자료)의 특성에 차이가 있다.

KB국민은행의 전월세전환율 자료는 시계열이 2001년 8월부터 시작하지만 2011년 3월 이후 공표되고 있지 않다. 이 자료는 공인중개사의 조사 자료에 기초하고 있으며, 지역별로는 전국과 수도권, 지방, 광역시, 서울 등으로 세분화되어 있다. 주택유형별로는 세분화되어 있지 않다.

한국감정원의 월세이율 자료는 KB국민은행의 전월세전환율처럼 조사 자료에 기초하고 있는데, 시계열의 시작은 2010년 6월부터이다. 그런데 이 자료는 2014년 12월까지만 공표되었다. 이 자료는 지역별로도 수도권과 서울, 광역시로 한정되어 있었고, 주택유형도 주택 종합만 공표되었다.

한편 한국감정원의 전월세전환율 자료는 실거래 자료를 가지고 추정한 것으로, 앞의 두 전월세전환율과 성격이 다르다. 이 자료는 2011년 1월부터 현재까지 공표되고 있으며, 지역별로는 전국, 수도권, 서울, 8개도, 광역시 등을 포괄하고 있다. 주택유형도 주택 종합과 아파트, 단독, 연립 등으로 세분화되어 있다.

<표 3> 실증분석에 사용 가능한 전월세전환율 자료의 종류

자료	출처	기간	특성	지역/주택유형
KB국민은행 전월세전환율	전국주택가격 동향조사	2001.8 ~ 2011. 3	조사 자료	<ul style="list-style-type: none"> - 지역 : 전국, 수도권, 지방, 광역시, 서울 등 - 주택유형 : 주택 종합
한국감정원 월세이율	월세가격동향 조사	2010.6 ~ 2014.12	조사 자료	<ul style="list-style-type: none"> - 지역 : 수도권, 서울, 광역시(2012.5부터) - 주택유형 : 주택 종합
한국감정원 전월세전환율	전국주택가격 동향조사	2011.1 ~ 현재	실거래 자료	<ul style="list-style-type: none"> - 지역 : 전국, 수도권, 8개도, 광역시, 서울 등 - 주택유형 : 주택 종합, 아파트, 단독, 연립 등

전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 관계를 보기 위해서는 가급적 시계열 시간이 길어야 한다. 이런 점에서 KB국민은행의 전월세전환율 자료는 10년 정도의 시계열을 갖고 있어서 시장이자율과의 장기적인 균형 관계를 보는 데에는 문제가 없다. 하지만 최근의 균형 관계를 보지 못하는 단점이 있다. 반면, 한국감정원의 월세이율 자료나 전월세전환율 자료는 최근의 균형 관계를 볼 수 있지만 시계열 기간이 짧아서 장기적인 관계를 충분히 보여준다고 보기 어렵다.

이런 점을 감안하여 KB국민은행 자료와 한국감정원 자료를 통합하여 전월세전환율의 장기시계열을 만들어 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 관계를 보고자 한다. KB국민은행 자료와 한국감정원 자료를 통합할 때, 한국감정원의 월세이율 자료는 지역이 수도권과 서울 등에 한정되어 있다. 그래서 여기서는 KB국민은행 자료와 한국감정원 전월세전환율 자료를 통합하기로 하였다.

장기 전월세전환율의 시계열을 만들기 위하여 KB국민은행 전월세전환율 자료, 한국감정원 월세이율 자료 및 전월세전환율 자료의 통합하는 방법과 과정을 요약하면 [그림 5]와 같다.

<그림 5> 전월세전환율의 장기 시계열 자료의 구축 방법 및 과정

1. 국민은행 전월세전환율, 한국감정원 월세이율 및 전월세전환율 자료 수집	
방법 및 과정	<ul style="list-style-type: none">① 각 공개된 사이트에서 원자료 수집② 월 전월세전환율을 연 전월세전환율로 환산③ 각 상이한 3개의 시계열자료의 특성파악(기간, 지역 등)
↓	
2. 국민은행 전월세전환율 자료와 한국감정원 월세이율 자료 비교(수도권, 서울)	
방법 및 과정	<ul style="list-style-type: none">① 공인중개사가 조사하여 보고한 자료의 공통점② 기초 데이터의 추세와 수준을 비교③ 자료의 기간이 겹치는 8개월의 2시계열의 스프레드를 평균④ [그림 6]과 같이 추세와 수준이 비슷함
↓	
3. 한국감정원 월세이율 자료와 한국감정원 전월세전환율 자료 비교(수도권, 서울)	
방법 및 과정	<ul style="list-style-type: none">① 조사자료인 월세이율과 실거래가격 근거로 산정된 전월세전환율의 차이를 확인하기 위한 과정② [그림 6]와 같이 추세는 비슷하고, 수준차이만 발견 (두 시계열 겹치는 기간 동안 스프레드의 평균을 구함)
↓	
4. 국민은행 전월세전환율과 한국감정원의 전월세전환율의 통합	
방법 및 과정	<ul style="list-style-type: none">① 앞의 과정을 통해 두 자료의 수준을 조정하여 통합가능성 확인② 자료의 기간이 겹치는 3개월의 스프레드를 평균하여 국민은행 전월세전환율의 수준을 스프레드 평균만큼 조정

이를 보다 구체적으로 설명하자면, 먼저 KB국민은행 전월세전환율 자료와 한국감정원의 월세이율 자료의 성격을 파악하기 위하여 두 자료가 시기별로 겹치는 8개월(2010.8~2011.3) 동안 전월세전환율의 추세와 수준을 비교하였다. 두 자료의 시계열이 겹치는 8개월을 비교해 본 결과, 수도권과 서울은 한국감정원 월세이율이 KB국민은행 전월세전환율보다 각각 평균적으로 0.08%p, 0.51%p 높았다. 이로부터 한국감정원 월세이율은 KB국민은행 전월세전환율보다 다소 높기는 했지만 그 차이가 그리 크지 않다는 것을 알 수 있다.

다른 한편 한국감정원의 월세이율 자료와 한국감정원의 전월세전환율의 시계열을 비교하여 추세와 수준의 차이를 비교하였다. 두 자료가 겹치는 48개월(2011.1~2014.12) 동안 두 시계열의 차이를 비교해 본 결과, 수도권과 서울은 한국감정원 월세이율이 한국감정원의 전월세전환율보다 평균적으로 각각 1.55%p, 1.77%p 높았다. 이용만·도경수(2015)는 두 시계열을 가지고 국고채 3년 수익률과의 장기균형관계를 도출해 보았는데, 두 시계열은 위험 프리미엄의 크기를 제외하고는 국고채 3년 수익률과의 장기균형관계에 차이가 거의 없었다.³⁰⁾

한국감정원의 월세이율과 전월세전환율이 수준차이만 있을 뿐 추세에서는 차이가 거의 없고, 한국감정원의 월세이율이 국민은행의 전월세전환율보다 다소 높기는 하지만 차이가 크지 않다는 결론에 따라, 이를 근거로 하여 국민은행 전월세전환율 자료와 한국감정원의 전월세전환율 자료를 통합하였다.

국민은행 전월세전환율 자료와 한국감정원의 전월세전환율의 통합은 2개의 시계열이 2011년 1월부터 2011년 3월까지 3개월이 겹치므로, 3개월 동안의

30) 한국감정원의 전월세전환율(실거래가격 자료)과 한국감정원의 월세이율(조사자료)의 장기 균형관계식을 추정한 결과, 전월세전환율과 국고채 3년 수익률과 장기적으로 각 균형관계에 있고, 국고채 3년 수익률의 추정계수는 두 자료간에 차이가 크게 나지 않았다. 다만 위험 프리미엄의 크기를 나타내는 상수항의 추정계수는 차이가 있었다. 자료는 월 전월세전환율을 연 전월세전환율로 환산하여 월간수치로 사용하였다.

	한국감정원 전월세전환율 (2011.1 ~ 2014. 12)	한국감정원 월세이율 (2011.1 ~ 2014. 12)
상수항	5.2079 ***	6.5828 ***
국고채 3년 수익률	1.0559 ***	1.1408 ***

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

차이를 평균한 후 국민은행 전월세전환율 자료에 평균 스프레드만큼을 차감하여 장기 시계열 자료를 구축하였다. 전국의 경우 1.65%p 차감하였고, 수도권은 1.66%p, 6개 광역시는 1.76%p, 지방은 1.01%p, 서울은 1.49%p 차감하였다.³¹⁾

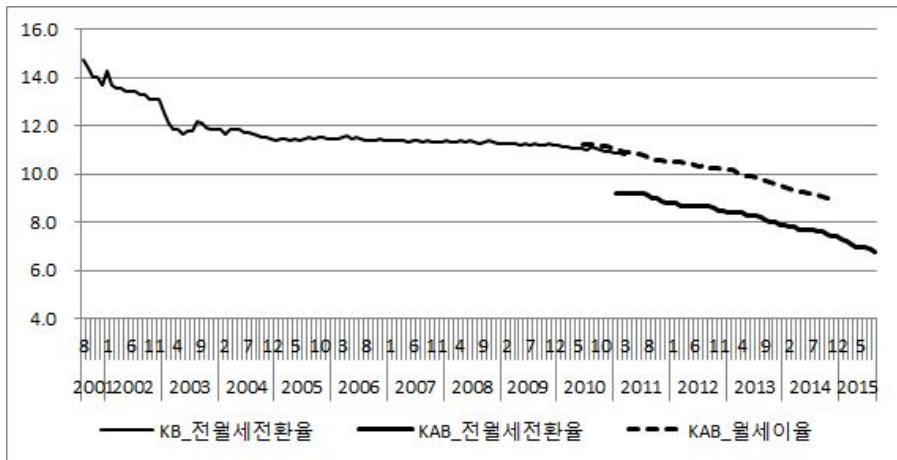
<표 4> 전월세전환율 자료별 스프레드의 평균

	전국	수도권	6개 광역시	지방	서울
한국감정원 월세이율 – KB 전월세전환율 (2010.8 – 2011.3)		0.08%p (0.06%p)			0.51%p (0.06%p)
한국감정원 월세이율 – 한국감정원 전월세전환율 (2011.1 – 2014.12)		1.55%p (0.10%p)			1.77%p (0.14%p)
KB 전월세전환율 – 한국감정원 전월세전환율 (2011.1 – 2011.3)	1.65%p (0.08%p)	1.66%p (0.05%p)	1.76%p (0.03%p)	1.01%p (0.08%p)	1.49%p (0.02%p)

주 : 괄호 속 숫자는 표준편차임.

31) KB 국민은행 전월세전환율은 6개 광역시와 지방으로 되어 있고, 한국감정원의 전월세전환율은 5개 광역시와 8개도로 되어 있다. 두 시계열에 지역별 차이가 일부 존재하지만, 그 차이가 미미할 것으로 보여 이하 본 논문에서는 ‘6대 광역시 전월세전환율’과 ‘지방 전월세전환율’로 명명하였다.

<그림 6> 수도권 전월세전환율의 추이(주택 종합 기준)



주) KB_전월세전환율은 KB국민은행의 전월세전환율을, KAB_전월세전환율은 한국감정원의 전월세전환율을, 그리고 KAB_월세이율은 한국감정원의 월세이율을 의미함.

무위험자산 수익률을 나타내는 시장이자율은 국고채 수익률 자료를 사용해, 전세계약이 평균적으로 3년 내외인 점을 고려하여 3년물 수익률을 사용하였다. 일반적으로 시장이자율로 회사채수익률이나 CD금리를 사용하기는 하나, 회사채수익률 속에는 무위험자산의 수익률 외에 기업들의 신용위험 등이 포함되어 있어서 적절하지 않다고 생각하였다. 그리고 CD금리의 경우 단기금리라는 점에서 무위험자산 수익률에 가까우나 최근 들어 CD금리의 조작 가능성이 대두되고 있어서 검토 대상에서 제외하였다.³²⁾ 국고채 1년 수익률이 무위험자산 수익률에 좀 더 가깝기는 하나, 시계열 기간이 짧아서 이 역시 검토대상에서 제외하였다.

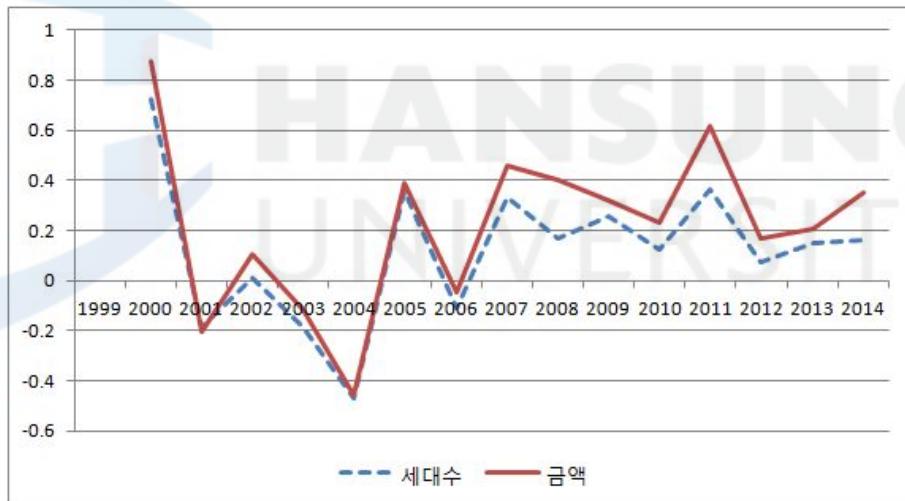
앞서 살펴본 바와 같이 이론적 모형을 단순화하기 위하여 임대인과 임차인 모두 금융기관으로부터의 차입계약이 없다고 가정하였다. 그러나 금융기관으로부터 임대인과 임차인의 차입가능여부와 그 정도가 시기별로 다르기 때문에 전월세전환율의 조정과정도 시기별로 달라질 수 있다. 또 전월세전환율에 내재되어 있는 위험 프리미엄의 정도는 지역별로 주택유형별로 다를 수 있고,

32) 최근에 CD금리 대신 COFIX 금리가 사용되고 있는데, COFIX 금리의 시계열이 짧아서 이 역시 검토대상에서 제외하였다.

또 시장이자율의 크기에 따라 달라질 수도 있다.

임대인이나 임차인의 차입계약을 보기 위해 주택전세자금대출의 보증규모를 살펴 보았다. 전세자금대출에 대한 주택금융신용보증기금의 보증 규모를 보면, [그림 7]과 같이 2006년까지는 전세자금대출에 대한 보증의 증가속도가 매우 낮았다. 그러던 것이 2007년 이후부터는 보증의 증가속도가 매우 빠르다. 전세자금대출은 담보가 별도로 없는 신용대출의 일종인데, 정부의 신용보증을 통해 전세자금대출이 늘어난다는 것은 가계의 금융기관에 대한 접근성이 높고, 자금대출이 완화되어 금융기관으로부터의 차입금의 정도가 확대된 것이라고 해석할 수 있다.

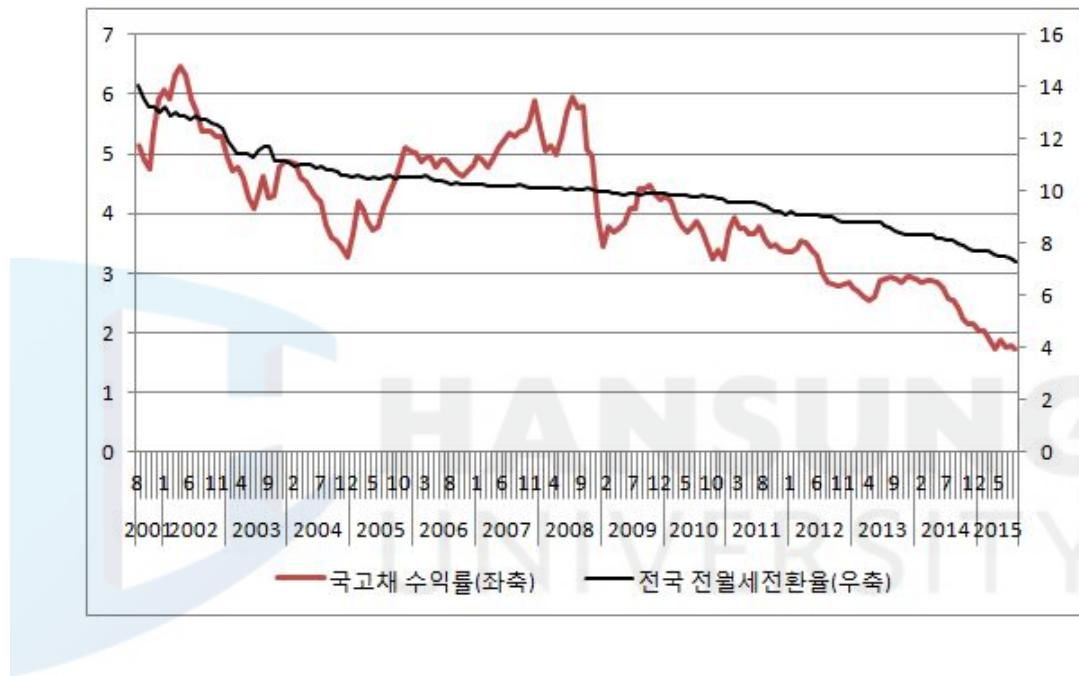
<그림 7> 주택금융신용보증기금의 전세자금대출에 대한 보증 증가율



한편 국고채 3년 수익률 추이를 보면, 장기적으로는 하락 추세를 보이지만 2008년 중후반 이전에까지는 하락추세와 상승추세를 번갈아 보여 웠음을 알 수 있다. 그러던 것이 2009년부터는 지속적인 하락추세를 유지하고 있다. 반면, 전월세전환율은 2000년대 들어서면서 지속적으로 하락 추세를 보이고 있

다. 국고채 3년 수익률이 상승 추세를 보이던 2005년부터 2008년까지의 시기에도 전월세전환율은 지속적으로 하락하고 있다. 그러나 2009년 이후는 국고채 3년 수익률과 전월세전환율이 같은 방향으로 움직이고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 8> 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 추이



3.1.3 자료의 시계열적 특성

전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간의 장단기 관계를 보기 위해 먼저 두 시계열에 단위근(unit root)이 존재하는지 여부를 ADF 검정과 DF-GLS 검정, 그리고 KPSS 검정(Kwiatkowsk-Phillips-Schmidt-Shin test) 방법으로 검정을 해 보았다.

ADF 검정과 DF-GLS 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 있다’는 것이다. DF-GLS 검정은 추세를 제거한 뒤에 검정을 하기 때문에 자료에 추세가 포

함되었을 때 검정력을 높일 수 있다. ADF 검정(절편항 포함) 결과 일부 시계열에서 ‘단위근이 있다’는 귀무가설이 기각되었으나, DF-GLS 검정(절편항 포함)에서는 모든 시계열에서 ‘단위근이 있다’는 귀무가설이 기각되지 않았다. 즉, ADF 검정 결과, 일부 지역의 전월세전환율에 단위근이 없는 것으로 나타난 반면, DF-GLS 검정 결과에서는 모든 지역의 전월세전환율과 국고채 3년 수익률에 단위근이 있는 것으로 나타났다.

KPSS 검정(절편항 포함)은 귀무가설이 ‘단위근이 없다’는 것이다. KPSS 검정 결과, 모든 시계열에서 ‘단위근이 없다’는 귀무가설이 1%의 유의수준 하에서 모두 기각되었다. 즉, KPSS 검정 결과로는 모든 지역의 전월세전환율과 국고채 3년 수익률에 단위근이 있는 것으로 나타났다.

<표 5> 전월세전환율 및 시장이자율의 단위근 검정 결과

		귀무가설 : 단위근이 있다.		귀무가설 : 단위근이 없다.
		ADF 검정	DF-GLS 검정	KPSS 검정
전월세 전환율	전국	-2.8286*	3.2989	1.5035***
	수도권	-1.8097	3.0208	1.4239***
	6대 광역시	-3.2822**	2.4647	1.4309***
	지방	-2.0504	2.0074	1.5574***
	서울	-3.1182**	2.6106	1.3426***
국고채 수익률		-1.0989	-0.4703	1.1968***

주) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준으로 귀무가설이 기각됨을 의미함.

DF-GLS 검정과 KPSS 검정 결과, 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률에 단위근이 존재하는 것으로 판단됨에 따라 공적분 검정(cointegration test)을 통해 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간에 장기적인 균형관계가 존재하는지를 파악해 보았다.

Johansen의 공적분 검정 방법으로 두 변수들(지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률) 사이의 공적분 관계를 Trace 통계량과 Max-Eigen Value 통계량으로 검정해 본 결과, 공적분 개수가 대부분 1개 이상 있는 것으로 나타났다. 변수가 두 개(전월세전환율과 국고채 3년 수익률)로 구성되어 있으므로, 최대 공적분 개수는 1개가 된다. 따라서 각 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 판단되었다.

<표 6> 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간의 공적분 검정 결과

	data trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	
전국	Trace	2	1	1	0	2
	Max-Eig	2	1	1	1	2
수도권	Trace	2	1	1	0	1
	Max-Eig	2	1	1	1	1
서울	Trace	2	1	1	1	1
	Max-Eig	2	1	1	1	1
6대 광역시	Trace	2	1	1	0	2
	Max-Eig	2	1	1	0	0
지방	Trace	2	1	1	0	2
	Max-Eig	2	1	1	0	0

주) 각 숫자는 5%의 유의수준으로 평가된 공적분 개수임.

3.2 지역별 전월세전환율의 장기균형 및 단기 조정과정 분석

3.2.1 전월세전환율의 장기균형 관계

전월세전환율과 국고채 3년 수익률이 단위근을 갖고 있고, 두 변수 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타남에 따라 2001년 8월부터 2015년 8월 까지 구축된 시계열 자료를 이용하여 각 지역별로 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형 관계를 추정하였다. 두 변수의 장기균형 관계를 나타내는 공적분 함수인 (14)식을 지역별로 추정하였다.

장기균형 관계는 시간에 따라 변할 수 있다. 이때 시간에 따라 달라진다는 의미는 (14)식의 추정계수값이 시간에 따라 변동할 수 있다는 것을 의미한다. 실제로 전월세전환율이 시장이자율에 반응하기 위해서는 임대인과 임차인의 차입 제약 등이 없어야 하나 현실적으로 시간에 따라 임대인과 임차인의 차입에 제약이 존재할 수 있으므로 전월세전환율과 시장이자율의 장기균형에 영향을 미치게 된다. 또한 전월세전환율에 내재되어 있는 위험 프리미엄은 앞의 (7)식에서 보다시피 시장이자율의 크기에 따라 달라질 수 있다.

이러한 점을 고려하여 앞의 장기 균형식 (14)식에서 상수항과 국고채 3년 수익률의 계수가 시간에 따라 달라지는 것을 모형화한 (16)식을 이용하여 실증분석 하였다. (16)식에서 상수항의 계수는 임의보행(random walk)하는 것으로 가정하고, 국고채 수익률의 계수는 축차적으로 변하는 것(recursive parameter)으로 가정하여 칼만필터링 추정방법으로 추정하였다.³³⁾ 모형 추정은 계량분석 프로그램인 EViews Ver. 6.0을 사용하였다.

33) 상수항의 계수에 표류항이 존재하는 것으로 가정하여 추정해 보았고, 또 AR(1) 과정을 따르는 것으로 가정하여 모형을 추정해 보았으나, 임의보행 가정이 상수항의 움직임을 가장 잘 표현하는 것으로 보여 임의보행을 가정하였다. 국고채수익률의 계수 역시 표류항의 존재 여부, 임의보행 여부, AR(1) 과정 여부를 조사하였는데, 축차적 계수 모형(recursive parameter model)이 국고채 수익률 계수의 움직임을 가장 잘 표현하는 것으로 보였다.

1) 전국

(1) 장기균형 함수 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 공적분 함수식을 추정한 결과 <표 7>의 결과에서 보는 바와 같이 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률의 103% 정도 반영하면서 변동해 나가는 것으로 나타났다. 위험 프리미엄이라고 볼 수 있는 상수항은 5.9%p 정도였다. 이는 전월세전환율이 장기적으로는 국고채 3년 수익률과 거의 1:1의 비율로 변동해 나간다는 것을 의미한다. 즉, 수준에 차이는 있지만 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률과 거의 같이 움직인다는 것이다.

<표 7> 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
α (상수항)	5.887***	0.239	24.673	0.000
β (국고채수익률)	1.028***	0.057	18.178	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

(2) 상태공간 모형 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 시간변동계수모형을 추정한 결과는 <표 8>과 같다. 시간에 따른 상수항과 국고채 3년 수익률 추정계수의 추이는 다음의 [그림

9]와 같다.

최종적인 추정계수 값은 위에서 본 장기균형 함수 추정치와 차이가 없었다. 상수항과 국고채 3년 수익률의 추정계수 값은 그림에서 보다시피 2003년 이전까지는 매우 불안정한 모습인데, 이는 초기 추정에 흔히 나타나는 표본 부족 때문에 나타나는 문제이다. 즉, 초기 추정에 사용되는 자료가 충분하지 못하다 보니 추정치가 매우 불안정하게 나타나는 것이다. 이런 점을 고려할 때 2004년 이후부터의 추정치가 의미있는 추정치인 것으로 보인다.

그림에서 보다시피 상수항의 추정계수는 2004년 이후 지속적으로 올라가다가, 2009년 2월 이후 하락하는 추세를 보이고 있다. 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 2009년 2월을 기점으로 상승하는 추세를 보였다. 이런 추정계수의 변화를 고려하면, 전월세전환율과 시장이자율과의 장기적인 균형 관계는 2009년 전후로 구조적인 변화가 있었다고 보여진다. 2009년 이전에는 시장이자율이 내리기도 하고 오르기도 하면서 등락을 거듭해 왔었는데, 전월세전환율은 이런 시장이자율의 변화에 대해 충분히 반응을 해 오지 않았던 것이다(국고채 3년 수익률의 추정계수값이 지속적으로 하락). 그러다가 2009년 이후 시장이자율이 지속적으로 하락하자 전월세전환율도 이런 시장이자율의 변화에 충분히 반응을 하고 있는 것으로 보인다(국고채 3년 수익률의 추정계수값이 지속적으로 상승하여 2014년 말 현재는 국고채 3년 수익률이 움직이는 만큼 전월세전환율도 움직이고 있음). 이처럼 2009년 이후 전월세전환율이 시장이자율의 움직임을 그대로 따라가고 있는 것은 전세자금대출과 주택담보대출 등이 원활하게 이루어지고 있기 때문인 것으로 보인다.

상수항은 위험 프리미엄의 크기를 보여주는데, 위험프리미엄이 2009년 이전까지는 올라가다가, 2009년부터 최근까지 지속적으로 하락하고 있다고 볼 수 있다. 이는 시장이자율의 움직임과 관계가 있는 것으로 보인다. 위험 프리미엄은 시장이자율의 크기에 의해 영향을 받는데(앞의 (7)식 참조), 2005년부터 2008년까지 시장이자율이 올라가면서 위험 프리미엄도 올라간 것으로 보인다. 그러다가 2008년 이후 시장이자율이 하락 추세를 보이면서 위험 프리미엄도 내려간 것으로 볼 수 있다.³⁴⁾ 물론 위험 프리미엄이 2009년 이후 하

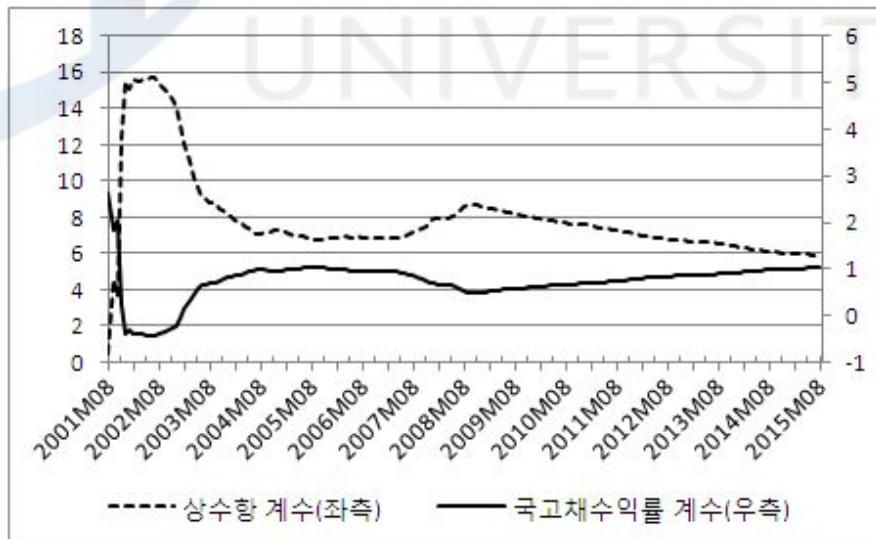
34) 상수항의 추정계수의 움직임이 국고채 수익률 추정계수의 움직임과 반대로 움직이고 있는 것은, 국고채 수익률로 설명되지 않는 전월세전환율의 움직임을 주로 상수항으로 표현하고

락 추세를 보이는 것을 시장이자율의 하락 추세 만에 기인한 것이라고 단언하기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 2009년 이후 위험 프리미엄이 추세적으로 하락하는 현상을 설명하는데 있어서 시장이자율의 하락을 제외하기는 어려울 것이다.

<표 8> 전국 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과

변수	Final State	Root MSE	z 통계량	확률
α (상수항)	5.887***	0.239	24.673	0.000
β (국고채수익률)	1.028***	0.057	18.179	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.



<그림 9> 전국 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동

있기 때문인 것으로 보인다.

2) 수도권 지역

(1) 장기균형 함수 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 수도권 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 공적분함수식을 추정한 결과는 <표 9>와 같다. 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률의 92% 정도를 반영하면서 변동해 나가는 것으로 나타났다. 위험 프리미엄이라고 볼 수 있는 상수항은 5.7%p 정도였다. 전국에 비해 국고채 3년 수익률의 반영 정도가 낮고, 위험프리미엄의 크기도 다소 낮았다.

<표 9> 수도권 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
α (상수항)	5.740***	0.194	29.592	0.000
β (국고채수익률)	0.921***	0.046	20.031	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

(2) 상태공간 모형 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 수도권 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 상태공간모형식을 추정한 결과는 <표 10>과 같고, 시간에 따른 상수항과 국고채 3년 수익률 추정계수의 추이는 다음의 [그림 10]과 같다.

최종적인 상태에서의 추정계수값은 위의 장기균형 함수의 추정치와 차이가

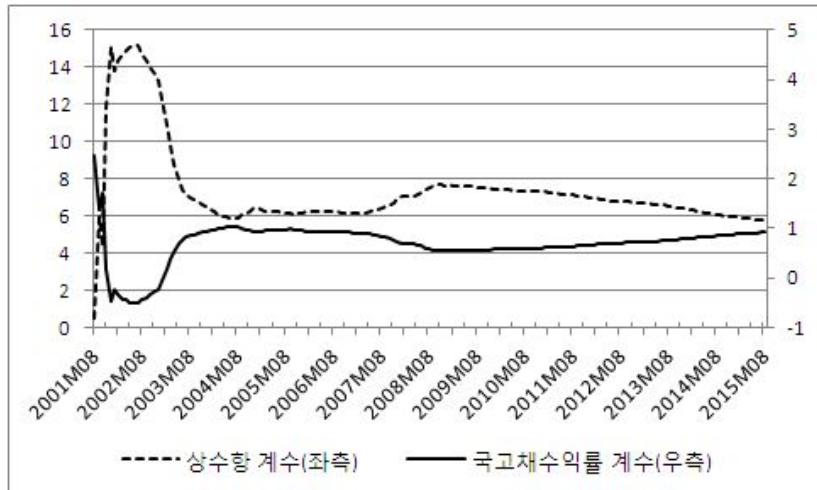
없었다. 시간에 따른 상수항의 추정계수와 국고채 수익률의 추정계수 움직임은 전국 전월세전환율의 경우와 유사하였다. 수도권 전월세전환율이 이와 같은 움직임을 보이는 이유는 전국 전월세전환율의 움직임과 마찬가지로 임대인이나 임차인에 대한 대출 제한 여부 때문인 것으로 보인다. 즉, 2009년 이후 임대인이나 임차인에 대한 대출이 원활해지면서 전월세전환율이 국고채 3년 수익률에 움직임을 좀 더 민감하게 반영하게 된 것으로 보인다.

상수항의 추정계수는 2003년 이후 지속적으로 올라가다가, 2009년 2월 이후 하락하는 추세를 보이고 있다. 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 2009년 2월을 기점으로 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다. 수도권 전월세전환율이 이와 같은 움직임을 보이는 이유는 전국 전월세전환율의 움직임과 마찬가지로 시장이자율의 움직임과 관계가 있는 것으로 보인다. 즉, 시장이자율이 2008년까지 올라가면서 전월세전환율에 내재되어 있는 위험 프리미엄도 올라갔고, 그 이후 시장이자율이 하락하면서 위험 프리미엄도 내려간 것으로 보인다.

<표 10> 수도권 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과

변수	Final State	Root MSE	z 통계량	확률
α (상수항)	5.740***	0.194	29.592	0.000
β (국고채수익률)	0.921***	0.046	20.030	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.



<그림 10> 수도권 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동

3) 서울 지역

(1) 장기균형 함수 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 서울지역 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 공적분함수식을 추정한 결과 <표 11>과 같다. 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률의 87% 정도를 반영하면서 변동해 나가는 것으로 나타났다. 위험 프리미엄이라고 볼 수 있는 상수항은 5.3%p 정도였다. 전국에 비해, 그리고 수도권에 비해 시장이자율에 반응하는 정도가 낮고, 위험 프리미엄의 크기도 낮은 것으로 보인다.

<표 11> 서울 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
α (상수항)	5.287***	0.184	28.807	0.000
β (국고채수익률)	0.871***	0.044	20.028	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

(2) 상태공간 모형 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 서울지역 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 상태공간모형식을 추정한 결과는 <표 12>와 같고, 시간에 따른 상수항과 국고채 3년 수익률 추정계수의 추이는 다음의 [그림 11]과 같다.

최종적인 상태에서의 추정계수값은 위의 장기균형 함수의 추정치와 차이가 없었다. 시간에 따른 상수항의 추정계수와 국고채 3년 수익률의 추정계수 움직임은 전국 및 수도권의 경우와 유사하였다.

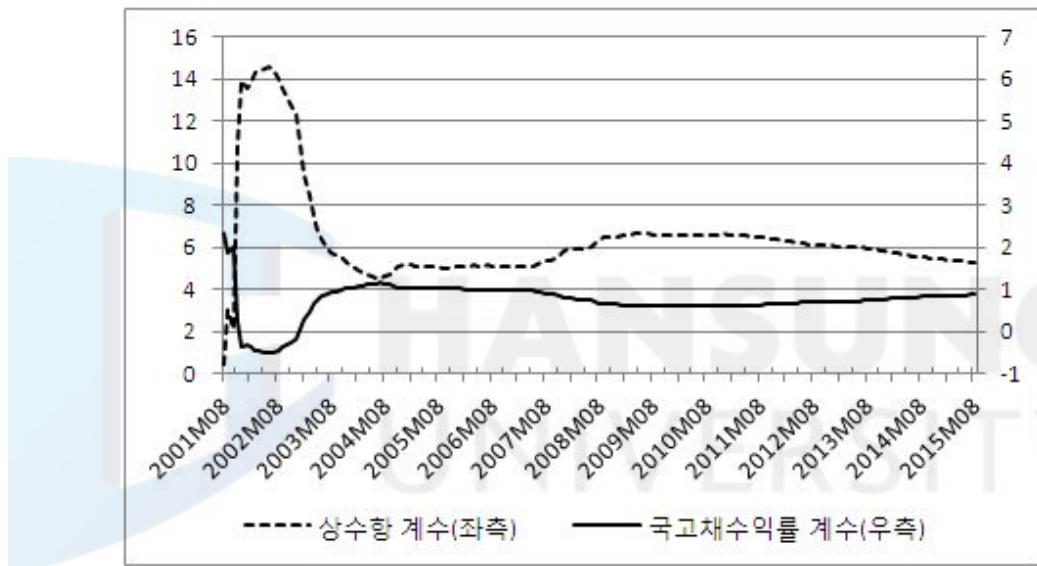
그림에서 보는 바와 같이, 상수항의 추정계수는 2003년 이후 지속적으로 올라가다가, 2009년 2월 이후 하락하는 추세를 보이고 있다. 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 2009년 2월을 기점으로 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다.

서울 전월세전환율의 상태공간 모형에서 상수항과 국고채 3년 수익률의 추정계수값이 전국이나 수도권과 비슷한 움직임을 보이는 이유는 이미 앞에서 이야기하였다시피, 임대인이나 임차인에 대한 대출 제한 여부, 그리고 시장이 자율의 추세적 변화 때문인 것으로 보인다.

<표 12> 서울 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정 결과

변수	Final State	Root MSE	z 통계량	확률
α (상수항)	5.287***	0.184	28.806	0.000
β (국고채수익률)	0.871***	0.044	20.027	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.



<그림 11> 서울 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동

4) 6대광역시 지역

(1) 장기균형 함수 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 6대광역시 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 공적분 함수식을 추정한 결과는 <표 13>의 내

용과 같다. 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률과 거의 같이 변동해 나가는 것으로 나타났다. 위험 프리미엄이라고 볼 수 있는 상수항은 6.3%p 정도였다.

<표 13> 6대광역시 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
α (상수항)	6.261***	0.271	23.066	0.000
β (국고채수익률)	0.995***	0.064	15.459	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

(2) 상태공간 모형 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 6대광역시 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 상태공간모형식을 추정한 결과는 <표 14>와 같고, 시간에 따른 상수항과 국고채 3년 수익률 추정계수의 추이는 다음의 [그림 12]와 같다.

최종적인 상태에서의 추정계수값은 위의 장기균형 함수의 추정치와 차이가 없었다. 시간에 따른 상수항의 추정계수와 국고채 3년 수익률의 추정계수 움직임은 전국의 경우와 유사하였다.

그림에서 보는 바와 같이, 상수항의 추정계수는 2003년 이후 지속적으로 올라가다가, 2009년 2월 이후 하락하는 추세를 보이고 있다. 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 2009년 2월을 기점으로 지속적으로 상승하는 추세를 보였다.

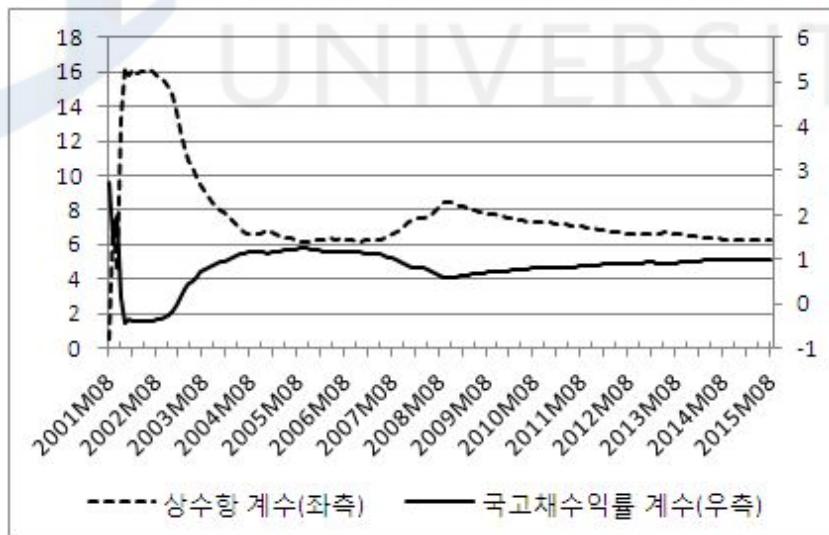
6대 광역시 전월세전환율의 상태공간 모형에서 상수항과 국고채 3년 수익

률의 추정계수값이 전국이나 수도권, 서울 등과 비슷한 움직임을 보이는 이유는 이미 앞에서 이야기한 바와 같이 임대인이나 임차인에 대한 대출 제한 여부, 그리고 시장이자율의 추세적 변화 때문인 것으로 보인다.

<표 14> 6대광역시 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과

변수	Final State	Root MSE	z 통계량	확률
α (상수항)	6.261***	0.271	23.066	0.000
β (국고채수익률)	0.995***	0.064	15.459	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.



<그림 12> 6대광역시 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동

5) 지방

(1) 장기균형 함수 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 지방 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 공적분 함수식을 추정한 결과는 <표 15>의 내용과 같다. 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률의 130% 정도를 반영하면서 변동해 나가는 것으로 나타났다. 위험 프리미엄이라고 볼 수 있는 상수 항은 6.7%p 정도였다. 전국보다 국고채 3년 수익률의 반영 정도가 높았고, 위험 프리미엄의 크기도 높은 것으로 보인다.

<표 15> 지방 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 장기균형관계 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
α (상수항)	6.702***	0.351	19.079	0.000
β (국고채수익률)	1.302***	0.083	15.627	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

(2) 상태공간 모형 추정 결과

2001년 8월부터 2015년 8월까지 지방 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 시계열 자료를 이용하여 상태공간모형식을 추정한 결과는 <표 16>과 같고, 시간에 따른 상수항과 국고채 3년 수익률 추정계수의 추이는 다음의 [그림 13]과 같다.

최종적인 상태에서의 추정계수값은 위의 장기균형 함수의 추정치와 차이가

없었다. 시간에 따른 상수항의 추정계수와 국고채 3년 수익률의 추정계수 움직임은 전국의 경우와 유사하였다.

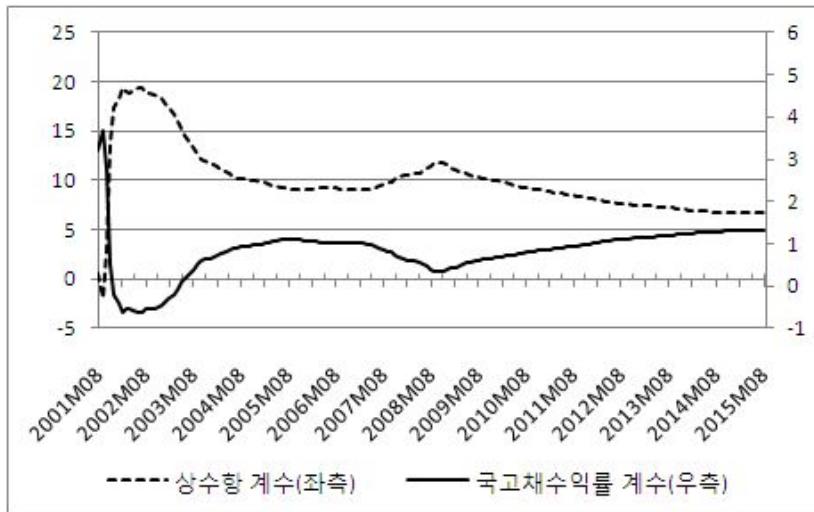
그림에서 보는 바와 같이, 상수항(위험 프리미엄)의 추정계수는 2003년 이후 지속적으로 올라가다가, 2009년 이후 하락하는 추세를 보이고 있다. 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 2009년 2월을 기점으로 지속적으로 상승하는 추세를 보였다.

지방 전월세전환율의 상태공간 모형에서 상수항과 국고채 3년 수익률의 추정계수값이 전국이나 수도권, 서울, 6대 광역시 등과 비슷한 움직임을 보이는 이유는 앞에서 이야기 하였듯이 임대인이나 임차인에 대한 대출 제한 여부, 그리고 시장이자율의 추세적 변화 때문인 것으로 보인다.

<표 16> 지방 전월세전환율에 대한 상태공간 모형 추정결과

변수	Final State	Root MSE	z 통계량	확률
α (상수항)	6.702 ***	0.349	19.193	0.000
β (국고채수익률)	1.302 ***	0.083	15.721	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.



<그림 13> 지방 상수항 및 국고채 3년 수익률 추정계수의 시간에 따른 변동

6) 소결

전월세전환율이 국고채 3년 수익률의 변화에 따라 장기적으로 균형을 이루는 과정을 실증적으로 분석해 본 결과, 전국 전월세전환율의 경우 장기적으로 국고채 3년 수익률의 103%를 반영하며 장기균형으로 수렴하고, 위험 프리미엄은 5.9%p로 확인되었고, 수도권 지역의 전월세전환율은 장기적으로 92%을 반영하며, 위험 프리미엄은 5.7%p인 것으로 나타났다. 그리고 서울 지역의 전월세전환율은 장기적으로 국고채 3년 수익률의 87%를 반영하고, 위험 프리미엄은 5.3%p이며, 6대광역시의 전월세전환율은 국고채 3년 수익률의 100%를 반영하고, 위험 프리미엄은 8.3%p인 것으로 분석되었다. 그리고 지방 전월세전환율은 국고채 3년 수익률을 장기적으로 130% 반영하며, 위험 프리미엄은 6.7%p로 확인되었다.

지역별로 전월세전환율의 장기조정에 따른 국고채 3년 수익률의 반영비율이 차이를 보였는데 ‘지방(130%) > 전국(103%) > 6대 광역시(100%) > 수도권(92%) > 서울(87%)’의 순으로 반영비율에 차이를 보였다. 국고채 3년 수익률을 반영하는 비율이 높다는 것은 전월세전환율의 변동이 장기적으로 국고채 3년 수익률의 변동보다 크다는 것이다. 반대로 국고채 3년 수익률을 반영하는 비율이 낮다는 것은 전월세전환율의 변동이 장기적으로 국고채 3년 수익률의 변동보다 작다는 것이다.

전월세전환율의 변동이 국고채 3년 수익률의 변동보다 큰지 작은지 여부는 임대인과 임차인에 대한 차입제약과 관계가 있다. 서울이나 수도권의 경우 지방에 비해 차입제약이 커서 그럴 수도 있지만, 서울이나 수도권에서 차입제약이 크다고 볼 근거는 없는 것 같다.³⁵⁾ 그보다는 서울이나 수도권의 경우 전세 임차인은 전세금을 마련할 때 금융기관 차입에 의존하기보다 부모로부터 증여나 차입, 자기자본 등에 의존하는 비중이 높아서 시장이자율의 변동에 덜 민감한 것으로 나타날 수 있다.

지역별로 위험 프리미엄의 크기는 ‘지방(6.7%p) > 6대 광역시(6.3%p) > 전국(5.9%p) > 수도권(5.7%p) > 서울(5.3%p)’의 순이었다. 그 동안 알려져

35) 서울이나 수도권은 전세가격이 비싸서 전세자금대출에는 제약이 있을 수 있다.

있는 사실은 서울이나 수도권보다 지방의 전월세전환율이 높았는데, 이는 위험 프리미엄의 크기에 차이가 있다는 것을 암시한다. 여기서도 동일한 결과가 나왔는데, 지방일수록 임대인의 월세 미납 위험이나 임차인의 전세자금 회수 위험이 크기 때문인 것으로 보인다.

시간의 변동에 따른 추정계수의 변화를 보면, 위험 프리미엄으로 볼 수 있는 상수항의 추정계수는 각 지역별로 거의 비슷하게 2004년부터 2008년까지 지속적으로 상승하다가 2009년부터 하락하는 모습을 보였다. 위험 프리미엄은 시장이자율의 크기에도 영향을 받는데, 2009년 이후 시장이자율이 지속적으로 하락하면서 전월세전환율 속에 내재되어 있는 위험 프리미엄의 크기도 하락하였기 때문인 것으로 보인다.

상수항과는 반대로 국고채 3년 수익률의 추정계수는 각 지역별로 비슷하게 2004년부터 2008년까지 지속적으로 하락하다가 2009년부터 상승하는 모습을 보였다. 이는 2009년 이후 저금리 체제의 정착과 함께 임대인이나 임차인에 대한 차입제약이 완화되었기 때문인 것으로 보인다. 즉, 임대인이나 임차인에 대한 차입제약이 완화되면서 전월세전환율이 장기적으로 국고채 3년 수익률의 움직임을 좀 더 민감하게 따라가게 되었다는 것이다.

3.2.2 전월세전환율의 단기조정 과정

전월세전환율이 국고채 3년 수익률과 장기적인 균형관계를 갖고 있다면, 전월세전환율은 장기균형관계로부터 일탈해 있을 때 이를 수정하여 균형관계로 수렴해 들어가야 한다. 전월세전환율이 실제로 균형관계로부터 일탈을 조정하여 균형관계로 수렴해 들어가는지 여부를 파악하기 위해 오차수정모형(ECM : error correction model)인 (15)식을 이용하여 2001년 8월부터 2015년 8월까지의 시계열 자료를 가지고 전월세전환율의 부분 조정 과정을 각 지역별로 추정하였다.

1) 전국

2001년 8월부터 2015년 8월까지 전국 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 시계열 자료를 이용하여 추정된 전월세전환율의 오차를 설명변수에 포함시킨 오차수정모형(ECM : error correction model)으로 추정한 결과는 <표 17>과 같다.

추정된 전월세전환율의 오차항의 계수 γ 의 부호가 음(–)이므로 전월세전환율이 균형으로 수렴하는 것이 확인되었고, 이때 시장이자율이 변동할 때 균형으로부터 이탈한 전월세전환율은 오차의 4.6%정도를 수정되면서 단기적으로 조정되는 것으로 추정되었다.

그리고 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 이런 변동의 10.6% 정도만 단기적으로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다.

<표 17> 전국 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
δ (상수항)	-0.038***	0.007	-5.251	0.000
θ (국고채수익률 차분)	0.106***	0.034	3.141	0.002
EC_전국(-1)	-0.046***	0.009	-5.074	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

2) 수도권 지역

2001년 8월부터 2015년 8월까지 수도권 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 시계열 자료를 이용하여 추정된 전월세전환율의 오차를 설명변수에 포함

함시킨 오차수정모형(ECM: error correction model)으로 추정한 결과는 <표 18>과 같다.

추정된 전월세전환율의 오차항의 계수 γ 의 부호가 음(–)이므로 전월세전환율이 균형으로 수렴하는 것이 확인되었고, 이때 시장이자율이 변동할 때 균형으로부터 이탈한 전월세전환율은 오차의 6.0%정도를 수정되면서 단기적으로 조정되는 것으로 추정되었다. 전국에 비해 좀 더 빠르게 균형 이탈 부분을 수정해 나간다고 볼 수 있다.

그리고 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 이런 변동의 10.4% 정도만 단기적으로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다.

<표 18> 수도권 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
δ (상수항)	-0.035***	0.008	-4.177	0.000
θ (국고채수익률 차분)	0.104***	0.039	2.658	0.009
EC_수도권(-1)	-0.060***	0.013	-4.635	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

3) 서울 지역

2001년 8월부터 2015년 8월까지 서울지역 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 시계열 자료를 이용하여 추정된 전월세전환율의 오차를 설명변수에 포함시킨 오차수정모형(ECM : error correction model)으로 추정한 결과는 <표 19>와 같다.

추정된 전월세전환율의 오차항의 계수 γ 의 부호가 음(–)이므로 전월세

전환율이 균형으로 수렴하는 것이 확인되었고, 이때 시장이자율이 변동할 때 균형으로부터 이탈한 전월세전환율은 오차의 7.3%정도를 반영하여 수 정되면서 단기적으로 조정되는 것으로 추정되었다. 전국이나 수도권보다도 더 빠르게 균형이탈 부분을 조정하는 것으로 보인다.

그리고 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 이런 변동의 10.2% 정도만 단기적으로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다.

<표 19> 서울 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
δ (상수항)	-0.034***	0.008	-4.297	0.000
θ (국고채수익률 차분)	0.102***	0.037	2.748	0.007
EC_서울(-1)	-0.073***	0.013	-5.590	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

4) 6대광역시 지역

2001년 8월부터 2015년 8월까지 6대광역시 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 시계열 자료를 이용하여 추정된 전월세전환율의 오차를 설명변수에 포함시킨 오차수정모형(ECM: error correction model)으로 추정한 결과는 <표 20>과 같다.

추정된 전월세전환율의 오차항의 계수 γ 의 부호가 음(−)이므로 전월세전환율이 균형으로 수렴하는 것이 확인되었고, 이때 시장이자율이 변동할 때 균형으로부터 이탈한 전월세전환율은 오차의 4.9%정도를 반영하여 수 정되면서 단기적으로 조정되는 것으로 추정되었다. 균형으로부터 이탈이

있을 때 이를 수정하는 정도는 전국과 비슷한 것으로 보인다.

그리고 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 이런 변동의 4.2% 정도만 단기적으로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다. 전국이나 수도권, 서울 등에서는 전월세전환율이 국고채 3년 수익률의 변동을 단기적으로 10% 가량 반영하는데 반해, 6대광역시에서는 4% 정도만 반영하는 것은 다소 이례적이다. KB국민은행의 전월세전환율(6대광역시 기준)과 한국감정원의 전월세전환율(5대광역시 기준)을 합치는 과정에서 두 시계열의 움직임이 서로 다르게 때문에 이런 현상이 나타났을 수 있다.

<표 20> 6대광역시 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
δ (상수항)	-0.039***	0.009	-4.454	0.000
θ (국고채수익률 차분)	0.042	0.041	1.038	0.301
EC_6대광역시(-1)	-0.049***	0.010	-5.042	0.000

주) ***는 1%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

5) 지방

2001년 8월부터 2015년 8월까지 지방 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 시계열 자료를 이용하여 추정된 전월세전환율의 오차를 설명변수에 포함시킨 오차수정모형(ECM : error correction model)으로 추정한 결과는 <표 21>과 같다.

추정된 전월세전환율의 오차항의 계수 γ 의 부호가 음(-)이므로 전월세전환율이 균형으로 수렴하는 것이 확인되었고, 이때 시장이자율이 변동할

때 균형으로부터 이탈한 전월세전환율은 오차의 4.0%정도를 반영하여 수정되면서 단기적으로 조정되는 것으로 추정되었다. 균형 이탈을 수정하는 속도는 전국에 비해 늦은 것으로 보인다.

그리고 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 이런 변동의 10.9% 정도만 단기적으로 반영하면서 변동하는 것으로 나타났다. 이는 전국, 수도권, 서울의 전월세전환율이 국고채 3년 수익률의 변동을 단기적으로 반영하는 정도와 큰 차이가 없는 수준이다.

<표 21> 지방 전월세전환율의 단기 조정식의 추정 결과

변수	계수	표준오차	t 통계량	확률
δ (상수항)	-0.046***	0.013	-3.613	0.000
θ (국고채수익률 차분)	0.109*	0.059	1.840	0.068
EC_지방(-1)	-0.040***	0.011	-3.721	0.000

주) ***와 *는 각 1%와 10%의 유의수준으로 추정계수가 유의함을 의미함.

6) 소결

국고채 3년 수익률이 변동할 경우 전월세전환율이 단기적으로 어느 정도의 속도로 균형 전월세전환율에 조정되어 가는지에 대하여 오차수정모형으로 추정한 결과, 전월세전환율이 전기의 균형오차를 단기적으로 수정해 나가는 속도는 ‘서울 > 수도권 > 6대 광역시 > 전국 > 지방’의 순인 것으로 나타났다. 서울 전월세전환율은 전기의 균형오차를 7.3% 조정하며, 수도권 전월세전환율은 6.0%, 6대 광역시 전월세전환율은 4.9%, 전국 전월세전환율은 4.6% 조정하는 것으로 나타났다. 지방 전월세전환율은 전기의 균형오차를 4.0%만 조

정하는 것으로 나타나 균형으로 수렴해 들어가는 속도가 가장 낮은 것으로 나타났다.

전월세전환율이 균형으로부터 이탈해 있을 때, 이를 수정해 나가는 속도는 자금 차입에 대한 제약의 정도나 전월세의 거래빈도 등에 따라 달라질 수 있다. 지방의 경우 임대인이나 임차인에 대한 차입 제약이 특별히 크다고 볼 수 없다. 결국 지방의 경우, 전월세의 거래빈도가 낮아서 전세가격이나 월세가격이 빨리 조정이 되지 않고, 그 결과 전월세전환율이 균형을 찾아가는 속도가 느린 것으로 나타났다고 추측해 본다.

이용만(2012)의 연구결과에서도 전국 전월세전환율이 단기적으로 전기의 균형오차 7.7%를 조정하는 것으로 분석되었는데, 본 연구의 결과(전국 전월세전환율이 전기의 균형오차 4.6% 조정)와 마찬가지로 전월세전환율이 시장 이자율 등에 의해 균형으로부터 일탈한 경우 느린 속도로 조정해 나가는 것으로 확인되었다.³⁶⁾

한편 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 지역에 관계없이 단기적으로는 대략 국고채 3년 수익률의 변동을 10% 정도만 반영하는 것으로 나타났다. 다만 6대광역시의 전월세전환율은 국고채 3년 수익률 변동의 4.2% 정도만 단기적으로 반영하는 것으로 나타났는데, 이는 KB국민은행의 전월세 전환율(6대광역시 기준)과 한국감정원의 전월세전환율(5대광역시 기준)을 합치는 과정에서 두 시계열의 움직임이 서로 다르기 때문에 나타난 현상인 것으로 보인다.

36) 장기균형 관련 연구의 결과, 이창무 외(2009)의 연구는 이자율의 추정계수가 (−)로 나왔으며, 통계적으로 유의하지 않았고, 이용만(2012)의 연구는 장기적으로 전국 전월세전환율이 주택담보대출금리의 46%를 반영하며 장기균형으로 수렴하는 것으로 나타났다.

구분	이창무 외(2009)	이용만(2012)	본 논문
장기균형관계	CD금리, 회사채수익률과 ‘−’ 관계, 유의하지 않음	주택담보대출금리와 ‘+’관계, 46% 반영	국고채3년수익률과 ‘+’관계, 103% 반영
단기조정과정	•	균형이탈시 매기 7.7% 조정(전국)	균형이탈시 매기 4.6% 조정(전국)

3.3 분산분해 및 충격반응분석

각 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률에 대한 예측오차의 분산이 각각의 인자(innovation)에 어느 정도 기인하는 것인가를 살펴보기 위하여 분산분해분석(innovation accounting analysis or variance decomposition analysis)을 해 보았다. 그리고 두 변수의 오차항이 표준편차만큼 변동할 때 각 변수들이 시간에 걸쳐 어느 정도 변동하는지를 측정하기 위하여 충격반응분석(impulse response analysis)을 실시하였다.

VAR 모형에서 변수들 간의 공적분관계가 존재하므로 장기적인 균형관계를 보여주는 오차수정항(error correction term)을 설명변수에 포함시킨 VEC(vector error correction)모형을 이용하여 실증 분석하였다.

분산분해분석과 충격반응분석 모두 콜레스키 분해(Cholesky decomposition) 방법을 사용하였는데, 이 방법의 경우 변수의 순서에 따라 결과가 달라질 수 있다. 이론적으로 볼 때 시장이자율의 변동에 따라 전월세전환율이 변동하는 것이므로, 국고채 3년 수익률, 전월세전환율의 순서로 모형을 식별하였다. 모형 추정은 통계계량 프로그램인 EViews Ver. 6.0을 이용하였다.

3.3.1 지역별 분산분해 분석 결과

전국, 수도권 지역, 서울 지역, 6대광역시 지역, 지방의 지역별 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 분산분해 결과 전국의 경우 국고채 수익률의 변동에 대하여 다음의 표에 표시되어 있다.

전국의 경우 분산분해 결과는 <표 22>에 표시되어 있다. 이 표에 따르면, 국고채 3년 수익률의 변동은 주로 국고채 시장 내부의 충격에 기인한다. 국고채 3년 수익률 변동의 약 95% 정도는 국고채 시장 내부의 충격에 기인한 것이다. 반면 전월세전환율의 변동(전월세시장의 변동)으로 인한 국고채 3년 수익률이 변동은 5% 정도밖에 되지 않는다.

그러나 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 변동은 시간이 지남에 따라 커지면서 30기 정도에는 전월세전환율의 변동의 55%를 국고채 3년 수익률의 변동(국고채 시장의 변동)이 설명하는 것으로 확인되었다. 그 나머지는 전월세시장 내부의 변동이 설명하였다. 여기서 중요한 것은, 국고채 수익률의 변동이 전월세전환율 변동에 미치는 비율이 시간의 흐름에 따라 점차 커진다는 것이다. 이는 이미 앞에서 보았다시피, 단기적으로 국고채 3년 수익률이 변동할 때 이를 서서히 반영하는 단기 조정과정 때문인 것으로 보인다. 즉, 단기적으로는 국고채 3년 수익률이 변동하더라도 전월세전환율은 이를 조금만 반영하지만, 시간이 지남에 따라 반영비율이 높아지기 때문에 이런 현상이 나타난다고 볼 수 있다.

수도권 지역의 분산분해 결과, 국고채 3년 수익률의 변동에 대한 전월세전환율의 설명력은 <표 23>과 같이 30기에 3.29%에 불과한 반면, 전월세전환율의 변화에 대한 국고채 3년 수익률의 설명력은 같은 기간에 42.5%로 추정되었다.

서울 지역의 분산분해 결과도 비슷하였다. 서울 지역의 경우, <표 24>와 같이 30기에 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 설명력은 31.9%였다. 6대광역시에 대한 분산분해 결과는 <표 25>에 나와 있다. 전국이나 수도권, 서울과 비슷하게 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 설명력은 30기에 41.0%였다. 지방에 대한 분산분해 분석 결과를 보면, 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 설명력은 30기에 55.5%로 추정되었다.

각 지역별 분산분해 분석의 결과는 국고채 수익률의 변동에 대한 전월세전환율의 영향은 매우 미미한 반면, 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 영향은 적게는 31.9%에서 많게는 55.5%를 차지하고 있었다. 이러한 결과는 전월세전환율의 변화에 대한 국고채 3년 수익률의 영향은 시간이 지남에 따라 (지역에 따라 다르기는 하지만) 대략 50% 정도를 설명하고 있다고 볼 수 있다.

<표 22> 전국 분산분해 분석 결과

		국고채수익률에 대한 분산분해			전월세전환율에 대한 분산분해		
기간	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	
1	0.208	100.000	0.000	0.089	2.265	97.735	
2	0.342	99.022	0.978	0.122	6.711	93.289	
3	0.440	98.051	1.949	0.155	6.848	93.152	
4	0.520	97.255	2.745	0.181	7.701	92.299	
5	0.590	96.714	3.286	0.205	8.449	91.551	
6	0.653	96.324	3.676	0.226	9.536	90.464	
7	0.711	96.038	3.962	0.245	10.747	89.253	
8	0.765	95.820	4.180	0.263	12.137	87.863	
9	0.815	95.649	4.351	0.280	13.648	86.352	
10	0.863	95.511	4.489	0.296	15.282	84.718	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
21	1.280	94.837	5.163	0.453	37.279	62.721	
22	1.312	94.806	5.194	0.467	39.372	60.628	
23	1.343	94.778	5.222	0.481	41.445	58.555	
24	1.374	94.751	5.249	0.495	43.491	56.509	
25	1.404	94.726	5.274	0.509	45.503	54.497	
26	1.433	94.702	5.298	0.524	47.479	52.521	
27	1.462	94.680	5.320	0.539	49.413	50.587	
28	1.491	94.659	5.341	0.553	51.301	48.699	
29	1.518	94.639	5.361	0.568	53.142	46.858	
30	1.546	94.620	5.380	0.584	54.933	45.067	

<표 23> 수도권 분산분해 분석 결과

기간	국고채수익률에 대한 분산분해			전월세전환율에 대한 분산분해		
	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율
1	0.207	100.000	0.000	0.107	0.455	99.545
2	0.344	98.815	1.185	0.142	4.572	95.428
3	0.442	98.319	1.681	0.179	5.570	94.430
4	0.522	97.904	2.096	0.207	6.881	93.119
5	0.591	97.667	2.333	0.232	7.875	92.125
6	0.653	97.495	2.505	0.255	8.972	91.028
7	0.709	97.376	2.624	0.276	10.065	89.935
8	0.762	97.283	2.717	0.295	11.214	88.786
9	0.811	97.211	2.789	0.313	12.398	87.602
10	0.858	97.152	2.848	0.330	13.626	86.374
·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·
21	1.269	96.832	3.168	0.489	29.116	70.884
22	1.300	96.815	3.185	0.503	30.622	69.378
23	1.331	96.799	3.201	0.516	32.130	67.870
24	1.361	96.783	3.217	0.529	33.637	66.363
25	1.391	96.769	3.231	0.542	35.141	64.859
26	1.420	96.755	3.245	0.555	36.639	63.361
27	1.449	96.741	3.259	0.568	38.128	61.872
28	1.477	96.728	3.272	0.581	39.606	60.394
29	1.504	96.715	3.285	0.595	41.071	58.929
30	1.531	96.703	3.297	0.608	42.521	57.479

<표 24> 서울 분산분해 분석 결과

		국고채수익률에 대한 분산분해			전월세전환율에 대한 분산분해		
기간	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	
1	0.210	100.000	0.000	0.104	0.567	99.433	
2	0.346	99.772	0.228	0.147	3.720	96.280	
3	0.444	99.547	0.453	0.183	5.171	94.829	
4	0.522	99.398	0.602	0.213	6.241	93.759	
5	0.590	99.304	0.696	0.239	7.127	92.873	
6	0.651	99.242	0.758	0.262	7.973	92.027	
7	0.707	99.196	0.804	0.283	8.809	91.191	
8	0.759	99.160	0.840	0.303	9.653	90.347	
9	0.808	99.131	0.869	0.322	10.509	89.491	
10	0.854	99.107	0.893	0.339	11.382	88.618	
.	
.	
.	
.	
.	
21	1.262	98.953	1.047	0.497	22.143	77.857	
22	1.294	98.943	1.057	0.509	23.204	76.796	
23	1.324	98.934	1.066	0.522	24.274	75.726	
24	1.355	98.924	1.076	0.534	25.352	74.648	
25	1.384	98.915	1.085	0.546	26.435	73.565	
26	1.413	98.906	1.094	0.558	27.523	72.477	
27	1.442	98.898	1.102	0.570	28.615	71.385	
28	1.470	98.889	1.111	0.582	29.709	70.291	
29	1.497	98.881	1.119	0.594	30.804	69.196	
30	1.525	98.873	1.127	0.606	31.899	68.101	

<표 25> 6대광역시 분산분해 분석 결과

		국고채수익률에 대한 분산분해			전월세전환율에 대한 분산분해		
기간	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	
1	0.209	100.000	0.000	0.111	0.136	99.864	
2	0.345	99.410	0.590	0.145	0.688	99.312	
3	0.444	99.239	0.761	0.177	2.212	97.788	
4	0.522	99.123	0.877	0.203	3.693	96.307	
5	0.590	99.066	0.934	0.226	4.999	95.001	
6	0.650	99.025	0.975	0.247	6.230	93.770	
7	0.706	98.997	1.003	0.266	7.444	92.556	
8	0.757	98.974	1.026	0.284	8.673	91.327	
9	0.806	98.955	1.045	0.301	9.931	90.069	
10	0.852	98.939	1.061	0.317	11.220	88.780	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
·	·	·	·	·	·	·	
21	1.259	98.831	1.169	0.472	27.244	72.756	
22	1.290	98.824	1.176	0.485	28.791	71.209	
23	1.321	98.817	1.183	0.499	30.340	69.660	
24	1.351	98.810	1.190	0.512	31.886	68.114	
25	1.380	98.803	1.197	0.525	33.427	66.573	
26	1.409	98.797	1.203	0.538	34.961	65.039	
27	1.438	98.790	1.210	0.552	36.484	63.516	
28	1.466	98.784	1.216	0.565	37.994	62.006	
29	1.493	98.777	1.223	0.579	39.489	60.511	
30	1.521	98.771	1.229	0.592	40.968	59.032	

<표 26> 지방 분산분해 분석 결과

기간	국고채수익률에 대한 분산분해			전월세전환율에 대한 분산분해		
	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율	표준오차	국고채 수익률	전월세 전환율
1	0.211	100.000	0.000	0.150	2.034	97.966
2	0.346	99.918	0.082	0.186	1.315	98.685
3	0.445	99.852	0.148	0.211	1.031	98.969
4	0.523	99.832	0.168	0.236	1.090	98.910
5	0.591	99.824	0.176	0.258	1.478	98.522
6	0.651	99.818	0.182	0.278	2.147	97.853
7	0.706	99.814	0.186	0.296	3.115	96.885
8	0.757	99.811	0.189	0.315	4.359	95.641
9	0.805	99.809	0.191	0.332	5.860	94.140
10	0.850	99.807	0.193	0.349	7.596	92.404
.
.
.
.
.
21	1.242	99.802	0.198	0.543	34.746	65.254
22	1.271	99.802	0.198	0.563	37.329	62.671
23	1.300	99.802	0.198	0.583	39.856	60.144
24	1.328	99.802	0.198	0.603	42.320	57.680
25	1.356	99.802	0.198	0.624	44.712	55.288
26	1.383	99.802	0.198	0.645	47.027	52.973
27	1.409	99.802	0.198	0.666	49.262	50.738
28	1.435	99.802	0.198	0.688	51.414	48.586
29	1.461	99.802	0.198	0.710	53.481	46.519
30	1.486	99.802	0.198	0.733	55.463	44.537

3.3.2 지역별 충격반응 분석 결과

전국, 수도권 지역, 서울 지역, 6대광역시, 지방의 각 지역별로 VEC모형을 이용하여 콜레스키(Cholesky)추정방식으로 충격반응분석을 실시하였다.

충격반응분석 결과 다음의 그림에서 보는 바와 같이 국고채 3년 수익률에서 충격이 가해진 경우(국고채 수익률이 변동할 경우), 전월세전환율은 2내지 3기 정도에 급격한 양(+)의 변화를 거쳐 그 후 지속적으로 상승(+)하는 것을 확인할 수 있다(3/4분면). 반면에 전월세전환율에서 충격이 가해질 경우 국고채 3년 수익률은 일시적으로 하락하였다가 그 후 그 상태대로 지속하는 모습을 관찰할 수 있다(1/4분면).

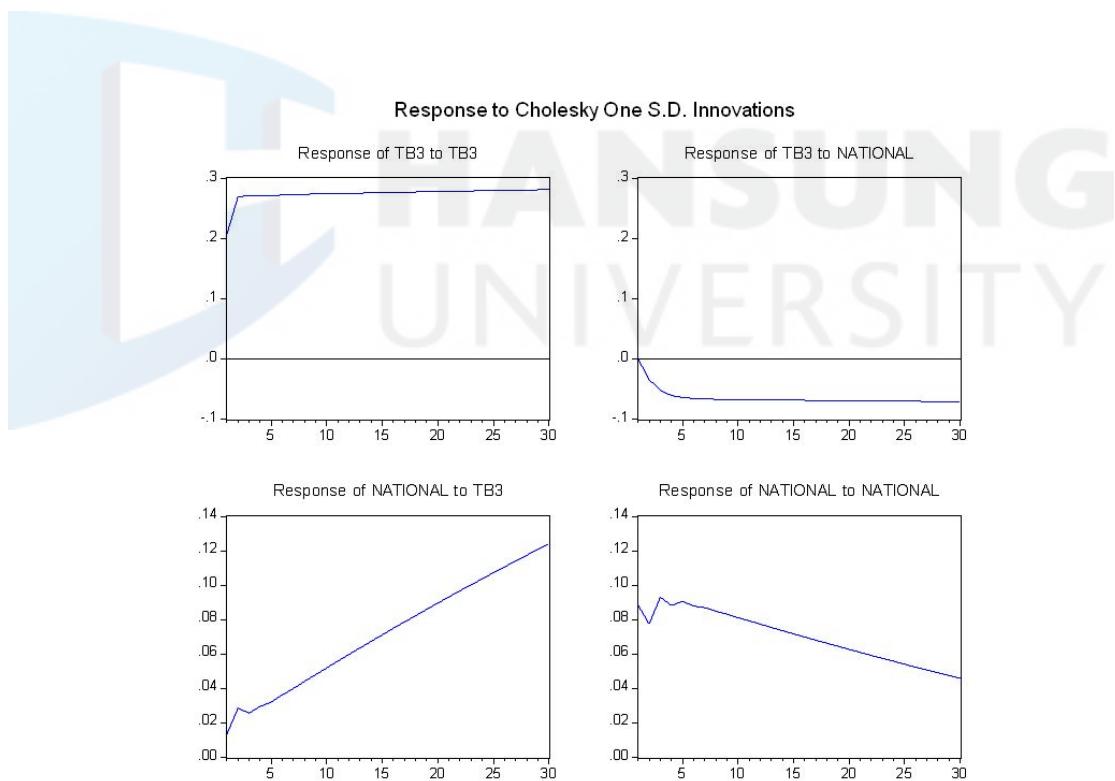
충격반응분석에 따르면, 국고채 3년 수익률은 자체 충격에 의해 주로 영향을 받고, 전월세전환율에서 양(+)의 충격이 오더라도 국고채 3년 수익률은 오히려 하락한다. 반면, 전월세전환율은 자체 충격뿐만 아니라 국고채 3년 수익률 쪽에서의 충격에 의해서도 변동을 하는데, 자체 충격은 시간이 지남에 따라 점차 반응이 줄어드는데 반해 국고채 3년 수익률 쪽의 충격에 대해서는 시간이 지남에 따라 점차 반응이 커진다. 이런 결과는 지역에 따라 다르지 않았다.

이러한 결과는 분산분해 분석 결과에서 보았듯이 전월세전환율의 변동에 대하여 국고채 3년 수익률의 설명력이 50% 정도로 추정되는 것과 무관하지 않을 것으로 생각된다. 즉 국고채 3년 수익률에 대한 충격은 곧 전월세전환율의 변동에 지속적으로 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그리고 이렇게 국고채 3년 수익률의 충격이 지속적으로 영향을 미치는 것은 앞의 단기조정과정에서 보았다시피, 국고채 3년 수익률이 변동하더라도 전월세전환율이 즉각적으로 이를 조정하지 않고 시간을 두고 서서히 조정해 나가기 때문인 것으로 보인다.

국고채 3년 수익률로부터 양(+)의 충격이 들어왔을 때, 전월세전환율이 장기적으로 양(+)의 반응을 보이는 것은 앞에서 본 이론적 결론과 같다. 즉, 국고채 3년 수익률이 하락하면, 임대인과 임차인의 행동이 바뀌면서 전월세전환율도 서서히 하락한다는 것이다. 반면, 전월세전환율로부터 양(+)의 충격이

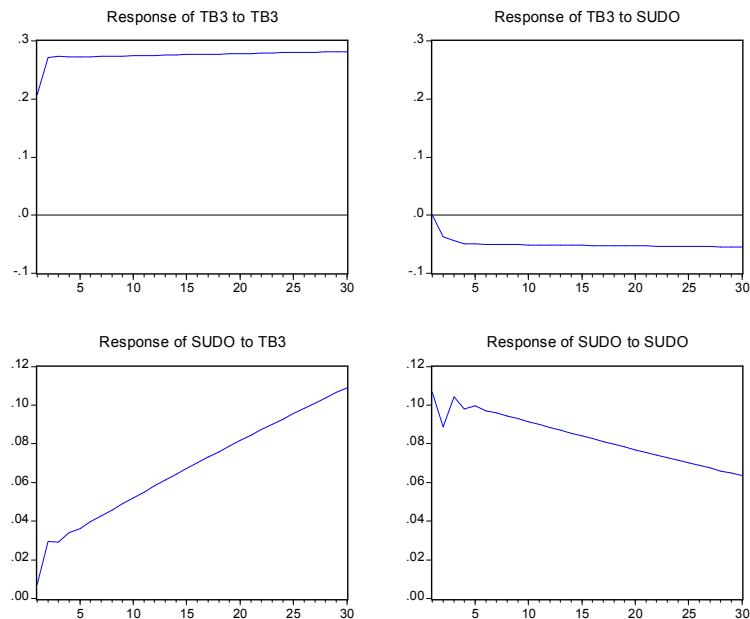
들어왔을 때, 국고채 3년 수익률이 음(−)의 반응을 보인다는 것은 다소 예외적이다. 이는, 위험 프리미엄 등의 하락으로 전월세전환율이 하락할 때 전세자금에 대한 수요가 늘면서 국고채 3년 수익률이 상승할 수도 있다는 것을 시사한다. 그러나 전월세전환율의 충격에 대한 국고채 3년 수익률의 반응은 매우 적기 때문에 그 영향을 제한적이다.

최근에 전월세전환율과 국고채 3년 수익률이 같이 하락 추세를 보이고 있다. 충격반응분석에 따르면, 국고채 3년 수익률에서 충격이 올 때 전월세전환율과 국고채 3년 수익률은 같이 움직인다. 전월세전환율에서 충격이 들어오면 전월세전환율과 국고채 3년 수익률은 반대로 움직일 수 있다. 이런 점에서 최근의 전월세전환율 하락이 국고채 3년 수익률 쪽의 하락에 기인한다는 것을 다시 한 번 확인할 수 있다.



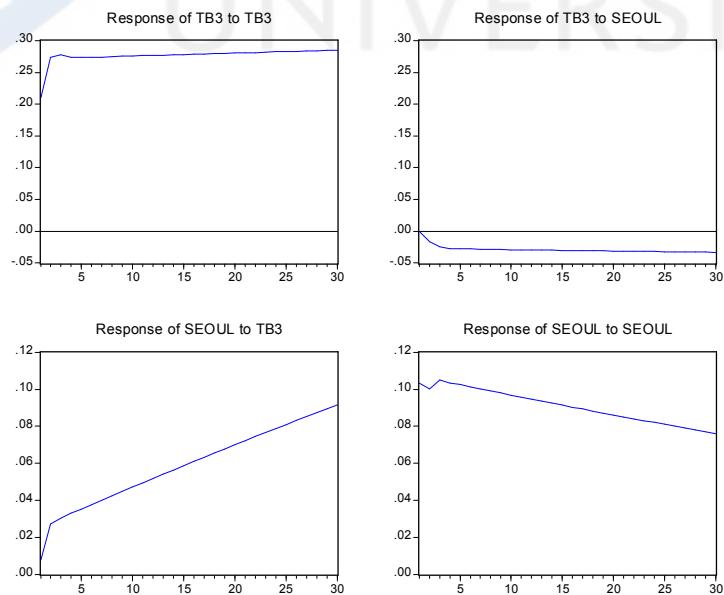
<그림 14> 국고채 3년 수익률과 전국 전월세전환율 간 충격반응분석 결과

Response to Cholesky One S.D. Innovations

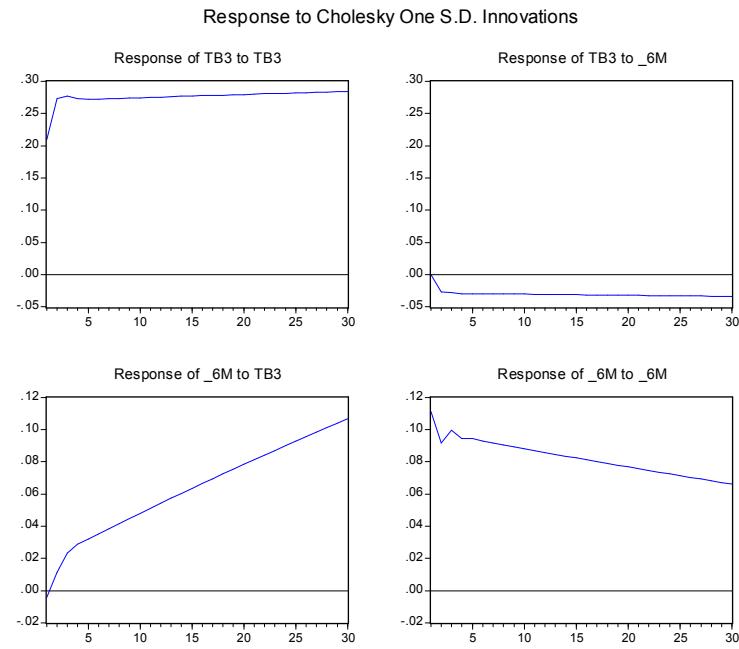


<그림 14> 국고채 3년 수익률과 수도권 전월세전환율 간 충격반응분석 결과

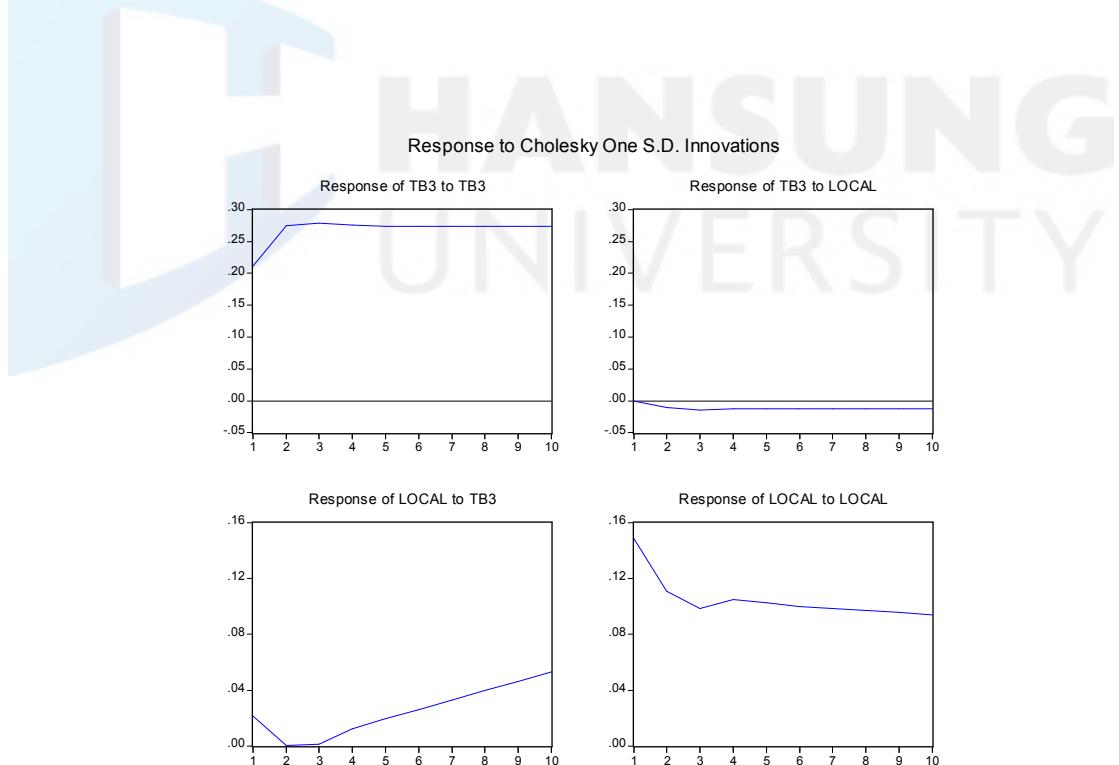
Response to Cholesky One S.D. Innovations



<그림 14> 국고채 3년 수익률과 서울 전월세전환율 간 충격반응분석 결과



<그림 14> 국고채 3년 수익률과 6대 광역시 전월세전환율 간 충격반응분석 결과



<그림 14> 국고채 3년 수익률과 지방 전월세전환율간 충격반응분석 결과

3.3.3 소결

분산분해의 결과는 전국의 경우를 포함하여 전체적으로 일관된 모습을 보이고 있다. 국고채 3년 수익률의 변동은 거의 대부분 지역에서 주로 국고채 시장 내부의 충격에 기인하고 반면, 전월세전환율의 변동(전월세시장의 변동)으로 인한 국고채 3년 수익률이 변동은 미미한 수준으로 나타난다.

그러나 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 변동은 시간이 지남에 따라 커지면서 30기 정도에는 전월세전환율의 변동의 약 50%정도를 국고채 수익률의 변동(국고채 시장의 변동)이 설명하는 것으로 확인되었으며, 그 나머지는 전월세시장 내부의 변동이 설명하였다.

각 지역별로 분산분해 결과에 대하여 중요한 의미가 있는 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 변동 영향을 간략하게 정리하면, 전국의 경우 시간이 지남에 따라 30기에는 전월세전환율 변동의 55%를 국고채 3년 수익률의 변동(국고채 시장의 변동)이 설명하고 있고, 수도권의 경우 42.5%, 서울지역의 경우 31.9%, 6대광역시 지역의 경우 41.0%, 지방의 경우 55.4%를 국고채 3년 수익률의 변동이 설명하고 있었다.

<표 27> 전월세전환율과 국고채 3년 수익률의 지역별 분산분해 결과

	국고채 수익률 변동의 분산분해		전월세전환율 변동의 분산분해	
	국고채수익률로 부터의 변동	전월세전환율로 부터의 변동	국고채수익률로 부터의 변동	전월세전환율로 부터의 변동
전국	95%	5%	55%	45%
수도권	97%	3%	43%	58%
서울	99%	1%	32%	68%
6대광역시	99%	1%	41%	59%
지방	100%	0%	55%	45%

주) 30기 때의 분산분해 결과임.

서울, 수도권, 6대 광역시 등에서 국고채 3년 수익률의 변동이 전월세전환율의 변동을 설명하는 정도가 낮은 것은, 대도시일수록 국고채 3년 수익률의 변화보다 임대차시장 자체의 변화에 의해 전월세전환율이 변동한다는 것을 의미한다.

그리고 국고채 3년 수익률의 변동이 전월세전환율의 변동에 미치는 비율은 시간이 지남에 따라 점점 커지는데, 이는 앞서 단기 조정과정의 결과에서 본 바와 같이 단기적으로 국고채 3년 수익률이 변동할 때 전월세전환율은 이를 서서히 반영하면서 장기균형에 수렴하는 결과와 일치한다.

충격반응분석 결과 각 지역별 충격반응분석의 결과는 거의 동일한 유형을 보이고 있는데 국고채 3년 수익률에서 양(+)의 충격이 가해질 경우(국고채 수익률이 상승할 경우), 전월세전환율은 2내지 3기 정도에 급격한 양(+)의 변화를 거쳐 그 후 지속적으로 상승(+)하는 것을 확인할 수 있다. 반면에 전월세전환율에서 양(+)의 충격이 가해질 경우 국고채 3년 수익률은 일시적으로 하락하였다가(음의 변화), 그 후 그 상태대로 지속하는 모습을 관찰할 수 있었다.

국고채 3년 수익률로부터 양(+)의 충격이 들어왔을 때, 전월세전환율이 장기적으로 양(+)의 반응을 보이는 것은 앞에서 본 이론적 결론과 같다. 반면, 전월세전환율로부터 양(+)의 충격이 들어왔을 때, 국고채 3년 수익률이 음(−)의 반응을 보이는 것은, 위험 프리미엄 등의 하락으로 전월세전환율이 하락할 때 전세자금에 대한 수요가 늘면서 국고채 3년 수익률이 상승할 수도 있다는 것을 시사한다.

이와 같은 충격반응분석의 결과에 따르면 최근의 전월세전환율 하락은 국고채 3년 수익률 쪽의 하락에 기인한다는 것을 암시한다. 만약 전월세전환율의 하락이 임대차 시장 내부의 요인에 기인한 것이라면, 전월세전환율과 국고채 3년 수익률은 반대로 움직여야 하는데, 최근에 전월세전환율과 국고채 3년 수익률은 같은 방향으로 움직이고 있기 때문이다.

국고채 3년 수익률 쪽에서 충격이 들어왔을 때 전월세전환율이 장기에 걸쳐 반응을 하는 것은, 분산분해 분석 결과에서 보았듯이 전월세전환율의 변동에 대하여 국고채 3년 수익률의 설명력이 50% 정도로 추정되는 것과 무관하

지 않는 것으로 생각된다. 국고채 3년 수익률에 대한 충격이 전월세전환율에 지속적으로 영향을 미치는 것은 앞의 단기조정과정에서 보았다시피, 국고채 수익률이 변동하더라도 전월세전환율이 즉각적으로 이를 조정하지 않고 시간을 두고 서서히 조정해 나가기 때문인 것으로 보인다.



IV. 결 론

4.1 연구의 성과와 시사점

2000년대 이후 전월세전환율이 지속적으로 하락하는 현상이 있었다. 이러한 하락현상의 배경에는 금융자유화로 인한 저금리체계가 원인이라는 견해가 일반적이었다. 그러나 전월세전환율이 시장이자율이 하락한다고 해서 함께 하락하지 않고, 다르게 움직이기도 하였다.

따라서 본 논문에서는 전월세전환율의 하락현상이 시장이자율의 변화와 실질적으로 관련이 있는지에 대하여 이론적으로 검토하였고, 이론적으로 전월세전환율의 하락은 시장이자율의 변동과 관련이 있다는 것을 확인하였다. 이에 따라 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간의 장기 균형 및 단기 조정과정을 실증적으로 분석하였다. 실증분석을 위해서, KB국민은행 전월세전환율과 한국감정원의 전월세전환율을 통합하여 각 지역별로 장기 시계열자료를 구축하였다, 또한 분석방법으로는 공적분함수, 상태공간모형, 오차수정모형, 분산분해 및 충격반응 분석 등 다양한 모형을 이용하여 다각도로 분석하였다.

실증분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫 번째로 장기 균형관계를 분석한 결과, 전국 전월세전환율은 국고채 3년 수익률의 103%를 반영하며 균형 전월세전환율로 수렴하는 것으로 확인되었으며, 각 지역별로도 장기적으로 균형 관계가 존재하는 것이 확인되었다. 전월세전환율의 장기조정 과정에 따른 국고채 3년수익률의 반영비율은 ‘지방(130%) > 전국(103%) > 6대 광역시(100%) > 수도권(92%) > 서울(87%)’의 순으로 차이를 보였다. 이러한 각 지역별 반영비율의 차이는 임대인과 임차인의 차입제약에 기인한 것으로 볼 수 있다.

또한 각 지역별로 위험 프리미엄의 크기는 ‘지방(6.7%p) > 6대 광역시(6.3%p) > 전국(5.9%p) > 수도권(5.7%p) > 서울(5.3%p)’의 순서로 차이를 보였다. 이러한 결과에 대하여는 그 동안 서울이나 수도권보다 지방의 전월세전환율이 높게 나타났던 원인이 위험 프리미엄의 크기에 있었다는 것을 확인

한 것이다. 즉, 지방일수록 임대인의 월세 미납 위험이나 임차인의 전세자금 회수 위험이 크기 때문으로 해석할 수 있다.

한편, 상태공간모형으로 추정한 시간의 변동에 따른 분석결과, 위험 프리미엄으로 볼 수 있는 상수항의 추정계수는 각 지역별로 비슷하게 2004년부터 2008년까지 지속적으로 상승하다가 2009년부터 하락하는 모습을 보였다. 반면, 국고채 3년 수익률의 추정계수는 이와는 반대로 2004년부터 2008년까지 지속적으로 하락하다가 2009년부터 상승하였다. 이러한 결과는 2008년을 정점으로 전월세전환율과 국고채 3년 수익률 간의 장기적 균형관계에 구조적인 변화가 있음을 시사한다. 2008년을 정점으로 금융권의 대출이 완화되어 차입 제약이 완화되었고, 그에 따라 시장이자율이 하락하였으며 전월세전환율도 국고채 3년 수익률과 동조하여 하락하는 것으로 추정할 수 있었다. 이러한 동조 현상이 2014년 말경에는 전월세전환율과 국고채 3년 수익률이 거의 1:1 정도의 비율로 반영되고 있음을 확인할 수 있었다.

두 번째로 단기 조정과정을 분석한 결과, 각 지역별 전월세전환율이 전기의 균형오차를 단기적으로 수정해 나가는 속도는 ‘서울(7.3%) > 수도권(6.0%) > 6대 광역시(4.9%) > 전국(4.6%) > 지방(4.0%)’의 순위 것으로 나타났다. 또한 국고채 3년 수익률이 변동할 때, 전월세전환율은 국고채 3년 수익률의 변동을 약 10%정도만 반영하는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 단기적으로 느린 속도로 균형오차를 수정하는 것으로 판단되고, 각 지역별 조정속도의 차이는 자금차입에 대한 제약의 정도나 거래빈도에 따라 단기 조정 속도가 달라지는 것으로 추정하였다.

세 번째로 분산분해 분석의 결과는 국고채 3년 수익률의 변동에 대한 전월세전환율의 영향은 미미한 반면, 전월세전환율의 변동에 대한 국고채 3년 수익률의 영향은 시간이 지남에 따라 지역별로 약간의 차이는 있으나 대략 50%정도를 설명하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 단기적으로 국고채 3년 수익률이 변동할 때 전월세전환율이 서서히 조정해가는 단기 조정과정과 관련 있는 것으로 볼 수 있다. 또한 충격반응 분석의 결과에서도 전월세전환율의 변동은 국고채 3년 수익률의 충격이 있을 때 시간이 지남에 따라 점차 반응이 커지는 결과를 확인할 수 있었다. 이는 전월세전환율의 단기 조정과정

의 속도와 국고채 3년 수익률 변동의 반영률과 무관하지 않을 것으로 판단하였다.

위와 같은 실증분석 결과를 종합해 보면, 전월세전환율은 국고채 3년 수익률과 장기적으로 균형관계가 존재하고, 단기적으로는 시차를 두고 서서히 균형 전월세전환율로 조정되고 있는 사실을 확인할 수 있었다. 상태공간모형 분석의 결과와 분산분해 분석, 충격반응 분석의 결과도 장기 균형관계와 단기조정과정의 분석결과와 연관되어 있었다.

이러한 연구결과는 이론에서 검토한 바와 같이, 전월세전환율이 실질적으로 시장이자율의 움직임과 동행하고 있고, 지방의 전월세전환율이 서울이나 수도권보다 높게 형성되었던 현상이 위험 프리미엄에 기인한다는 사실을 실증분석을 통해 확인하였다는데 의의가 있다고 할 수 있다. 또한 시장이자율의 변화에 의해 유발된 전월세시장의 불균형은 어느 정도의 시간이 걸려야 해소되는 지에 대한 의문이 있었다. 그러한 의문에 대한 해석의 실마리를 제공하였다는 점은 연구의 성과라고 할 수 있다.

한편으로는 최근 들어 전월세전환율이 시장이자율과 거의 1:1로 동반하여 움직인다는 것은 시장 이자율의 변화에 전세시장과 월세시장이 빠르게 반응한다는 것을 의미한다. 말하자면 2009년을 기점으로 그 이전 국고채 3년 수익률이 등락을 보일 때에 단기적으로 서서히 조정되었던 전월세전환율이 2009년을 기점으로 국고채 3년 수익률과 동반하여 지속적으로 하락함으로써 단기적으로 조정되는 속도가 더 빠르게 되었다는 의미이다. 이와 같은 반응이 향후 시장이자율이 상승할 때에도 나타날지는 아직 알 수가 없다. 만약 시장이자율이 상승할 때에도 전월세전환율이 이를 그대로 반영한다면, 전세가격은 곧 바로 하락세를 보일 것이다. 따라서 향후 시장이자율이 상승할 경우, 전월세전환율의 변화추이를 지속적으로 관찰할 필요가 있을 것으로 보인다.

또 한편으로, 시장 이자율의 하락에 따라 전월세전환율이 하락하고 있다는 것은, 정부가 전세가격 상승을 억제하기 위해 시장에 개입하더라도, 전월세전환율이 균형을 찾아갈 때까지 가격상승 압력은 여전히 존재한다는 것이다. 이러한 점은 정부가 임대차시장에 개입하더라도 그 효과가 제한적일 것이라는 점을 시사한다.

4.2 연구의 한계

본 논문은 전월세전환율과 시장이자율 간의 장기적인 균형 관계와 단기 조정과정을 추정함으로써 현실과 이론이 일치하는지에 대하여 검증한 점에 대하여는 의의를 갖지만 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 연구 목적의 불가피성에도 불구하고 각 지역별로 세분하여 구축하였던 장기 시계열 자료의 동일성에 대한 한계를 가지고 있다. 구축된 자료는 조사가격에 의해 산정된 전월세전환율과 실거래가격에 의해 산정된 전월세전환율을 통합하였으므로 자료의 단일성과 동일성에 대한 문제가 있을 수 있다는 점이다. 또한 KB국민은행 전월세전환율 자료와 한국감정원 전월세전환율 자료를 통합하는 과정에서 두 시계열이 중복되는 기간은 3개월이었다. 따라서 3개월간의 스프레드를 평균한 값으로 조정함으로써 전체 스프레드를 대변한다고 보기 어렵고, 시간에 따른 두 시계열의 스프레드가 차이가 날 수 있다는 점이다.

둘째, 본 논문에서는 전월세전환율의 변동에 시장이자율의 변동이 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 그러나 시장이자율의 변동에 의해 전월세전환율이 결정되는 과정에는 전월세시장의 변화가 작용하고 있다. 즉 전월세전환율의 결정요인에는 시장이자율 뿐만 아니라 다양한 위험 프리미엄의 요소들이 영향을 미친다는 것이다. 그러한 요인들로는 임대차시장의 구조, 주택가격의 기대, 인구구조, 제도적요인, 금융시장상황 등 여러 가지를 생각해 볼 수 있다. 그러나 본 연구에서는 분석모형을 단순화하기 위하여 전월세전환율이 임대인과 임차인의 위험 프리미엄만으로 구성되는 것으로 한정하였다. 따라서 전월세시장에서의 다른 위험 프리미엄을 반영하지 못한 점이 본 연구의 한계로 남는다.

한편, 한국감정원에서 실거래가격을 근거로 작성한 전월세전환율은 주택의 유형을 세분하여 공개하고 있다. 주택유형으로는 주택종합, 아파트, 단독, 연립 등으로 세분하였는데, 본 연구에서는 시계열자료의 기간이 너무 짧아서 주택유형별, 또는 지역별-주택유형별 분석을 병행하지 못하였다. 또한 시간의 변동에 따른 위험 프리미엄의 크기는 확인하였으나 다양한 위험 프리미엄이

단기 조정과정에 미치는 영향에 대하여는 향후 연구 과제로 남긴다.



참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 김경환. (2012). “임대주택 시장과 정책”. 「조만·차문중 편. 글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(하)」 . KDI.
- 김대원·조주현. (2012). “서울시 아파트 전세가격 및 전세금 비율변동의 결정 요인 분석”. 「주택연구」 . 제20권제3호. pp.183–204.
- 김동중·윤성호. (2015). “주택임대차 시장에서의 전월세전환율과 전세가비율 결정구조”. 「부동산연구」 , 제25집 제2호. pp.85–98.
- 김진유. (2014). “전세의 역사와 의미: 우리나라와 볼리비아 전세시장 비교를 중심으로”. 「한국주택학회 2014년 추계학술대회 발표논문」 .
- 류강민·지규현·이창무. (2013). “월세 관련 위험과 보증금-월세 전환율 결정구조”. 「부동산학연구」 . 제19집 제2권. pp.21–35.
- 배형. (2014). “상이한 주택가격 기대상승률과 자본비용 하에서의 주택 매매, 전세, 월세 시장의 균형분석”. 「산업조직연구」 . 제22집 제4호. pp. 1–19
- 성명재. (2011). “주택 및 전월세 가격결정과 임대소득세 과세의 영향 및 형평성 효과”. 「세무학연구」 . 제28권 제2호. pp.67–99
- 심종원·정의철. (2010). "시계열분석기법을 활용한 아파트 전세와 보증부월세 계약 비율 변화요인 분석". 「주택연구」 . 제18권 제4호. pp.05–30.
- 이상일·이창무. (2006). "전세와 보증부월세간 선택요인과 주거수요 편차". 「주택연구」 . 제14권 제1호. pp.139–163.
- 이용만. (2012). “전월세시장의 변화에 대한 이론적 분석과 정책적 시사점: 임차인 관점을 중심으로”. 「조만·차문중 편, 글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(하)」 . KDI.
- 이용만. (2011). “전월세전환율의 결정구조”. 「부동산시장 동향분석」 . 제1권 제2호. KDI. pp.79–92.

- 이용만·도경수. (2015). "시장이자율에 대한 전월세전환율의 조정과정에 대한 연구-수도권 전월세전환율을 중심으로". 「부동산분석」 . 제1권 제1호. pp.91-110.
- 이용만·이상한. (2008.12.). "국민은행주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구". 「주택연구」 . 제16권 제4호. 한국주택학회.
- 이창무. (2012). "레버리지 위험을 고려한 전월세시장 균형모형". 「주택연구」 . 제20권 제2호. pp.5-31.
- 이창무·이상영·안건혁. (2003). "아파트 보증부월세 특성에 대한 실증분석". 「국토계획」 . 제38권 제1호. pp.109-124.
- 이창무·정의철·이현석. (2002). "보증부월세시장의 구조적 해석". 「국토계획」 . 제37권 제6호. pp.87-97.
- 이창무·정의철·최소의. (2009). "아파트 임대시장의 전월세 전환율의 결정구조 ". 「주택연구」 . 제17집 제2호. 2009. pp.213-229.
- 이창무·최소의·제민혜. (2010). "임차인 입장에서의 전월세전환율 분석". 「주택연구」 . 제18집 제2호. pp.163-182.
- 임재만. (2009) "아파트 임대차계약 당사자의 공동균형에 관한 연구: 수도권 을 중심으로". 「국토연구」 . Vol. 60. pp.47-59.
- 조주현·임정호. (2004). "전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구. 「부동산학연구」 . 제10집 2호. pp.17-29.
- 최성호·이창무. (2009). "매매, 전세, 월세 시장간 관계의 구조적 해석". 「주택연구」 . 제17집 제4호. pp.183-206.
- 최장규·지규현. (2007). "전세와 월세에 대한 구조적 해석". 「국토계획」 . 제42권 제3호. pp.215-226.
- 최장규·지규현. (2008). "전세와 주택 금융 차입입하에 임대인의 공급 선택에 대한 해석". 「국토계획」 . 제43권 제6호. pp.53-67.

2. 국외문헌

- Geltner, David. (1991). "Smoothing in Appraisal-Based Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol.4(3). pp.327–345.
- Lee, Chang-Moo. Eui-Chul Chung. (2010). "Monthly Rent with Variable Deposit : A New Form of Rental Contract in Korea". *Journal of Housing Economics*. Vol.19. pp.315–323.
- Quan, D. C. and J. M. Quigley. (1991). "Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets". *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 4. pp.127–146.



ABSTRACT

A Study on the Long-run Equilibrium and Short-run Adjustment of the Rent to Cheonsei Ratio

Doh, Kyeong-Su

Major in Real Estate

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

The rent to cheonsei ratio has constantly declined since the beginning of 2000s. The reason is known to be the financial liberalization and the low interest rate that occurred since the foreign exchange crisis in 1997. However the rent to cheonsei ratio was moving differently from the market interest rate in short term. This phenomenon of estrangement means that the rent to cheonsei ratio moves together with the market interest rate in long term, but can move independently in short term.

This research investigates if the rent to cheonsei ratio is moving together with the market interest rate theoretically. If it does, the long-run equilibrium relation and the short-run adjustment process between the rent to cheonsei ratio and the market interest rate is analyzed empirically to confirm if the reality is working like the theory.

Theoretically the change of the market interest rate changes the rent to cheonsei ratio through the change of the rent and cheonsei market. However, the rent to cheonsei ratio is not adjusted immediately to the

change of market interest rate, but changed slowly with the equation of time through adjustment process like changing the cheonsei price and monthly rent in the monthly rent and cheonsei market. According to this theory, the long-run equilibrium relation and the short-run adjustment process was analyzed empirically.

As for data for empirical analysis, the rent to cheonsei ratio in long-term city-order data(nation, the Metropolitan area, Seoul, 6 metropolitan city, region) was established, and the treasury bond's 3 year profit rate was used as alternative variables of market interest rate. As for method of analysis, various models were used including variance decomposition analysis and impulse-response analysis through co-integration function, state space model, error correction model(ECM) and vector error correction model(VECM).

The empirical analysis showed that there is the long-run equilibrium between the rent to cheonsei ratio and the treasury bond's 3 year profit rate. In long term, the rent to cheonsei ratio of each region reflected the treasury bond's 3 year profit rate in the order as 'region(130%) > nation(103%) > 6 metropolitan cities(100%) > the Metropolitan area(92%) > Seoul(87%)'

Analysis of state space model showed that the crisis premium has constantly declined, while the treasury bond's 3 year profit rate, constantly risen with the year 2008 at its apex. It seems like the rent to cheonsei ratio followed the treasury bond's 3 year profit rate more delicately in long term, as the crisis premium declined according to the low interest rate and the restriction against loaning eased.

When the rent to cheonsei ratio is separated from the long-run equilibrium with the treasury bond's 3 year profit rate, the rate to correct the balance error was in the order as 'Seoul(7.3%) > the Metropolitan area(6.0%) > 6 metropolitan cities(4.9%) > nation(4.6%) > region(4.0%)'.

It may be different according to the degree of restricting loaning or frequency of transaction.

Variance decomposition analysis showed that the treasury bond's 3 year profit rate had about 50% effect on the change of rent to cheonsei ratio though a little difference according to regions as time passes. This result seems to be related to the short-run adjustment that is accomplished gradually. Impulse-response analysis also showed that when there was the shock of the treasury bond's 3 year profit rate, the reaction of the change of rent to cheonsei ratio has gradually increased as time passed.

The result of above empirical analysis confirmed that there is the long-run equilibrium relation between the rent to cheonsei ratio and the treasury bond's 3 year profit rate, while in the short term, it is gradually adjusted to the balanced rent to cheonsei ratio with the equation of time. This result agreed with the results of state space model analysis, variance decomposition analysis and impulse-response analysis.

Key words : house lend-lease market, rent to cheonsei ratio, interest rate, long-run equilibrium, short-run adjustment process