

주택 가격의 지역간 상관 관계 분석 연구:  
수도권의 아파트 가격을 중심으로

2004. 10.

왕세종  
강민석

한국건설산업연구원

Construction & Economy Research Institute of Korea

## <차 례>

제1장 서론 .....	1
1. 연구의 배경 및 목적 .....	1
2. 연구의 방법 및 구성 .....	2
(1) 연구의 방법 .....	2
(2) 연구의 구성 .....	6
제2장 시계열적 특성 .....	9
1. 분석 시계열의 추이 및 특성 .....	9
(1) 분석 시계열 .....	9
(2) 매매가격 추이 .....	10
(3) 전세가격 추이 .....	11
2. 단위근 검정 .....	16
(1) 단위근 검정 .....	16
(2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 단위근 검정 결과 .....	19
3. 순환 변동 분석 .....	23
(1) 경기 변동의 개요 .....	23
(2) HP 필터 .....	25
(3) 아파트 매매가격 및 전세가격의 순환 변동 분석 .....	31
4. 소결론 .....	43
제3장 지역간 상관 관계 분석 .....	45
1. 공적분 검정 .....	45
(1) 공적분 검정 .....	46
(2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 공적분 검정 결과 .....	50
2. 교차상관 관계 분석 .....	52
(1) 교차상관 검정 .....	53
(2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 교차상관 검정 결과 .....	53

3. 지역별 인과 관계 분석 .....	56
(1) 인과성 검정 .....	5
(2) 아파트 매매가격의 지역간 인과성 검정 결과 .....	4
(3) 아파트 전세가격의 지역간 인과성 검정 결과 .....	6
4. 주택 가격 변수의 지역별 순환 주기의 시차 분석 .....	69
(1) 매매가격 .....	0
(2) 전세가격 .....	1
5. 소결론 .....	72
 제4장 결론 및 정책적 시사점 .....	75
 참고문헌 .....	77
 Abstract .....	83

## <표차례>

<표 II-1> 아파트 매매가격의 기간별·지역별 연평균 성장률 추이 .....	11
<표 II-2> 아파트 전세가격의 기간별·지역별 연평균 성장률 추이 .....	13
<표 II-3> 지역별 아파트 매매가격 지수의 단위근 검정 결과 .....	2
<표 II-4> 지역별 아파트 전세가격 지수의 단위근 검정 결과 .....	2
<표 II-5> 서울시 아파트 매매가격 지수의 순환 주기 .....	2
<표 II-6> 주요 신도시 아파트 매매가격 지수의 순환 주기 .....	3
<표 II-7> 서울시 아파트 전세가격 지수의 순환 주기 .....	3
<표 II-8> 주요 신도시의 아파트 전세가격 지수의 순환 주기 .....	4
<표 III-1> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 공적분 검정 결과 .....	5
<표 III-2> 아파트 매매가격 지수의 기간별·지역별 교차상관 관계 분석 .....	54
<표 III-3> 아파트 전세가격 지수의 기간별·지역별 교차상관 관계 분석 .....	55
<표 III-4> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 지역간 시차(AIC) .....	35
<표 III-5> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 지역간 시차(Shibata) .....	46
<표 III-6> 아파트 매매가격 지수의 기간별 그랜저 인과성 검정 결과 .....	5
<표 III-7> 아파트 매매가격 지수의 기간별 계웨케 인과성 검정 결과 .....	6
<표 III-8> 아파트 전세가격 지수의 기간별 그랜저 인과성 검정 결과 .....	6
<표 III-9> 아파트 전세가격 지수의 기간별 계웨케 인과성 검정 결과 .....	6
<표 III-10> 아파트 매매가격 지수의 지역별 순환 주기 비교 .....	7
<표 III-11> 아파트 전세가격 지수의 지역별 순환 주기 비교 .....	7

## <그림차례>

<그림 I-1> 본 연구의 구성 .....	7
<그림 II-1> 전국 아파트 매매가격 지수 추이 .....	11
<그림 II-2> 신도시 아파트 매매가격 지수 추이 .....	21
<그림 II-3> 수도권 아파트 매매가격 지수 추이 .....	21
<그림 II-4> 전국 아파트 전세가격 지수 추이 .....	41
<그림 II-5> 신도시 아파트 전세가격 지수 추이 .....	51
<그림 II-6> 수도권 아파트 전세가격 지수 추이 .....	51
<그림 II-7> 경기 변동의 순환도 .....	42
<그림 II-8> 서울시의 지역별 아파트 매매가격 지수의 순환 변동 .....	33
<그림 II-9> 주요 신도시 아파트 매매가격 지수의 순환 변동 .....	63
<그림 II-10> 서울시 아파트 전세가격 지수의 순환 변동 .....	73
<그림 II-11> 주요 신도시 아파트 전세가격 지수의 순환 변동 .....	241
<그림 III-1> 외환 위기 이후의 매매가격 인과 관계 .....	77
<그림 III-2> 외환 위기 이후의 전세가격 인과 관계 .....	77

# 요 약

## 제1장 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

- 주택시장에 대한 정부 정책은 부양과 억제 정책을 반복하여 왔으나, 정부 정책의 기준은 체계적으로 정립되어 있지 않음.  
·특히, 최근 2~3년의 가격 상승 기간 동안 강남지역의 주택 가격이 전국적인 주택 가격의 상승에 영향을 미친다는 논리를 통해 수도권 주택 가격에 대한 집중적인 규제가 이루어짐.
- 정부는 정책 시행의 시기와 정도 및 수단에 있어서 매우 신중할 필요성이 있음.  
·이를 위해 정부 정책의 수립 및 시행은 기본적으로 주택시장 자체에 대한 정확한 이해를 필요로 함.
- 본 연구는 주택시장에서 정부 정책의 목표로 설정되고 있는 수도권 지역의 주택시장에 대해 올바른 정보를 제공하는데 목적이 있음.  
·주택 가격의 파급 경로에 대한 분석을 통하여 수도권 주택시장에서 주택매매 및 전세가격이 지역별로 미치는 영향을 미치는 경로를 파악하는데 중점을 둠.

### 2. 연구의 구성

- 본 연구는 수도권 지역의 주택 매매가격 및 전세가격이 지역별로 파급되는 경로를 분석하는 것으로 주된 목적으로 하고 있음.  
·이를 위해 단위근 검정 및 공적분 검정 등과 같은 기본적인 시계열 분석에 기초하여, 기존 연구에서 활용도는 그랜저의 인과성 검정 방법과 더불어 계웨케의 인과성 검정 방법을 함께 수행함.

- 제2장에서는 분석 기간을 대상으로 주택가격 변수의 시계열적 특성을 살펴보고자 함.
  - 제1절에서는 1993년 6월부터 2003년 12월에 이르는 기간 동안 분석 대상이 되는 수도권 지역의 매매가격 지수 및 전세가격 지수들의 시계열적 특성을 살펴봄.
  - 제2절에서는 분석 대상 시계열의 안정성 검정을 위해 단위근(unit root test) 검정을 실시함.
  - 제3절에서는 수도권의 주요 지역별 주택가격 변수들의 국면 파악을 위하여 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 활용하여 개별 시계열의 장기 추세 및 순환 주기를 분석함.
- 
- 제3장에서는 분석 대상 시계열 사이에 존재하는 지역별 상관 관계를 통계적으로 검정함.
  - 우선 지역간 안정성을 검정하기 위해 요한센(Johansen) 통계량을 적용하여 공적분(cointegration)의 관계가 존재하는지 검정함.
  - 제2절에서는 교차상관 관계의 분석을 통해 주택 가격 변수들 간에 존재하는 통계적 시차(time lag)를 규명함.
  - 제3절에서는 주택가격사이의 인과 관계 검정을 실시하였으며, 이를 위해 전형적인 그랜저 검정 방법과 제베크 검정 방법을 적용함.

## 제2장 시계열적 특성

### 1. 분석 시계열의 추이 및 특성

- 국내 부동산 경기는 최근 10년의 기간 동안에 1998년의 외환 위기를 기준으로 큰 변화를 겪고 있음.
- 매매가격의 경우, 1980년 후반과 외환 위기 당시에 두 차례의 큰 변화를 겪음.

·특히, 1996년부터 1998년까지 큰 폭의 상승 추세를 보인 후 크게 하락하였으며, 2000년 말을 기점으로 다시 큰 폭의 상승 추세를 시현함.

·2001년부터 2003년의 기간 동안에 전국 아파트 매매가격의 연평균 증가율은 14.1%이며, 수도권과 신도시의 연평균 증가율은 각각 17.5%와 18.0%에 이름.

- 전세가격의 추이는 매매가격과는 다소 상이한 양상을 나타냄.
- 1994년부터 1997년의 기간 동안에 전국의 주택 전세가격은 평균 7.9% 수준의 높은 증가율은 나타냈으며, 신도시의 경우 16.6%나 증가함.
- 이는 주택 매매가격에 대해서 추가적인 가격 상승에 대한 기대 심리가 큰 반면, 주택 전세가격에 대해서는 신규 주택에 대한 선호도가 높기 때문인 것으로 판단됨.

## 2. 단위근 검정

- 단위근의 존재 여부에 대한 검정은 본 연구의 분석 대상이 되는 지역별 주택 가격 간에 존재하는 인과 관계의 검정을 위해 필요함.
- 개별 시계열의 인과관계를 살펴보기 위해서는 지역별 주택가격과 관련된 변수들이 단위근을 가지고 있는지 여부와 변수들 사이의 조합이 공적분을 만족시키는지 여부를 살펴보아야 함.
- 주택 매매가격 및 전세가격 지수의 단위근 검정을 실시한 결과, 모든 지역에서 일차 차분된 시계열은 안정적인 것으로 나타남.
- 매매가격 지수의 수준 값에 대한 단위근 검정 결과, 5%의 통계적 유의 수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못하는 경우가 있음.
- 그러나, 개별 시계열의 일차 차분 값에 대한 단위근 검정 결과, 모든 회귀식에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타남.



- 따라서, 서울과 강북, 강남, 그리고 분당, 일산, 평촌 등 수도권 주요 신도시 지역의 매매가격 및 전세가격 지수의 시계열은 일차 차분된 시계열에서 안정인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단됨.

### 3. 순환변동 분석

- 최근 10년간 서울을 비롯한 주요 신도시의 순환 주기를 산출한 결과, 주택 매매가격은 최근 10년 동안 4번의 순환 주기가 진행된 것으로 나타남.
- 서울 주택 매매가격의 경우, 2002년 11월에 정점을 기록하고 현재 하강 국면이 진행 중인 것으로 나타남.
  - 강남지역은 2003년 6월에 저점을 기록하고 회복 국면에 접어든 것으로 나타났으나, 재건축과 정책적 영향 그리고, 2분기 이상 지속되었다고 볼 수 없다는 점에서 상승 국면으로 판단하기는 어려움.
  - 강북지역과 강남지역 모두 상승 국면이 하강 국면보다 길게 나타남. 강북지역은 상승 국면과 하강 국면이 각각 16.3개월, 13.3개월이었으며, 강남지역은 각각 16.5개월, 11.3개월로 나타남.
- 수도권 지역의 주요 도시를 살펴보면, 분당과 일산지역의 주택 매매가격은 상승 국면과 하강 국면이 일정한 간격으로 진행됨.
  - 분당과 일산은 각각 2003년 7월과 6월을 기점으로 회복 국면을 나타내고 있으나, 평촌의 경우 2002년 11월 이후 하강 국면이 지속되고 있음.
- 주택 전세가격은 하강 국면이 지속되고 있는 것으로 나타남.
  - 매매가격과 같이 1993년 이후 4번의 순환 주기를 가졌으며 2002년을 기점으로 현재까지 하강 국면이 지속되고 있음.
- 전세가격은 서울지역보다 주변 지역의 하강 시점이 빨랐던 것으로 나타남.
  - 서울지역은 2002년 9월부터 하강 국면으로 접어든 반면 분당, 일산, 평촌은 2002년 상반기부터 하강 국면이 시작됨.

- 서울지역의 주택 전세가격은 서서히 상승하여 급격하게 시장이 하락하는 추세를 나타냄.
- 또한, 강남과 강북지역은 모두 상승 국면이 하강 국면보다 길게 나타난 반면, 분당과 일산은 하강 국면이 상승 국면보다 각각 6.7개월, 0.3개월 길었던 것으로 나타남.

### 제3장 지역간 상관 관계 분석

#### 1. 공적분 검정

- 공적분 검정은 다변량 시계열 분석에 가장 많이 활용되는 요한센(Johansen, 1988) 검정 방법을 사용함.
- 요한센 검정 방법은 단위근 검정을 위한 DF(Dickey-Fuller, 1979, 1987) 검정 방법을 다변량 시계열 분석에 적용하여 도출한 것임.
- 본 연구에서 공적분 검정은 기본적으로 분석 대상 지역들 사이에 적용되어, 2개 지역의 주택 가격지수들 사이에 공적분 관계가 존재하는가를 검정하는 것임.
- 매매가격에 대한 공적분 검정 결과를 살펴보면,
  - 강남구의 매매가격 지수는 강북, 강남, 일산 및 평촌 등의 아파트 매매가격 지수들과 공적분 관계를 갖는 것으로 나타남.
  - 다른 지역들의 경우, 강북과 강남구, 일산과 평촌간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타남.
- 전세가격에 대한 공적분 검정 결과를 살펴보면,
  - 강북의 전세가격 지수는 강남 및 강남구와 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타남.

·그 외 지역의 전세가격 지수들 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타남.

## 2. 교차상관 관계 분석

- 기본적인 분석 방법은 통계학에서 많이 활용되고 있는 교차상관 검정(cross correlation test)으로서, 이는 두 시계열 사이에 존재하는 발생 시간의 시차 관계, 즉 동행성(同行性), 선행성(先行性) 또는 후행성(後行性)의 관계를 규명하기 위한 통계적 검정 기법임.
  - 특히, 교차상관 검정은 발생 시간의 시차에 따라 변화하는 상관 관계의 정도(strength) 및 방향(direction)을 측정하는 척도로 활용됨.
  - 대상 기간은 외환 위기의 영향을 감안하여, 외환 위기 이전의 기간(1993년 6월~1997년 12월)과 외환 위기 이후의 기간(1999년 1월~2003년 12월)으로 양분하여 분석함.
- 매매가격의 경우, 외환 위기를 전후한 모든 기간에 있어서, 분석 대상의 모든 지역에서 월(月) 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타남.
  - 이는 주택매매 과정에서 발생하는 가격 변화의 효과가 빠르게 인근 지역으로 파급되기 때문으로 이해됨.
- 전세가격은 외환 위기 이전에는 서울시의 강북, 강남 및 강남구, 그리고 평촌은 동행하는 한편, 분당은 3개월, 그리고 일산은 2개월 정도 후행하는 것으로 나타남.
  - 그러나, 외환 위기 이후에는 분석 대상의 모든 지역에서 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타났음.
- 이와 같은 현상은 외환 위기를 거치면서, 수도권의 지역별 주택 시장의 가격 구조 변화가 있음을 의미하며, 특히 지역별 매매가격 및 전세가격의 공동화(共動化)가 진행되고 있는 것으로 분석됨.

### 3. 지역별 인과 관계 분석

- 인과성 검정을 위해 그랜저(granger, 1963, 1969)와 게웨케(Geweke, 1982)의 인과성 검정법을 사용함.
  - 그랜저 인과성 검정을 위해서는 자기회귀(AR) 모형의 시차 결정 기준으로 활용되는 아카이케 정보 기준(AIC)를 사용하였으며,
  - 게웨케 인과성 검정을 위해서는 Shibata(Shibata)에 의한 시차 선정 기준을 사용함.
- 수도권 주요 지역의 가격 지수에 대한 인과 관계에 대한 해석은 두 가지 검정 방법이 공통적으로 제시하는 검정 결과에 기초하여 제시함.
- 매매가격은 외환 위기 이후 지역별로 동일한 결과를 제시하고 있음.
  - 외환 위기 이전에는 두 테스트에서 지역별로 일치하는 분석결과를 제시하지 못함.
  - 외환 위기 이후 강남구와 분당이 상호 인과 관계를 가지고 있으며, 강남은 분당에, 그리고 평촌은 일산에 인과 관계가 있는 것으로 나타남.
- 전세가격 역시 외환 위기 이후에만 지역별로 일치하는 결과를 제시하고 있음.
  - 외환 위기 이후, 강북과 강남, 강남과 강남구, 그리고 강남과 평촌 사이에 상호 인과 관계가 있는 것으로 나타남.
  - 강북은 일산에, 그리고 평촌은 각각 강북과 일산에 대해 영향을 미치는 것으로 나타남.

### 제4장 정책적 시사점

- 정부 정책의 적절성을 위해 정책의 판단 근거는 명확해질 필요성이 있음.
  - 특히, 투자적 수요가 강하고 지역간 미치는 영향이 큰 수도권에 있어서 더욱 세밀한 시장 분석의 작업이 선행되어야 함.

- 아파트 매매가격과 전세가격은 외환 위기 이후 분석 대상의 지역에서 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타남.  
·이는 외환 위기를 거치면서 지역별 주택 매매가격 및 전세가격의 동조화가 진행되고 있기 때문으로 판단됨.
- 아파트 가격의 지역간 파급 경로는 매매가격과 전세가격간에 상이한 양상을 보이고 있음.  
·매매가격의 경우, 강남구와 강남이 수도권 지역에 미치는 영향력이 있는 것으로 나타남.  
·반면, 전세가격은 지역간 파급 경로가 상호 복잡하게 영향을 미치고 있는 것으로 나타남.
- 결과적으로 주택시장은 외환 위기 이후 매우 복잡하게 지역별로 상관 관계를 갖고 있으며 파급 효과 또한 매우 빠르게 진행되고 있음을 의미함.  
·이는 최근 인터넷의 발달로 인해 부동산 시장 정보에 대한 접근성이 용이해지고,  
·외환 위기 이후 가계 대출의 비중이 늘어나며 금융 조달이 쉬워졌으며,  
·이로 인해 주택시장의 변화에 대한 수요자의 반응이 빨라졌기 때문인 것으로 판단됨.
- 따라서, 현재와 같이 복잡하고 빠르게 반응하는 시장의 특성상 특정지역의 규제를 통해 가격을 안정화시키고자 하는 정책의 효과는 점점 더 작아질 것임.

# 제1장 서론

## 1. 연구의 배경 및 목적

주택은 모든 사람들이 사회의 기본 단위인 가정을 이루는 과정에 있어서 필수적이면서도 값이 비싼 내구재 중의 하나이며, 개인 자산의 가장 큰 부분을 차지하기도 한다. 현재 우리나라의 주택 상황은 핵가족화 추세와 노령 가구 및 독신 가구의 증가로 인한 가구 수의 급속한 증가, 산업화와 도시화 현상으로 인한 대도시의 인구 집중, 주택부문에 대한 투자 및 재정 지원의 절대 부족, 그리고 주택의 안정적인 공급 기반 취약 등의 문제점을 갖고 있다. 그리고 이와 같은 이유로 인해, 주택의 절대수가 부족하고, 가격 수준이 매우 높은 반면, 질적 수준은 상대적으로 매우 낮아, 주거 불안정과 주거 불평등의 심화라는 매우 심각한 문제점을 안고 있다.

이와 같은 특징으로 인해, 주택은 정부 정책의 주요한 대상이 되고 있다. 주택시장의 상승 국면과 수축 국면에 대응한 정부의 정책은 억제와 부양을 반복하여 왔으며, 주택가격이 급격하게 오른 2003년에는 총 13건의 크고 작은 정부의 ‘주택시장 안정화’ 대책이 발표되기에 이르렀다.

그러나, 문제의 심각성은 이러한 정부 정책의 기준이 체계적으로 정립되어 있지 않다는 데 있다. 특히, 최근 2~3년의 가격 상승 기간 동안 강남지역의 주택 가격이 서울지역의 전체 가격 상승에 영향을 주고, 서울지역이 전국적으로 영향을 미친다는 논리를 통해 강남지역의 재건축 가격에 대한 집중적인 규제가 이루어졌다.

정책의 수립과 시행은 서민 주거 안정이라는 측면과 함께 수요와 공급의 균형이라는 시장 원리 또한 만족해야 하므로 신중하게 결정되어야 할 필요성이 있다. 따라서 정부는 정책 시행의 시기와 강도 및 수단에 있어서 매우 신중해야 한다. 그리고 이와 같은 정부 정책의 수립 및 시행은 기본적으로 주택시장 자체에 대한 정확한 이해를 필요로 한다.

외환 위기가 발생한 직후, 하락 추세를 보이던 수도권 지역의 아파트를 중심으로 한 주택매매 및 전세가격이 1998년 11월을 저점으로 상승 추세로 반전하였다. 특히, 2001년부터는 부동산 경기의 과열 논쟁이 사회적인 문제점으로 제기될 정도로, 수도권 지역의 주택 가격이 크게 상승하였다. 이와 같은 주택 가격의 상승에 대해서 강남지역의 가격상

승이 서울시로, 서울시에서 수도권으로, 수도권에서 전국으로 가격 상승의 효과가 미치고 있다는 믿음이 팽배해 있다. 또한, 이를 중심으로 정부의 정책 또한 결정되고 있다. 그러나, 이와 같은 현상에 대하여 정밀하게 분석된 결과는 지금까지 부족하였고, 주요 지역간 주택 가격 파급 경로에 대한 분석은 미미한 실정이다.

이와 같은 경향에 대한 계량경제학적 분석 기법의 적용을 통한 규명은 수도권 지역의 주택 매매 및 전세 가격의 파급 효과 및 경로를 이해하는 데 크게 기여할 것으로 판단된다. 또한, 강남지역이 전국의 주택 가격 상승의 시발점이라는 일반적인 통념에 대한 검증 등을 통해 향후 정부 정책의 방향을 제시할 수도 있을 것이다.

따라서, 본 연구는 주택시장에서 정부 정책의 목표로 설정되고 있는 수도권 주택 가격의 파급 경로에 대한 분석을 통하여, 수도권의 주택시장에서 주택 매매 및 전세 가격이 지역별로 영향을 미치는 경로를 이해하고, 기존 시장의 메커니즘에 대한 이해를 제공하고자 한다. 또한, 이와 같은 분석은 주택시장에 대한 정부 정책의 수립에 올바른 정보를 제공할 수 있을 것이다.

## 2. 연구의 방법 및 구성

### (1) 연구의 방법

#### 1) 선행 연구의 분석 방법 검토

개인이 갖고 있는 자산은 크게 금융 자산과 부동산 자산으로 구분되며, 부동산 자산 중에서 주택은 일반적으로 개인 자산의 가장 큰 비중을 차지한다. 이와 같은 점을 감안할 때, 주택, 특히 아파트 가격의 지역간 파급 경로 및 인과성, 그리고 주택 가격의 결정 요인에 대한 실증 분석은 매우 다양하게 실시되고 있다. 김의준·김양수·신명수(2000)는 거래 빈도가 상대적으로 높은 수도권 내에 소재한 아파트의 가격을 활용하여, 아파트 가격의 지역간 인과 관계와 아파트 가격 변화의 공간적·시간적 파급 효과를 분석하였다. 특히, 아파트 가격의 지역간 인과 관계를 분석하기 위하여, 전통적인 분석 기법인 그랜저(Granger)의 인과 관계 검정법(causality test)을 활용하였다.<sup>1)</sup> 그리고, 특정 지역의 아파트 가격 변동이 여타 지역의 아파트 가격에 미치는 영향을 파악하기 위하여, 벡터자

---

1) 그랜저의 인과 관계 검정(Granger's causality test)의 이론적 배경 및 의미, 그리고 검정 방법에 대한 상세한 설명은 본 연구의 제3장을 참조하기 바란다.

기회귀모형(vector autoregression model, VAR)의 충격반응분석(impulse-response analysis)을 이용하였다.<sup>2)</sup>

이용만·이상한(2004)은 강남지역의 주택 가격이 주변 지역의 주택 가격에 영향을 미치는지 여부, 그리고 강남지역의 재건축대상 아파트 가격이 주변의 일반 아파트 가격에 영향을 미치는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 특히, 지역간 주택 가격의 파급 효과를 검토하기 위하여, 그랜저의 인과 관계 검정법을 이용하였고, 분석 대상 시계열 사이에 장기적인 균형 관계가 존재하는 가에 대한 검증을 위하여 공적분 검정법(cointegration test)을 활용하였다.<sup>3)</sup>

이상경(2003)은 서울의 주택시장으로부터 지방의 주택시장에 가격 또는 변동성이 이전되는 효과를 규명하고자 하였다. 이는 전국적으로 나타나는 주택 가격의 폭동 현상이 서울의 강남지역으로부터 비롯된 주택 가격의 상승이 수도권 및 지방도시의 주택 가격에 영향을 미치고, 해당 지역의 주택 가격을 상승시키는 원인인가를 규명하기 위한 것이다. 분석 방법은 주가 지수와 같은 금융관련 시계열 분석에서 많이 활용되고 있는 개념인 이전 효과(spillover effect)를 도입하였다.<sup>4)</sup> 그리고, 분석 모형은 일반화 자기회귀 조건부 이분산(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, GARCH) 계통의 모형을 활용하였고, 특히 주택 가격의 변동성에 의한 비대칭 효과(asymmetric effect)를 파악할 수 있는 EGARCH(1,1)을 사용하였다.<sup>5)6)</sup>

- 
- 2) 실증 분석의 대상은 수도권 지역에 소재한 아파트로, 아파트 가격의 공간적인 연계성을 분석하기 위하여, 수도권 지역을 서울의 도심·서북생활권, 동북생활권, 서남생활권 및 동남생활권 등 4개 권역과 의정부, 수원시, 인천, 일산 등으로 구분하였다. 지역간 인과 관계에 대한 실증 분석 결과, 수도권 아파트 가격 변동의 중심점은 강남구·서초구 등이 속해 있는 동남권이며, 이 지역의 가격 변동은 양천구· 동작구 등의 서남권과 신도시인 고양시의 가격 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 아파트 가격 변동의 파급 효과에 대한 분석 결과, 특정 지역의 아파트 가격 변동은 1~5개월 이후 다른 지역의 아파트 가격에 영향을 미치며, 10개월 이후에는 다시 정상 추세로 수렴하지만, 반응 속도와 크기는 중심지인 동남권과의 거리와 가격 차이에 큰 영향을 받는 것으로 분석되었다.
  - 3) 실증 분석의 대상 지역은 강남지역과 강북지역, 성남시, 그리고 전국이며, 재건축 대상 아파트는 강남구의 자료를 활용하였다. 실증 분석 결과, 금리와 임대료가 주택 가격의 주요 원인인 것으로 분석되었고, 이들 변수들 사이에 장기적인 균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한, 재건축 대상 아파트의 가격이 일반 아파트 가격에 영향을 미치며, 이들 변수들 사이에도 장기적인 균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나, 강남지역의 주택 가격이 비강남지역의 주택 가격에 영향을 미치지만, 이들 변수들 사이에는 장기적인 균형 관계가 존재하지 않는 것으로 분석되었다.
  - 4) 이전 효과는 크게 가격 변화의 이전 효과(price change spillover effect)와 가격 변화의 변동성 이전 효과(volatility spillover effect)로 구분된다. 변동성(volatility)의 개념에 대하여, 계량경제학에서는 불확실성(uncertainty)으로, 그리고 금융 경제학에서는 투자의 위험(risks)으로 해석하며, 일반적으로 통계학의 분산(variance)으로 측정한다.
  - 5) 주택 가격의 변동성에 의한 비대칭 효과는, 주택 가격이 상승할 경우에는 가격의 변동률이 증대되어 변동성 또한 증대되는 반면, 주택 가격이 반대로 하락할 경우에는 가격의 변동률이 상승할 경우와는 달리 크게 나타나지 않는 현상을 의미한다. 이는 주가 또는 환율의 변동성에 대한 비대칭 효과와는 반대의



이상에서 살펴본 바와 같이, 주택 가격과 관련된 지역별 시계열 자료 사이의 인과 관계에 기초한 전통적인 계량분석 이외에, 일반 재화에 대비하여 주택 재화가 갖고 있는 위치 고정성이라는 독특한 특성을 활용하여 아파트의 특성감안 가격 모형(hedonic price model)을 추정하는 연구가 최근 활발하게 진행되고 있다. 윤승봉·장봉규·정창무(2004)는 서울시 분양 아파트 시장의 평형별 분화 관계를 규명하고자 하였다. 먼저, 신규 아파트의 가격과 재고 아파트의 가격 사이에 인과 관계의 존재 여부를 실증적으로 분석하기 위하여, 분석 자료의 안정성 검정을 위한 단위근 검정법(unit root test)과 더불어 그랜저의 인과 관계 검정법을 활용하였다. 또한, 평형별 분화 관계의 규명을 위하여, 지리적 공간을 사회·경제적 특성을 이용하여 구분하는 공간구분 측정지수를 집중화, 집약화, 균등화 등의 유사한 지수별로 구분하여 활용하였다. 마지막으로, 주택 가격의 평가를 위하여, 주택을 구성하는 여러 요인들로 구성된 주택 가격에 대한 특성감안 가격 모형을 활용하였다.<sup>7)8)</sup>

박헌수·정수연·노태욱(2003)은 횡단적 자료(cross-section data)를 사용하여 주택

---

현상으로, 주택이 개인의 자산을 형성하면서 주택 가격에 대한 소유자들의 믿음에 근거한 것으로 해석된다.(이상경, 2003, 85쪽)

- 6) 실증 분석 대상은 서울시 강남지역과 수원시 및 부산시의 주택 매매가격으로서, 강남지역으로부터 수원시 및 부산시로의 가격 변화 및 변동성 이전 효과에 대하여 EGARCH(1,1) 모형을 적용하였다. 먼저, 뉴스 충격 효과의 경우, 주식시장에서 나타나는 레버리지 효과(leverage effect)와는 반대로, 주택 가격의 상승 뉴스가 주택 가격의 하락 뉴스에 비하여 변동성이 보다 큰 것으로 나타났다. 또한, 가격 이전 효과의 경우, 강남지역 주택 가격의 월간 변동률이 1% 포인트 상승할 경우, 수원시 및 부산시의 주택 가격은 각각 0.43% 포인트와 0.36% 포인트 상승하는 것으로 나타났다. 그리고, 외환 위기 이후의 변동성 이전 효과를 살펴보면, 수원시와 부산시의 변동성이 강남지역에 비하여 낮은 것으로 나타났다.
- 7) 한편, 정유진·최막중(2002)은 서울시의 주택 시장에서 서로 상이하게 나타나는 주택 가격의 결정 요인에 대한 분석을 특성감안 가격 모형의 적용을 통하여 실시하였다. 실증 분석의 대상 지역은 강남지역과 강북지역으로서, 다중회귀모형(multiple regression model)을 이용하여 지역별 특성감안 가격모형을 도출하였다. 지역별로 도출된 모형에 따라 주택 가격의 결정 요인들의 차이를 지역별로 파악하고, 요인 분석(factor analysis)을 통하여 지역 사이에 존재하는 특성을 파악하였다. 분석 결과를 살펴보면, 지역간 주택 가격의 차이는 공동 주택이 입지한 지역의 사회·경제적 요인으로서, 근린 효과(neighborhood effects)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히, 강남지역과 강북지역의 주택 가격이 시현하는 차이는 물리적 특성 및 단지내 특성, 지역 환경적 특성에 의한 영향과 더불어 주변지역 주민의 사회적 특성을 반영하는 동별 저명인사의 비율, 주택 구입으로 인한 자본 이득을 대변하는 동별 주택 가격의 상승률, 사교육 시설과 같이 교육 환경을 의미하는 동별 입시학원의 종사자 수 등에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다.
- 8) 실증 분석 대상은 강남지역과 강북지역의 월별 전용면적 기준의 평당 분양 가격과 매매 및 전세 가격으로 설정하였다. 본 연구와 관련된 분석 결과를 살펴보면, 강남지역 분양 가격은 강북지역 분양 가격에 대비하여 1개월의 시차를 두고 영향을 미치며, 강남지역의 매매 및 전세 가격은 강남지역의 분양 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 강북지역의 전세 가격은 강북지역의 분양 가격에 1개월의 시차를 두고 영향을 미치며, 강남지역의 매매 및 전세 가격은 강북지역의 매매 및 전세 가격에 장기적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석 결과에 기초하여, 저자들은 강남지역의 아파트 가격은 일반적으로 신규 및 재고의 구분이 없이 강북지역의 아파트 가격에 영향을 미치는 것으로 결론내리고 있다.

#### 4. 주택 가격의 지역간 상관 관계 분석 연구

가격을 추정하는 과정에서 제기되는 이분산성(heteroskedasticity) 문제와 공간자기상관(spatial autocorrelation) 문제의 해결을 위하여,<sup>9)</sup> 공간계량경제모형을 이용하여 주택 가격의 형성 요인을 분석하였다.<sup>10)</sup> 그리고, 최명섭·김의준·박정욱(2003)은 주택의 위치 고정성으로 인해 주택 가격들 사이에 존재하는 공간종속성(spatial dependence)을 활용하여 주택 가격, 특히 아파트 가격의 공간적 영향력을 공간회귀모형(spatial regression model)의 적용을 통하여 분석하였다.<sup>11)</sup>

한편, 주택 가격의 지역간 과급 경로 및 인과성, 그리고 주택 가격의 결정 요인에 대한 실증 분석은 외국에서도 활발하게 진행되고 있다. 특히, 본 연구의 주제와 관련하여 비교적 최근에 실시된 연구로서, 히와 윈더(He and Winder, 1999)에 의한 실증적 사례 연구를 지적할 수 있다. 버지니아 주의 햄프턴 로즈(Hampton Roads) 지역 내의 인접한 3개 주택 시장 사이에 존재하는 주택 가격의 인과 관계를 규명하기 위하여, 히와 윈더는 개별 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 단위근 검정을 실시하였고, 시계열 사이에 장기적으로 안정적인 균형 관계가 존재하는 가를 검정하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 그리고, 단위근 검정 및 공적분 검정의 결과에 기초하여, 3개 지역의 주택 가격 사이에 존재하는 인과 관계의 검정은 게웨케(Geweke, 1982)의 검정법을 적용하였다.<sup>12)</sup>

- 
- 9) 주택 가격들 사이에 존재하는 이분산성의 문제는 주택시장에서는 주택의 위치 고정성으로 인해 여러 개의 하부 시장이 형성되지만, 주택 가격 자체는 동일한 주택시장에서 수집되기 때문에 발생한다. 반면, 공간자기상의 문제는 도시 개발의 패턴 사이에는 공간적인 유사성이 많고, 주택 가격에 영향을 미치는 입지 요인들의 측정 곤란으로 인해 추정 오차가 존재하기 때문에 발생하는 것으로 알려져 있다(Dubin, 1992).
  - 10) 실증 분석의 대상은 서울특별시 광진구의 6개 아파트 단지의 38개 동이며, 공간 효과를 고려하기 위하여 공간시차모형(spatial lag model)과 공간오차모형(spatial error model)을 적용하여 실증 분석을 실시하였다. 분석 결과, 해당 지역의 아파트 가격은 주변 아파트에 지대한 영향을 받는 것으로 나타났고, 해당 공간승수효과(spatial multiplier effect)는 54.0%에 이르는 것으로 분석되었다. 또한, 공간 효과를 고려한 경우의 결정계수(coefficient of determination)는 공간 효과를 고려하지 않은 경우에 대비하여 3% 정도의 개선 효과가 있었다. 그리고, 최소자승근오차(root mean square error, RMSE) 또한 6.4% 정도 상승하여, 공간 효과를 고려한 분석이 아파트 가격 추정의 정확성을 제고할 수 있는 것으로 나타났다.
  - 11) 실증 분석의 대상은 서울특별시 전역을 대상으로 30평형대 148개 단지이며, 공간 효과를 고려하기 위하여 공간시차모형을 적용하여 아파트 매매가격 및 전세가격을 분석하였다. 분석 결과, 공간회귀모형 중에서도 공간오차모형에 비하여 공간시차모형이 타당한 것으로 나타났고, 이는 주택 가격이 주변의 주택 가격에 영향을 받는 것을 입증한 것으로 분석된다. 또한, 주택 가격에 큰 영향을 미치는 특성으로서는 교육, 지역하부시장, 건설회사 등으로 나타났다. 그리고, 서울시 한 단지의 가격에 변동이 생기면, 그 파급 효과가 서울시 전역으로 퍼져나가는 것으로 나타났으며, 강남·서초구의 아파트 가격의 영향력은 동쪽으로는 송파구, 서쪽으로는 동작·관악구, 그리고 북쪽으로는 광진·성동·용산구까지 미치는 것으로 나타났다.
  - 12) 게웨케의 인과성 검정(Geweke's causality test)의 이론적 배경 및 의미, 검정 방법에 대한 보다 상세한 설명은 본 연구의 제3장을 참조하기 바란다.

## 2) 본 연구의 분석 방법

본 연구는 수도권 지역의 주택 매매가격 및 전세가격이 지역별로 과급되는 경로를 분석하는 것을 주된 목적으로 한다. 이와 같은 분석을 목적으로 수행된 선행 연구의 분석 방법을 종합하여 살펴보면, 가장 대표적으로 활용되는 분석 방법은 그랜저의 인과성 검정 방법이다. 그러나, 개별 검정 방법이 갖는 견고성(robustness)의 문제를 감안할 경우, 활용 가능한 검정 방법을 모두 적용하고, 공통된 분석 결과를 도출하는 것이 특정화의 오류(specification errors)를 최소화하는 방안이다.<sup>13)</sup> 따라서, 본 연구에서는 수도권 주택 가격의 지역별 과급 경로를 파악하기 위하여, 단위근 검정 및 공적분 검정 등과 같은 기본적인 시계열 분석에 기초하여, 기존 연구에서 활용되는 그랜저의 인과성 검정 방법과 더불어 게웨케의 인과성 검정 방법을 함께 수행하였다. 또한, 수도권 주택 가격의 지역별 상관 관계를 파악하기 위하여, 지역별 주택 가격의 교차상관 분석과 순환 변동의 시차 구조에 대한 분석을 병행하였다.

## (2) 연구의 구성

본 연구는 <그림 I-1>에서와 같이 4개의 장으로 구성되어 있다. 본 서론에 이은 제2장에서는 1993년 6월부터 2003년 12월에 이르는 분석 기간을 대상으로 주택 가격 변수의 시계열적 특성을 살펴보고자 한다. 수도권 지역의 주택 매매가격 및 전세가격은 지역별로 상이한 형태를 보이지만, 지역별로 서로 연동되어 온 특성이 있다. 이와 같은 지역간 특성을 살펴보기 위하여, 제1절에서는 본 연구의 분석 대상이 되는 수도권 지역의 아파트 매매가격 지수 및 전세가격 지수의 시계열적 특성을 살펴보고자 한다. 제2절에서는 주택 매매가격 및 전세가격 지수들의 시계열적 안정성(stationarity)을 검정하기 위하여, 단위근 검정(unit root test)을 실시하였으며, 검정 통계량은 딕키-풀러 검정 통계량(Dickey-Fuller test statistic)을 적용하였다. 제3절에서는 수도권 주요 지역별 주택 가격 변수들의 현주소를 파악하기 위하여, 주택 매매가격 및 전세가격 지수들의 순환 변동에 대한 분석을 지역별로 실시하였으며, 분석 방법은 개별 시계열의 장기 추세 및 순환 변동의 산출 방법으로 많이 활용되는 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 활용하였다.

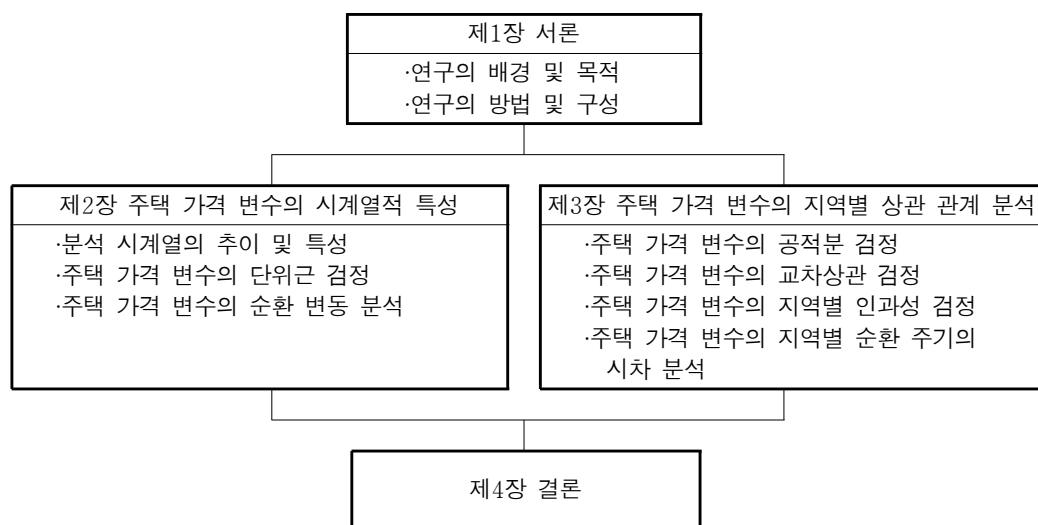
---

13) 계량경제학적 분석 과정에서, 특정한 문제에 대하여 활용 가능한 모든 검정 방법의 적용을 통하여 특정화의 오류를 최소화할 필요성이 있다는 논지에 대해서는 페이건과 홀(Pagan and Hall, 1983)과 울라(Ullah, 1983) 등의 논문을 참조하기 바란다.

제2장에서 실시된 분석이 수도권 주요 지역의 주택 매매가격 및 전세가격의 개별 시계열에 대한 분석인 반면, 제3장의 분석 목적은 분석 대상 시계열들 사이에 존재하는 지역별 상관 관계를 통계적으로 검정하는 것이다. 먼저, 제1절에서는 수도권의 주택 매매가격과 전세가격들 사이에 공적분(cointegration)의 관계가 존재하는지를 검정하였으며, 요한센(Johansen) 통계량을 적용하였다. 제2절에서는 주택 가격 변수들 사이에 존재하는 통계적 시차(time lag)를 규명하기 위하여, 교차상관 관계를 검정하였다. 제3절에서는 주택 가격 변수들 사이의 인과 관계를 검정하기 위하여, 전형적인 그랜저 검정 방법과 계웨게 검정 방법을 적용하여, 두 검정 결과의 상호 비교를 통하여 지역간 인과 관계의 시사점을 도출하고자 하였다. 마지막으로, 제4절에서는 지역별 주택 가격 변수의 순환 변동치가 갖는 정점 및 저점의 시기에 기초하여, 주택 가격 순환 변동의 지역간 시차 구조를 비교·분석하였다.

본 연구의 마지막 장인 제4장에서는 본 연구의 분석 결과를 간단하게 요약하고, 분석 결과가 주는 시사점에 대한 논의하였다. 또한, 이와 같은 분석 결과 및 시사점에 기초하여 향후 수도권 주택 매매가격 및 전세가격에 대한 정부 정책의 기본 방향에 대하여 논의하였다. 그리고, 본 연구의 분석 결과가 갖고 있는 한계점에 대한 논의와 더불어 향후의 연구 과제를 제시하였다.

**<그림 I-1> 본 연구의 구성**



## 8 ·주택 가격의 지역간 상관 관계 분석 연구

## 제2장

## 시계열적 특성

### 1. 분석 시계열의 추이 및 특성

#### (1) 분석 시계열

본 연구의 목적인 수도권 지역을 중심으로 주택 가격이 지역별로 파급되는 경로를 분석하는 과정에서 활용한 분석 대상의 시계열 자료는 부동산 114의 월별 아파트 매매가격지수 및 전세가격지수이다. 현재 국내에서 활용 가능한 주택 가격과 관련된 시계열 자료는 국민은행과 부동산 114에서 생성되고 있다.

국민은행이 발표하는 주택 가격과 관련된 시계열 자료는 1986년 1월 이후부터 현재에 이르기까지 월(月) 단위로 작성되고 있다. 주택 가격과 관련된 지수의 작성은 서울시를 제외하고는 대부분의 지역이 시(市)를 기본 단위로 이루어져 있으며, 서울시 또한 세부 단위, 즉 구(區) 단위의 시계열은 2002년 12월 이후부터 작성되고 있다. 따라서 국민은행이 발표하는 주택 가격과 관련된 지수는 비교적 오랜 기간 동안의 시계열을 유지하는 한편, 대상 지역이 시 단위로 다소 광범위하고, 아파트·단독주택·연립주택 등 주택의 유형별로 가격 지수의 구분이 가능하며, 일반적인 접근이 가능하다는 장점을 가지고 있다.

반면, 부동산 114의 주택 가격과 관련된 시계열 자료는 1993년 6월 이후부터 월(月) 단위로 작성되고 있으며, 서울시, 그리고 분당과 일산 등의 주요 신도시에 대해서는 구(區) 단위의 월별 시계열 자료를 사용할 수 있는 장점이 있다. 특히, 부동산 114의 시계열 자료는 대상 지역이 구 단위이고, 평형별·건립 연도별, 그리고 재건축 여부 등의 세부적인 비교가 가능하다. 그러나 국민은행의 시계열 자료에 비하여, 부동산 114의 시계열 자료는 상대적으로 시계열이 짧고, 아파트만을 대상으로 작성되어 주택 유형별 분석이 불가능하다는 단점이 있다.

본 실증 분석은 서울시의 강북 및 강남,<sup>14)</sup> 그리고 강남구 등 서울 지역의 주택 가격과

14) 부동산 114의 자료에서 강북지역은 한강이남 지역을 의미하며, 강남지역은 한강이남 지역을 의미한다. 따라서 본 연구에서도 이에 준하여 분석 대상 지역을 분류하고자 한다..

관련된 시계열이 수도권 주요 신도시 등에 미치는 파급 경로를 분석하는 것을 주요 목적으로 하고 있다. 또한, 수도권의 특성상 아파트 가격에 대한 분석을 통해 전체 주택 시장의 특성을 분석하는데 무리가 없다고 판단된다. 따라서 본 연구는 부동산 114가 발표하는 아파트 가격과 관련된 시계열, 즉 매매가격지수와 전세가격지수를 활용하여 수도권 주택시장을 분석하고자 한다.

부동산 114의 시계열 자료는 모집단을 유형별로 세분화함으로써 모집단의 특성과 특성의 변화를 지수에 반영하는 방식을 택하고 있다. 지수는 투자적 측면에서 개발되어 지역별 및 유형별로도 구분되어 있으나, 본 보고서의 목적상 지역별 구분만을 이용하고자 한다. 또한, 자산 가치의 개념을 반영시키기 위하여 모집단의 유형별 총평수를 지수의 가중치로 이용하였다. 부동산 114의 자료 또한 아파트 시장의 특성상 파셰식(Paasche formula)이 아니라 라스파이레스산식(Laspeyres formula)으로 산출되었다.<sup>15)</sup>

## (2) 매매가격 추이

국내 부동산 경기는 최근 10년의 기간 동안에 1998년의 외환 위기를 기준으로 큰 변화를 겪고 있다. 전국 아파트 매매가격의 추이(<그림 II-1>)를 살펴보면, 1980년대 후반에 커다란 상승을 겪은 이후 1996년에 이르기까지 그다지 큰 변화를 보이지 않았다. 그러나 1996년부터 외환 위기가 발생하기 직전인 1998년의 기간 동안에는 큰 폭의 상승 추세를 보인 후 크게 하락하기 시작하였고, 2000년 말을 기점으로 큰 폭의 상승 추세를 시현하고 있다. 전국 매매가격 추이를 전년 동월에 대비하여 살펴보면, 이와 같은 보다 명확하게 확인할 수 있다. 외환 위기 이후, 하락하기 시작한 매매가격은 1998년 12월에 전년 동월에 대비하여 무려 21.9% 하락하여, 가장 큰 하락률을 기록하였다.

시기별로 특징을 살펴보면, 1994년 이후 1997년의 외환 위기 이전까지의 기간 동안에 주택 시장이 전국적으로 비교적 안정적인 성장 추세를 나타내었다. 이 기간 동안에 전국의 매매가격은 연평균 4.8% 증가하였으며, 서울보다는 새로 입주한 신도시의 성장률이 더욱 크게 나타났다. 서울의 경우, 강남지역의 증가율이 연평균 7.3%에 이르는 반면, 강북지역의 연평균 증가율은 5.3% 수준에 머물렀다. 신도시는 연평균 7.7% 증가하였고, 평촌의 증가율이 9.3%로 가장 높은 증가율을 기록하였으며 분당과 일산지역 또한 비교적 높은 증가 추세를 나타내었다. 1980년대 말의 '토지공개념제도'의 도입, 증여세 강화 등 각종 부동산 투기억제 정책을 실시했던 정부의 부동산 정책 기조는 1992년을 기점으

---

15) 서후석·변재현, 『아파트 투자 지표 개발에 관한 연구』, 한국건설산업연구원, 1999.9

로 일부 완화되기 시작하던 시점이다.

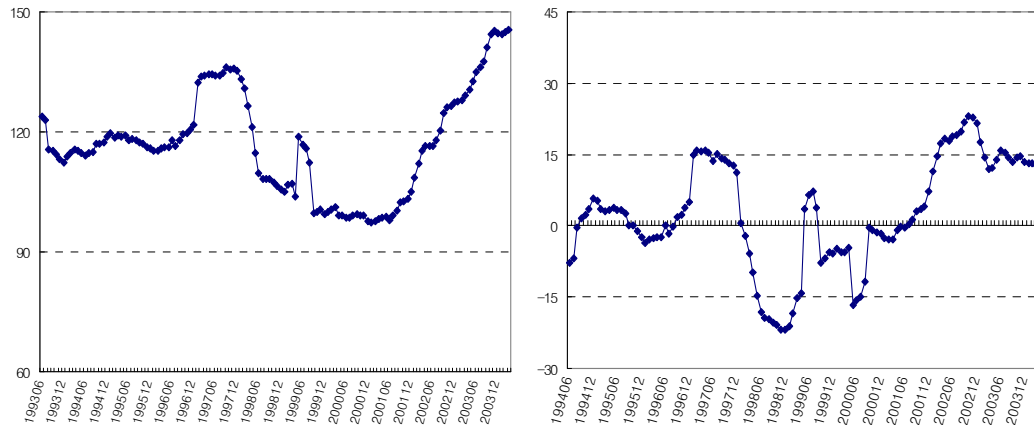
<표 Ⅱ-1> 아파트 매매가격의 기간별·지역별 연평균 성장률 추이(1994~2003)

(단위 : %)

구분	전국									
	수도권	서울					신도시			
		강북	강남	강남구	분당	일산	평촌			
1994~1997	4.8	5.2	6.4	5.3	7.3	9.8	7.7	8.6	5.4	9.3
1998~2000	-10.3	-5.8	-2.3	-1.4	-1.8	1.1	-3.8	-3.0	-2.9	-3.4
2001~2003	14.1	17.5	19.5	14.0	22.5	28.2	18.0	22.6	14.1	14.8

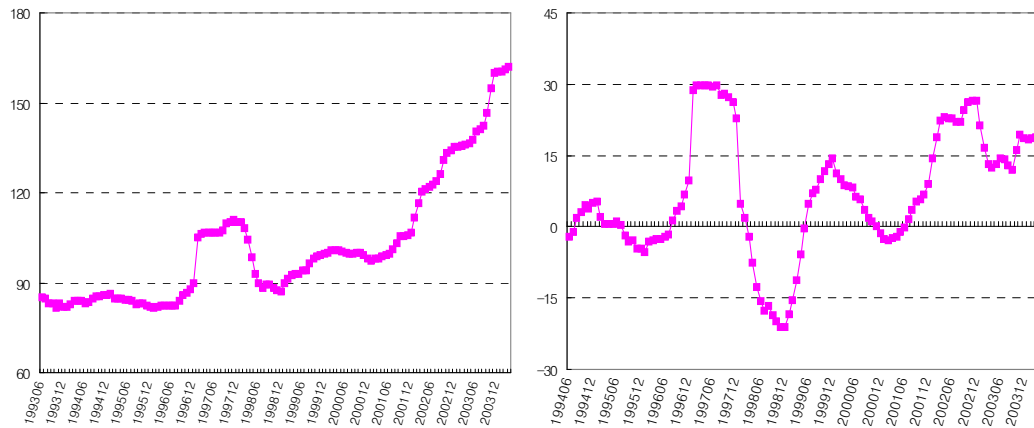
<그림 Ⅱ-1> 전국 아파트 매매가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6~2003:12)

(단위 : 포인트(2000.1=100.0), %)



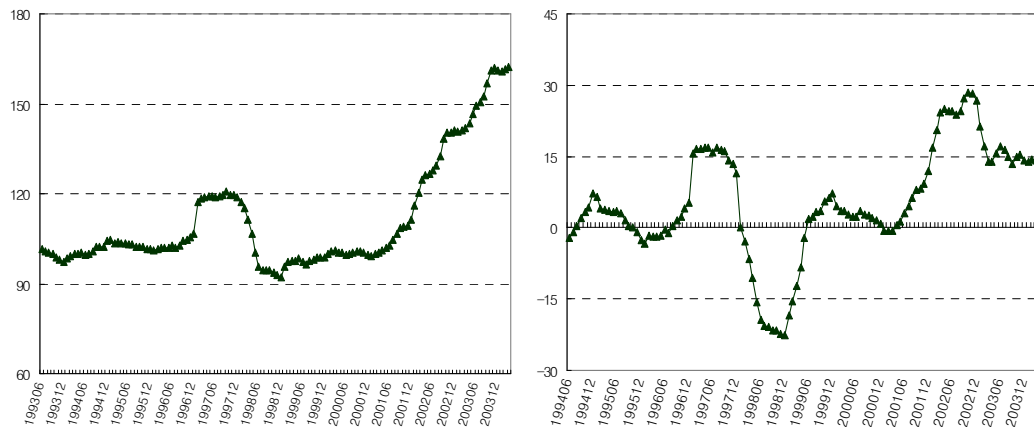


<그림 Ⅱ-2> 신도시 아파트 매매가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6~2003:12)  
(단위 : 포인트(2000.1=100.0), %)



반면, 1998년부터 2000년에 이르기까지의 기간은 외환 위기의 영향으로 전국의 주택 시장이 침체 국면에 진입한 시기이다. 이는 1998년 이후 전국의 주택 가격이 급격한 하락 추세를 보이며 더욱 두드러지게 나타났다. 서울의 아파트 매매가격은 연평균 10.3% 하락하였고, 이 기간 동안에 분양가가 자율화되었고, 분양권 전매가 한시적으로 허용되었으며, 토지거래허가 및 신고제가 폐지되었다. 그리고, 이와 같은 부동산 시장에 대한 규제 완화 정책은 1999년과 2000년에도 지속되어, 부동산에 대한 각종 규제들이 완화되기에 이르렀다.

<그림 Ⅱ-3> 수도권 아파트 매매 가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6~2003:12)  
(단위 : 포인트(2000.1=100.0), %)



2001년 이후 전국적으로 부동산의 가격은 다시 급등하기 시작했다. 2001~03년의 기간 동안에 전국 아파트 매매가격의 연평균 성장률은 14.1%이며, 수도권과 신도시의 연평균 증가율은 각각 17.5%와 18.0%에 이르렀다. 서울에서는 강남구의 증가율이 무려 28.2%에 달해 가장 큰 폭의 상승률을 보였고, 신도시에서는 분당(22.6%)의 상승률이 가장 높게 나타났다. 이 기간 동안에, 부동산 시장에 대한 정부의 정책은 분양권 전매제한, 청약 1순위의 자격 제한, 재당첨 제한 제도 등이 부활되면서, 다시 부동산 시장의 안정화 정책으로 전환되었다.

### (3) 전세가격 추이

전세가격의 추이는 주택 시장과는 다소 상이한 양상을 나타내고 있다. 1994~97년의 기간 동안에 전국의 아파트 전세가격은 7.9% 수준의 증가율을 시현하였다. 특히, 신도시의 전세가격은 무려 16.6% 증가하여, 전국에 대비하여 2배 이상의 높은 증가율을 기록하였다. 그리고, 매매가격과 마찬가지로 1990년대 초에 입주한 신도시의 경우에 있어서 가격 상승의 폭이 컸던 것으로 나타났다. 이는 매매가격에 대해서는 추가적인 가격 상승에 대한 기대 심리가 큰 반면, 전세가격의 경우는 신규 주택에 대한 선호도가 높기 때문인 것으로 풀이된다.

<표 II-2> 아파트 전세가격의 기간별·지역별 연평균 성장률 추이(1994~2003)

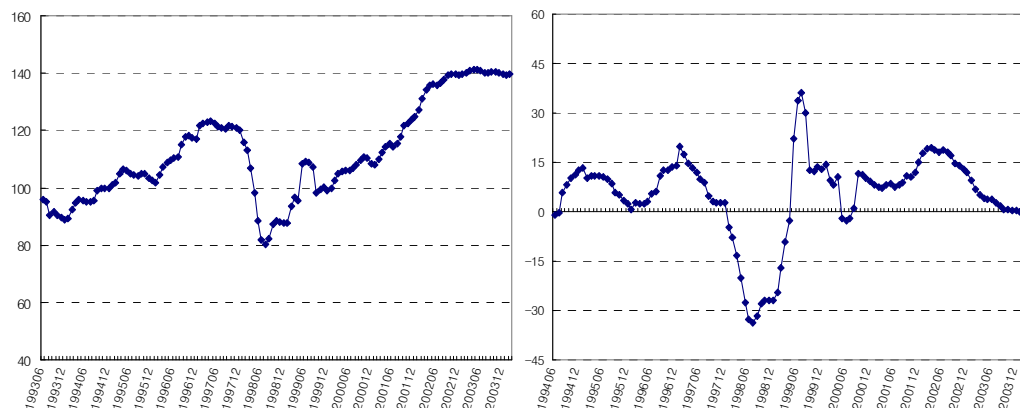
(단위 : %)

구 분	전국									
	수도권									평촌
	서울					신도시	분당	일산		
		강북	강남	강남구						
1994 ~ 1997	7.9	8.4	9.3	10.1	9.3	10.8	16.6	16.9	13.3	19.0
1998 ~ 2000	-3.4	0.9	3.2	3.0	3.9	6.0	7.9	9.1	7.6	6.5
1998	-24.5	-22.6	-22.6	-24.8	-21.2	-21.0	-14.6	-12.1	-10.7	-17.4
1999	14.2	25.7	31.0	33.5	31.0	36.2	25.7	45.6	36.6	17.4
2001 ~ 2003	9.0	9.9	11.0	11.2	11.2	13.8	10.9	11.6	12.0	10.4

1998~2000년의 기간 동안에 전국의 아파트 전세가격은 연평균 3.4% 하락한 반면, 수

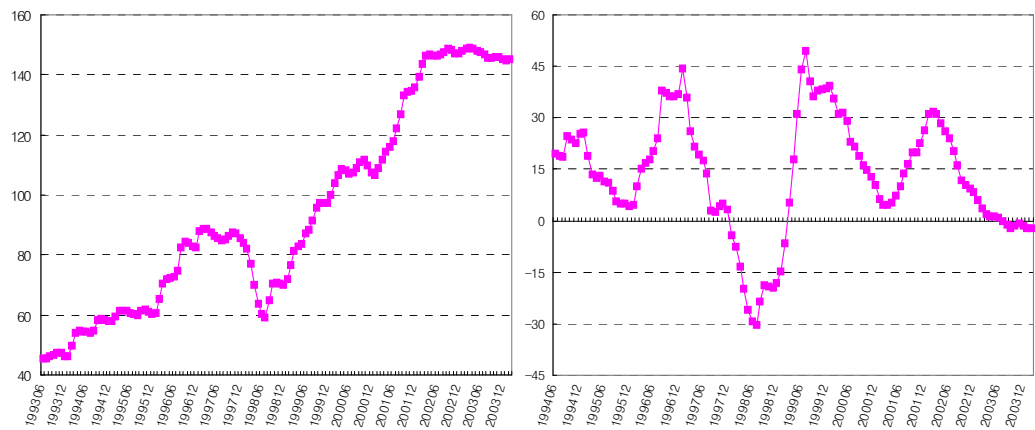
도권권과 신도시의 전세가격은 각각 0.9%와 7.9% 상승하였다. 이와 같은 현상은 외환 위기 이후에 매매가격에 비하여 전세가격의 상승률이 현저하게 높았기 때문인 것으로 판단된다. 특히, 1999년 하반기 이후에는 전세가격이 급격하게 상승하였으며, 신도시의 경우 1999년 한 해 동안에 25.7%나 상승하였고, 특히 분당의 상승률은 무려 40% 수준을 상회하기에 이르렀다.

<그림 II-4> 전국 아파트 전세가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6 ~ 2003:12)  
(단위 : 포인트(2000.1=100.0), %)

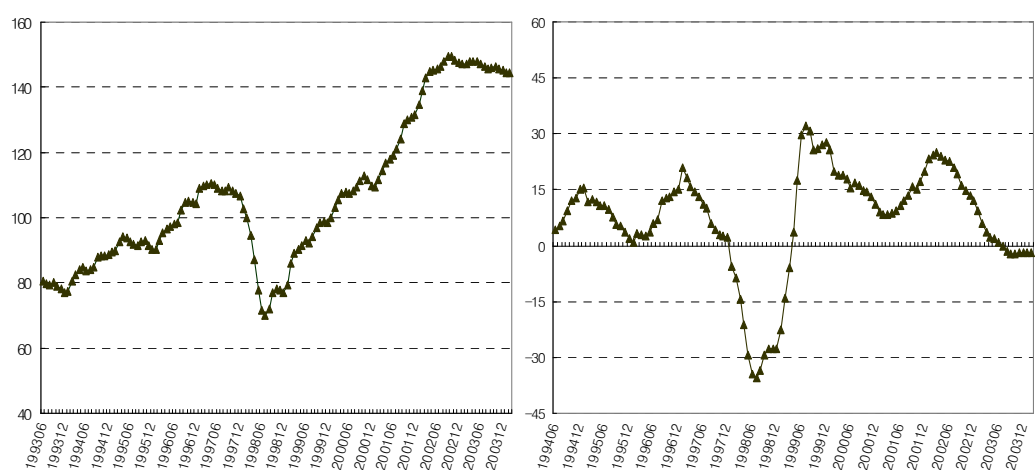


2001~03년의 기간 동안에 주택 시장이 전국적으로 호황기를 겪으면서, 전세가격 또한 증가 추세를 나타냈다. 그러나, 2002년을 기점으로 증가 추세는 크게 둔화되고 있으며, 10.29 주택시장 안정화 대책이 발표된 이후, 주택 전세가격은 2003년 말을 기점으로 하향 추세를 나타내고 있다.

<그림 Ⅱ-5> 신도시 아파트 전세가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6~2003:12)  
(단위 : 포인트(2000.1=100.0), %)



<그림 Ⅱ-6> 수도권 아파트 전세가격 지수 추이(원계열 및 전년비, 1993:6~2003:12)  
단위 : 포인트(2000.1=100.0), %



## 2. 단위근 검정

### (1) 단위근 검정

시계열 변수의 장기적인 안정성(long-run stationarity)을 검증하기 위해서는 단위근의 존재 여부를 검정할 필요성이 있다.<sup>16)</sup> 단위근 검정(unit root test)은 어떤 시계열에 무작위적인 충격이 가하여 졌을 경우, 그 충격으로 인하여 분산이 장기적으로 더욱 확대되는지 또는 충격에 따른 변동이 일시적인 현상에 그쳐 장기적으로는 추세치에 수렴하게 되는지의 여부를 검정하는 것이다. 특정 시계열에 단위근이 존재할 경우, 해당 시계열에 대한 실증 분석의 결과에 일반적으로 적용되는 유의성 검정(significance test)이 해당 시계열의 유의성 수준(level of significance)을 사실에 반하여 기각하게 되는 경우가 발생할 수 있다. 뿐만 아니라, 해당 시계열의 현재 값은 미래의 값에 연속적인 영향을 미치는 결과가 초래될 수 있기 때문에, 경기 순환 측면에서 해당 시계열의 순환 변동치가 안정적인 장기 추세의 궤도에서 이탈하게 되어 해당 시계열의 예측에 근본적인 문제를 야기하게 된다.

특히, 단위근의 존재 여부에 대한 검정은 본 연구의 분석 대상이 되는 지역별 아파트 가격과 관련된 변수들 사이에 존재하는 인과 관계의 검정을 위해 매우 필요하다. 일반적으로 거시경제 시계열에 대한 기존의 실증 분석은 모형의 추정 결과 또는 변수들 사이의 인과 관계의 검정 결과가 시계열에 내재한 추세성과 단위근의 존재 여부에 따라 매우 민감하다는 연구 결과를 제시하고 있다. 그리고 상당수의 거시경제 시계열은 최소한 1개 이상의 단위근을 가지며, 개별 시계열은 상호간에 공적분(cointegration)의 관계를 갖고 있다는 실증 분석 결과 또한 제시되어 있다. 특히, 이와 같은 경우에 있어서, 단순한 구조를 이용하여 인과 관계를 검증한다는 것은 잘못된 결론을 도출할 수도 있다는 것이다. 따라서 개별 시계열 사이의 인과 관계를 살펴보기 위해서는, 지역별 주택 가격과 관련된 변수들이 단위근을 가지고 있는지 여부와 변수들 사이의 조합이 공적분의 조건을 만족시키는지 여부를 살펴보아야 한다.

단위근의 검정 방법은 딕키-풀러(Dickey-Fuller, DF) 검정법, 필립스-페론(Phillips-

---

16) 시계열의 안정성은 해당 시계열의 평균(mean)이 시간의 경과와는 관계없이 일정하고, 평균을 중심으로 변화하는 정도, 즉 분산(variance)이 유한한 값을 갖는 특성을 의미한다. 따라서 안정적인 시계열은 평균과 분산의 추정치가 표본 기간에 관계없이 일정하고, 외부 충격의 발생에 따른 효과 또한 평균을 중심으로 분산으로 산출된 일정 한도 이내에서의 변동으로 나타나며, 충격의 효과가 감소함에 따라 평균으로 복귀하려는 성향을 나타낸다.

Perron, PP) 검정법, 그리고 수정 보완된 딕키-풀러(Augmented Dickey-Fuller, ADF) 등이 있다. 단위근 검정 방법은 일반 회귀분석에서의 검정 방법과는 다소 상이한 특징을 갖고 있는데, 이는 회귀 계수의 분포가 비표준적인 분포를 갖게 되기 때문이다. 본 연구에서는 가장 널리 알려진 DF 검정법은 활용하고자 한다. DF 검정법은 단위근의 존재 여부를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차 변수와 몇 개의 시차 차분 변수(lagged differenced variable)에 회귀시킨 다음, 시차 변수에 대한 계수의 최소 자승 추정치가 단위근과 통계적으로 유의하게 다른 가를 일종의 변형된  $t$ -통계량을 이용하여 검정하는 방법이다.<sup>17)</sup>

개별 시계열의 안정성 검정을 위한 단위근 검정 방법의 이론적 기초는 다음과 같다. 먼저, 분석 대상이 되는 시계열  $\{y_t\}$ 에 대하여, 다음과 같은 모형을 설정할 수 있다.

$$\text{<식 2.1>} \quad y_t = y_{t-1} + u_t.$$

여기에서,  $u_t$ 는 고전적인 가정, 즉 평균이 0이고, 분산이  $\sigma^2(<\infty)$ 으로 일정하며, 자기상관이 없다는 가정을 따르는 확률적 오차항(stochastic error term)<sup>18)</sup>이다. <식 2.1>은  $t$ 기의  $y$ 를  $(t-1)$ 기의  $y$ 에 회귀시켰을 때의 1차 자기회귀 모형(autoregressive model), 즉 AR(1) 모형이다. 이와 같은 상황에서,  $y_{t-1}$ 의 계수가 실제로 1인 경우에 단위근의 문제가 발생하여 불안정성 상황에 직면하게 된다.<sup>19)</sup> 따라서, 다음의 <식 2.2>에 대한 회귀 결과, 통계적으로  $\rho=1$  임을 찾아낸다면, 분석 대상의 시계열  $y_t$ 가 단위근을 갖고 있는 것으로 판정하게 된다.

17) 한편, PP 검정법은 오차항(error terms)이 자기상관(autocorrelation)이 있거나 이분산(heteroskedasticity)을 갖는 것으로 판단될 경우에 사용할 수 있도록 DF 검정법에 대하여 비모수적(nonparametric) 수정을 해야 한다고 제시하고 있다. 그리고, ADF 검정법은 자기상관의 영향을 제거하기 위하여 차분된 추가항(augmented terms)을 추가한 이후에 추정할 것을 제안하고 있다. 이와 같이 차분된 추가항을 추가시킬 경우에 산출되는 검정 통계량(test statistic)은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 갖기 때문에, 해당 통계량의 분포가 DF 통계량의 분포와 점근적으로 동일하게(asymptotically equivalent) 된다.

18) 확률적 오차항을 백색잡음 오차항(white noise error term)이라고 부른다. 또한,  $u_t$ 가 자기상관되지 않고, 상호 독립이라면,  $u_t$ 를 협의의 백색잡음 오차항이라고 부른다.

19) 한편, <식 2.1>을  $y_t - y_{t-1} = u_t$ 로 동일하게 표현할 수 있다. 후방 시차 연산자(back-ward time-lag operator)  $L$ 을 이용하면, <식 2.1>은  $(1-L)y_t = u_t$ 로 표현할 수 있기 때문에, 단위근의 개념은 후방 시차 연산자로 구성된 다항식의 근에서 비롯된다. 단, 후방 시차 연산자( $L$ )의 정의는 다음과 같다. 어떠한 상수  $k$ 에 대하여,  $L^k x_t = x_{t-k}$ .

$$\text{<식 2.2>} \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t .$$

단위근을 가진 시계열을 확률 행보(random walk) 시계열이라고 하는데, 확률 행보는 불안정적인 시계열이다. <식 2.2>는 다음과 같은 형태로 표현되기도 한다.

$$\begin{aligned} \text{<식 2.3>} \quad \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \\ &= \delta y_t + u_t . \end{aligned}$$

여기에서,  $\delta = (\rho - 1)$ 이고,  $\Delta$ 는 시차 차분 연산자(time-difference operator)로서,<sup>20)</sup>  $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$ 가 된다. 이 정의를 이용하면, <식 2.2>와 <식 2.3>은 동일한 식임을 확인할 수 있다. 만약  $\delta$ 가 실제로 0일 경우, <식 2.3>은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\text{<식 2.4>} \quad \Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = u_t .$$

<식 2.4>는 확률행보 시계열의 1차 차분된 시계열( $\Delta y_t = u_t$ )은 안정적인 시계열을 의미하는데, 이는  $u_t$ 가 가정에 의하여 순수하게 임의적이기 때문이다.<sup>21)</sup> 시계열  $y_t$ 의 안정성 여부를 파악하기 위해서는, <식 2.2>를 회귀한 이후,  $\hat{\rho}$ 가 통계적으로 1인지의 여부를 검정하면 된다.  $H_0 : \rho = 1$ 이라는 귀무가설 하에서 통상적인 검정 방법으로 산출되는  $t$ -통계량은  $\tau$ (tau) 통계량으로 알려져 있는데, 딕키와 풀러(Dickey and Fuller)가 몬테 카를로 의태분석(Monte Carlo simulation analysis)에 의하여, 그 임계치(critical values)를 계산해 표로 작성하였다.<sup>22)</sup> DF 검정 방법은 다음과 같은 회귀식에 적용된다.

$$\text{<식 2.5>} \quad \Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t ,$$

20) 시차 차분 연산자( $\Delta$ )는 다음과 같이 정의된다.  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ .

21) 어떤 시계열이 일차 차분된 이후의 시계열이 안정적이라면, 차분되기 이전의 (확률행보) 시계열이 1차 적분(cointegrated)되었다고 하고,  $I(1)$ 이라 표기한다. 일반적으로 본래의 (확률행보) 시계열이 안정적이 되기 위해  $d$ 번 차분되어야 한다면  $d$ 차 적분되었다고 하고  $I(d)$ 로 표기한다. 그러므로 1차 또는 그 이상 적분된 시계열을 분석할 때마다, 불안정적인 시계열을 나타내는 것이 된다. 즉, 어떤 시계열이 안정적인 시계열이란 것은 해당 시계열이  $I(0)$  시계열이란 것과 같은 의미를 나타낸다.

22) Dickey, D. A., and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.

<식 2.6> 
$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + u_t ,$$

또는,

<식 2.7> 
$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + u_t .$$

여기에서 변수  $t$ 는 시간을 의미하는 추세 변수(time trend)이다. 각각의 회귀식에 대하여, 단위근이 존재한다는 귀무가설은  $H_0 : \delta = 0$  이다. <식 2.5>와 다른 두 가지 형태의 회귀식(<식 2.6>과 <식 2.7>)이 서로 다른 점은 <식 2.6>에서는 상수항( $\mu$ , drift)이 포함되었고, <식 2.7>에서는 추세 변수( $t$ )가 추가적으로 포함되어 있다.<sup>23)</sup>

## (2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 단위근 검정 결과

<표 II-3>은 서울시를 강북지역, 강남지역, 그리고 강남구로 구분하고, 분당, 일산, 그리고 평촌 등 수도권외의 주요 신도시 지역의 매매가격 지수에 대한 단위근 검정의 결과를 상수항만을 인정한 <식 2.6>과 상수항과 추세를 인정한 <식 2.7>에 기초하여 나타내고 있다.<sup>24)</sup> 해당 지역의 매매가격 지수의 수준(level) 값에 대한 단위근 검정의 결과는 특정 회귀식의 선택과는 상관없이 5%의 통계적 유의 수준(level of statistical significance)에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우가 있는 것으로 나타났다.<sup>25)</sup> 그러나, 개별 시계열의 일차 차분(first-differenced) 값에 대한 단위근 검정의 결과는 모든 회귀식에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 서울시의 강북지역, 강남지역, 그리고 강남구의 매매가격

23) 한편, 추세 변수( $t$ )가 포함된 시계열과 상수항(drift)이 포함된 시계열은 모두 불안정한 시계열이지만, 해당 시계열의 경제학적 의미는 매우 상이하다. 먼저, 해당 시계열의 평균 및 분산을 살펴보면, 추세 변수가 포함된 시계열의 평균은 추세에 따라 변화하여 궁극적으로 발산하지만, 분산의 범위는 한정된(bounded) 반면, 상수항이 포함된 시계열의 평균은 일정하지만, 분산의 범위는 한정적이지 않아(unbounded) 궁극적으로 발산하게 된다. 또한, 외부 충격이 해당 시계열에 주어졌을 경우, 추세 변수가 포함된 시계열은 충격 효과가 점진적으로 사라지는 반면, 상수항이 포함된 시계열은 충격 효과가 영구히 작용하게 된다. 그리고, 해당 시계열을 안정적인 시계열로 전환할 경우, 추세 변수가 포함된 시계열은 추세 제거(detrend)가 필요한 반면, 상수항이 포함된 시계열은 차분(difference)이 필요하다.

24) 지역별 매매가격 및 전세가격 지수들에 대한 단위근 검정을 위해서, 통계 패키지 *RATS Version 3*을 활용하였다.

25) 다만, 강북지역의 매매가격 지수에 대하여 상수항과 추세를 인정한 회귀식의 경우, 모든 시차에서 단위근의 존재가 1%의 통계적 유의 수준에서 기각되고 있다. 따라서, 강북지역의 매매가격 지수의 시계열적 특성은 상수항과 시간의 경과에 따른 추세 변동이 오히려 지배적인 것으로 판단된다.



지수의 일차 차분된 시계열은 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단된다.

한편, 분당, 일산, 그리고 평촌 등 수도권의 주요 신도시 지역의 매매가격 지수에 대한 단위근 검정의 결과 또한 서울시의 세분화된 지역에 대한 검정 결과와 매우 유사한 것으로 나타났다. 먼저, 신도시 지역의 매매가격 지수의 수준 값에 대한 단위근 검정 결과 또한 5%의 통계적 유의 수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못하는 경우가 있는 것으로 나타났다.<sup>26)</sup> 그러나, 개별 시계열의 일차 차분 값에 대한 단위근 검정의 결과는 모든 회귀식에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 서울시의 세분화된 매매가격 지수와 마찬가지로, 분당, 일산, 그리고 평촌 등 수도권의 주요 신도시 지역의 매매가격 지수의 일차 차분된 시계열은 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단된다.

---

26) 다만, 분당지역의 상수항만을 인정한 회귀식의 경우, 모든 시차에서 단위근의 존재가 1%의 통계적 유의 수준에서 기각되고 있다. 따라서, 분당지역의 매매가격 지수의 시계열적 특성은 상수항 또는 상수항과 시간의 경과에 따른 추세 변동이 오히려 지배적인 것으로 판단된다.

**<표 II - 3> 지역별 아파트 매매가격 지수의 단위근 검정 결과**

구분	시차(Lags)		0	3	6	9	12
강북지역	수준값	$\tau_{\mu}$	2.73**	0.23	-1.07	-0.06	1.11**
		$\tau_t$	-0.36*	-5.68**	-10.13**	-10.25**	-6.43**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-55.91**	-31.36**	-24.87**	-56.90**	-109.46**
		$\tau_t$	-60.41**	-36.76**	-30.78**	-129.86**	197.32**
강남지역	수준값	$\tau_{\mu}$	2.57**	1.35**	-0.20	0.80**	0.75**
		$\tau_t$	0.65**	-2.58	-7.59**	-5.65**	-7.28**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-52.02**	-37.90**	-26.03**	-46.47**	-55.83**
		$\tau_t$	-55.87**	-46.19**	-34.63**	-87.05**	-366.78**
강남구	수준값	$\tau_{\mu}$	2.31**	1.47**	0.39	1.03**	1.15**
		$\tau_t$	0.65**	-2.09	-6.49**	-4.44**	-4.98**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-48.60**	-36.58**	-24.12**	-41.59**	-56.71**
		$\tau_t$	-55.88**	-45.28**	-32.33**	-78.73**	-1270.30**
분당	수준값	$\tau_{\mu}$	2.96**	1.31**	0.91**	1.43**	1.40**
		$\tau_t$	0.47	-7.15**	-13.31**	-15.84**	-30.18**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-61.68**	-50.92**	-53.78**	-67.25**	-146.86**
		$\tau_t$	-64.54**	-57.26**	-67.39**	-113.72**	682.06**
일산	수준값	$\tau_{\mu}$	0.62	-1.01	-0.66	-0.79	-0.14
		$\tau_t$	-2.72	-10.44**	-19.57**	-28.74**	-56.26**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-87.81**	-57.43**	-40.81**	-92.48**	-6204.01**
		$\tau_t$	-88.68**	-61.87**	-45.31**	-126.40**	266.64**
평촌	수준값	$\tau_{\mu}$	0.94	-0.40	-2.38	-0.90	-0.10
		$\tau_t$	-1.66	-7.49**	-20.29**	-28.99**	-26.79**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-80.57**	-50.26**	-26.24**	-46.70**	250.18**
		$\tau_t$	-81.64**	-52.22**	-27.77**	-54.98**	127.21**

주 :  $\tau_{\mu}$ 와  $\tau_t$ 는 각각 <식 2.6>과 <식 2.7> 회귀식에 대한 단위근 검정의 결과이며, (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

매매가격에 대한 단위근 검정과 같은 절차로, 해당 지역의 전세가격 지수에 대한 단위근 검정을 실시하였는데, 매우 유사한 결과가 도출되었다.<sup>27)</sup> <표 II-4>는 서울시의 강북지역, 강남지역, 그리고 강남구의 전세가격 지수에 대한 단위근 검정의 결과를 나타내고 있다.

<표 II- 4> 지역별 아파트 전세가격 지수의 단위근 검정 결과

구분	시차(Lags)		0	3	6	9	12
강북지역	수준값	$\tau_{\mu}$	-3.01	-1.37	-3.51**	-1.06	-2.06
		$\tau_t$	-2.35	-6.74**	-17.44**	-12.71**	-20.65**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-42.21**	-44.24**	-45.89**	-48.96**	-199.07**
		$\tau_t$	-42.16**	-44.15**	-45.81**	50.69**	-234.71**
강남지역	수준값	$\tau_{\mu}$	-0.10	-1.35	-2.68	-2.04	-1.63
		$\tau_t$	-1.98	-7.64**	-13.90**	-15.15**	-16.76**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-33.6**	-30.76**	-55.93**	-45.04**	-79.20**
		$\tau_t$	-33.68**	-30.79**	-56.47**	-46.32**	-87.03**
강남구	수준값	$\tau_{\mu}$	-0.26	-0.87	-1.95	-1.26	-0.82
		$\tau_t$	-1.98	-7.73**	-13.79**	-14.15**	-14.03**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-39.55**	-41.21**	-55.43**	-47.65**	-178.27**
		$\tau_t$	-33.67**	-41.56**	-56.70**	-50.04**	-265.81**
분당	수준값	$\tau_{\mu}$	-1.41	-1.72	-2.61	-1.48	-1.50
		$\tau_t$	-6.11**	-12.29**	-53.33**	-73.56**	149.42**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-55.46**	-82.68**	-80.39**	-69.45**	-355.01**
		$\tau_t$	-55.90**	83.89**	-84.17**	-71.89**	-22.28**
일산	수준값	$\tau_{\mu}$	-1.33	-0.72	-2.63	-0.92	-1.12
		$\tau_t$	-5.93**	-8.83**	-40.67**	-39.67**	-582.12**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-72.60**	-85.30**	-31.70**	-6378.65**	-80.24**
		$\tau_t$	-72.65**	-85.89**	-31.77**	-6700.16**	-77.58**
평촌	수준값	$\tau_{\mu}$	-1.07	-1.59	-3.64	-1.63	-1.75
		$\tau_t$	-2.97	-7.87**	-41.80**	-32.93**	-835.83**
	차분값	$\tau_{\mu}$	-65.19**	-61.07**	-24.83**	-179.93**	-90.88**
		$\tau_t$	-66.10**	-64.56**	-26.86**	216.61**	-107.54**

주 :  $\tau_{\mu}$ 와  $\tau_t$ 는 각각 <식 2.6>과 <식 2.7> 회귀식에 대한 단위근 검정의 결과이며, (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

27) 매매가격 지수에 대비하여, 전세가격 지수의 단위근 검정 결과가 상이한 점은 서울 강북지역의 수준 값에 있어서 회귀식의 선택에 관계없이 단위근의 존재를 기각하는 경우가 발생하지 않는다는 점이다.

해당 지역의 전세가격 지수의 수준 값에 대한 단위근 검정의 결과는 특정 회귀식의 선택과는 상관없이 5%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우가 있는 것으로 나타났다. 그러나, 개별 시계열의 일차 차분 값에 대한 단위근 검정의 결과는 모든 회귀식에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 서울시의 강북지역, 강남지역, 그리고 강남구의 전세가격 지수의 일차 차분된 시계열은 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단된다.

한편, <표 II-4>는 분당, 일산 등 수도권의 주요 신도시 지역의 전세가격 지수에 대한 단위근 검정의 결과 또한 보여주고 있다. 신도시 지역의 전세가격 지수의 수준 값에 대한 단위근 검정 결과 또한 5%의 통계적 유의 수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못하는 경우가 있는 것으로 나타났다.<sup>28)</sup> 그러나, 개별 시계열의 일차 차분 값에 대한 단위근 검정의 결과는 모든 회귀식의 형태에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 서울시의 세분화된 전세가격 지수와 마찬가지로, 분당, 일산 및 평촌 등 수도권의 주요 신도시 지역의 전세 가격 지수의 일차 차분된 시계열은 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단된다.

### 3. 순환 변동 분석

#### (1) 경기 변동의 개요

경기 변동은 생산, 고용, 소비, 투자, 수출입 등 주요 거시경제 변수들에 의한 총체적 경제 활동이 경제의 장기 성장 추세를 중심으로 확장(상승)과 수축(하강)의 순환 국면을 지속적으로 반복하며 성장하는 현상을 의미한다. 경기 변동의 순환 국면은 저점(trough)에서 정점(peak)에 이르기까지 경제 활동이 활발한 확장기(expansion)와 경기 정점에서 저점에 이르기까지 경제 활동이 위축된 수축기(contraction)로 구분하는 이분법이 일반적으로 사용된다.<sup>29)</sup> 경기 변동의 확장 및 수축의 순환 국면에 있어서 특정한 저점으로부터

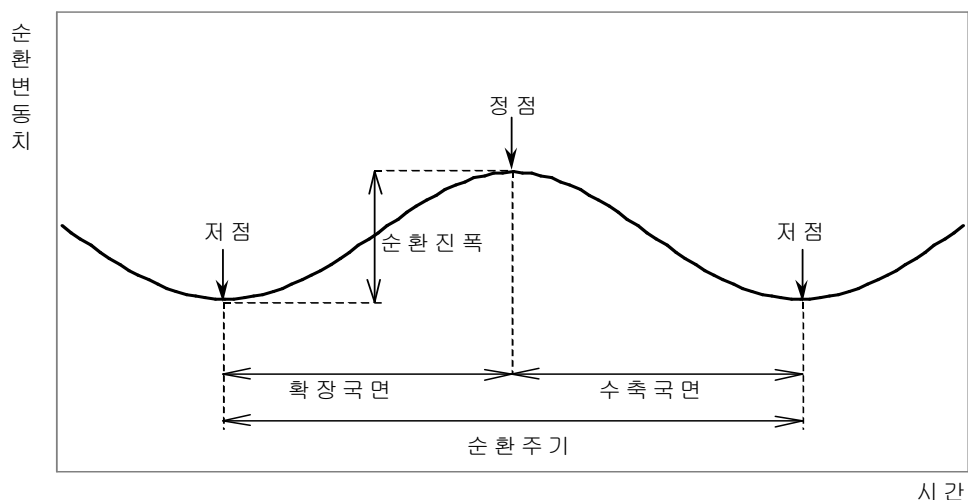
28) 다만, 분당과 일산 지역의 상수항과 추세를 인정한 회귀식의 경우, 모든 시차에서 단위근의 존재가 1% 또는 5%의 통계적 유의 수준에서 기각되고 있다. 따라서, 해당 지역의 전세가격 지수의 시계열적 특성은 상수항과 시간의 경과에 따른 추세 변동이 오히려 지배적인 것으로 판단된다.

29) 이와 같은 경기 변동의 순환 국면에 대한 이분법(二分法)과는 달리, 경기 변동의 평균 수준을 기준으로하여 확장기를 회복기(recovery)와 번영기(prosperity)로 세분하는 한편, 수축기를 후퇴기(recession)와 불황기(depression)로 세분하여 보다 세부적으로 분석하는 사분법(四分法)이 활용되기도 한다.

터 다음의 저점에 이르기까지의 기간은 경기 변동의 주기(cycle)를 의미하고, 경기 변동의 강도를 의미하는 정점과 저점의 차이는 경기 변동의 진폭(amplitude)을 뜻한다. 그리고, 기준순환일(reference date)은 국민 경제 전체의 순환 변동에 있어서 국면 전환이 발생하는 경기 전환점을 의미하며, 확장 국면에서 수축 국면으로 전환하는 경기 정점과 수축 국면에서 확장 국면으로 전환하는 경기 저점이 있다(<그림 II-7> 참조).

한편, 경기 변동의 순환 국면에 대한 판단 기준은 총체적인 경제 활동의 성장률이 2분기 이상 장기 추세의 성장률을 상회하면 확장 국면으로 보는 반면, 하회하면 수축 국면으로 보는 것이 일반적이다. 즉, 경제 통계의 순환 변동 시계열이 전후 4개 분기의 값보다 큰 값을 갖는 시점을 해당 경제 시계열의 정점으로 지정하고, 반대로 적은 값을 갖는 시점을 저점으로 지정한다. 또한, 순환 변동 시계열의 상승 국면 지속 기간이 2분기 이상이며, 인접 정점 사이에는 하나의 저점이 존재하여야 한다. 반면, 순환 변동 시계열의 하강 국면 지속 기간이 2분기 이상이며, 인접 저점 사이에는 하나의 정점이 존재하여야 한다. 그리고, 경제 통계가 승법형 또는 가법형의 함수 형태를 가질 경우(개별 함수의 형태에 대해서는 <식 2.8>을 참조하기 바람), 정점은 각각 100 또는 0보다 커야 하며, 저점은 각각 100 또는 0보다 작아야 한다. 그러나 순환 변동 시계열의 양단 2분기에 대해서는 판단을 유보하는 것이 바람직하다.<sup>30)</sup>

<그림 II-7> 경기 변동의 순환도



자료 : 통계청, “경기종합지수”, <http://www.nso.go.kr>.

30) 보다 자세한 내용은 이공희(2000, 52쪽)를 참조하기 바란다.

일반적으로 경기 변동의 순환 주기 분석은 기준순환일을 기준으로 하여, 그 확장 국면과 수축 국면의 기간을 분석 대상으로 설정하고 있다. 경기 변동의 주기, 즉 순환 변동의 유형은 평균적으로 2~4년의 주기를 갖는 소순환(小循環, minor cycle), 7~11년의 주기를 갖고 변화하는 주순환(主循環, major cycle), 그리고 15년 이상의 주기를 갖는 장기순환으로 세분되기도 한다.<sup>31)</sup> 키친(Kitchin)에 의하여 1926년에 제시된 소순환은 외생적인 충격(exogenous shocks), 특히 재고투자의 변화에 의하여 발생하는 것으로 인식되어, 재고순환(inventory cycle)으로도 불린다. 반면, 1860년에 주글러(Juglar)에 의하여 제시된 주순환은 국민총생산(GNP)과 고용, 물가 변동 등에 영향을 미치는 투자재의 수명과 밀접한 관계에 있는 것으로 인식되어, 설비 순환(equipment cycle)으로도 불린다. 주글러 순환은 가장 대표적인 경기 순환 변동으로 간주되고 있으나, 세계 제2차 대전 이후 이와 같은 중기의 순환 주기는 평균적으로 5~7년으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 마지막으로, 장기 순환은 15~20년의 주기를 갖는 순환과 40~60년 정도의 주기를 갖는 순환 등이 있다. 먼저, 전자는 1952년에 쿠즈네츠(Kuznets)에 의하여 제시된 장기 순환으로서, 인구의 변화, 이민, 건축 경기 등에 의하여 유발된 것으로 인식되어 건축 순환(building cycle)으로도 불린다. 반면, 후자는 1925년에 콘드라티에프(Kondratieff)에 의하여 제시된 장기 순환으로서, 기술 혁신과 이에 따른 구조 변화 등에 의하여 유발되는 것으로 인식되고 있다.

## (2) HP 필터

일반적으로 경제 시계열( $x_t$ )은 변동의 주기에 따라 장기 추세 변동(secular trend variation,  $T_t$ ), 순환 변동(cyclical variation,  $C_t$ ), 계절 변동(seasonal variation,  $S_t$ ), 그리고 불규칙 변동(irregular variation,  $I_t$ )의 혼합 형태로 구성된 것으로 가정하고 있다. 이와 같은 변동 요인 중에서 추세 변동과 순환 변동을 경기적 변동 요인으로, 그리고 계절 변동과 불규칙 변동을 비경기적 변동 요인으로 구분한다. 그리고, 대부분의 시계열 경제 분석에 있어서 개별 시계열의 경기적 변동 요인만을 파악하기 위하여 시계열 원자료(raw data)에서 계절 변동 요인과 불규칙 변동 요인을 제거하게 된다. 특히, 경제 시계열을 통계적으로 처리하는 과정에서 이들 4개 변동 성분의 혼합된 함수 형태는 <식 2.8>에서와 같이 합 또는 곱의 형태로 가정하는 것이 일반적이다. 그리고, 함수의 형태에 있어서, 전자는 가법(加法, additive)형, 그리고 후자는 승법(乘法, multiplicative)형

31) 이하에서의 논의는 김기화(1990, 34~36쪽)에 기초하고 있다.

으로 정의된다.

<식 2.8> 
$$X_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad \text{또는} \quad X_t = T_t \times C_t \times S_t \times I_t$$

먼저, 장기 추세 변동( $T_t$ )은 인구 증가, 기술 변화, 생산성 증대 등과 같이 경제 규모가 증대되는 과정에서 나타나는 변동으로서, 장기적으로 증가 추세를 갖고 있다. 다음으로, 순환 변동은 주기가 2~6년에 해당하는 변동으로서, 경제 활동이 회복(recovery)·확장(expansion)·후퇴(recession)·수축(contraction) 등 경기 순환의 4대 국면에 따라 반복되는 변동을 뜻한다. 한편, 계절 변동은 계절의 변화 및 각종 관습에 의하여 생성되는 변동이며, 불규칙 변동은 장기 추세 변동, 순환 변동 및 계절 변동이외의 변동으로서, 특별한 형태 또는 주기가 없는 초단기적인 변동을 의미한다.

또한, 경제 시계열에 있어서 연간 자료와는 달리 분기별 자료와 월별 자료는 관측 주기에 따라 특정한 형태의 계절적인 변동을 4분기 또는 12개월의 주기를 갖고 시현하는데, 이러한 특성을 해당 시계열의 계절성(seasonality)이라고 한다.<sup>32)</sup> 따라서 시계열 자료의 측정 주기에 따른 계절 변동은 일반적으로 연간 시계열 자료를 이용하거나 또는 전년 동기에 대비한 자료를 활용할 경우에는 발생하지 않는다. 그러나, 연간 시계열 자료 또한 계절성을 시현하는 경우가 발생하는데, 4년을 주기로 개최되는 올림픽 대회 또는 월드컵 대회 등의 영향으로 파생되는 여행 및 비행산업의 계절성을 고려할 수 있다.

최근 경제 시계열의 장기 추세 변동 및 순환 변동을 분석하는데 자주 이용되는 HP(Hodrick-Prescott, 1980, 1997) 필터는 평활법(smoothing method)에 근거한 계량경제학적 분석 기법으로서,<sup>33)</sup> 경제 시계열의 장기 추세를 추출하여 미국의 경기 변동을 분

32) 시계열 분석에 의하여 1년을 주기로 하는 계절적인 변동이 있다는 것을 처음으로 인정한 사람은 제본스(W. S. Jevons)로서, 계절성은 기본적으로 기후 변화 등과 같은 자연의 영향과 종교 의식, 상관습, 사회적 제도 등과 같은 제도의 영향에 의하여 유발된다. 특히, 건설산업은 토지를 바탕으로 옥외에서 생산 활동이 이루어지는 산업이기 때문에 토지와 기후 등 생산 환경에 대한 의존도가 매우 높고, 바로 이러한 특성으로 인해 전형적으로 계절성을 시현하는 산업이다. 따라서 건설관련 시계열들의 분기별 자료 또는 월별 자료는 기본적으로 자료 생성 과정(data generating process : DGP) 및 집계 과정에서 필연적으로 계절성을 내포하고 있다.

33) 특정 시계열에 대한 통계학적인 분석 기법으로서 고전적인 시계열 분석(classical time series analysis) 기법인 평활법은 특정 시계열의 미래 값을 예측하기 위하여 현재에 이르기까지 관측된 해당 시계열의 과거 값에 대하여 단순 평균 또는 가중 평균 등의 변수 전환 기법을 적용하여 해당 시계열에 내재된 확률적인 오차를 평준화하여 분석하는 방법이다. 평활법은 1950년대에 개발된 이후 홀트(Holt, 1957)와 윈터스(Winters) 등에 의하여 크게 발전한 분석 기법으로서, 특정 시계열의 관측 값으로부터 평균 값을 산출하고, 이를 활용하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 이동평균법(moving average method)이 평활법의 가장 대표적인 분석 기법이다. 그리고, 현재에 이르기까지 관측된 해당 시계열의 과거 값에 대비하여 현재 시점에 가까운 관측 값에 보다 큰 가중치를 부여하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 지

석하기 위하여 고안되었다.<sup>34)</sup> 이 방법은 경제 시계열이 추세 변동과 순환 변동으로 구성

수평활법(exponential smoothing method) 또한 평활법의 범주에 포함된다. 이와 같은 평활법은 적용이 간편할 뿐만 아니라 계산의 편이성에 비하여 상대적으로 정확한 예측 값을 산출할 수 있다는 장점이 있다. 그러나, 이와 같은 장점과는 달리, 외환 위기와 같은 구조적인 변화를 해당 시계열의 예측 과정에 반영하기 어렵다는 단점이 있다.

- 34) 장기 추세 변동 및 순환 변동을 분석하는 방법은 크게 이론적 분석 방법과 비이론적 분석 방법으로 세분된다. 두 가지 분석 방법의 기본적인 차이점은 실제로 관측되는 경제 통계 시계열의 변동 요인에 대한 판단 기준과 이에 따른 접근 방법의 차이에서 비롯된다. 먼저, 이론적 분석 방법은 경제 활동에 영향을 미치는 충격 구조(impulse mechanism)와 이러한 충격의 전파 구조(propagation mechanism)를 규명할 수 있는 거시경제의 모형(macroeconomic models)에 기초하고 있다. 이론적 분석 모형의 종류로서는, 먼저 경제 현상에 대한 견해 차이에 따라 사무엘슨(Samuelson)에 의하여 제시된 가속도-승수이론(accelerator-multiplier theory)이나 메츨러(Metzler)에 의하여 제시된 재고 모형(inventory model)과 같은 내생적 경기 순환 모형(endogenous business cycle models)이 있다. 또한, 고전학파적인 균형 이론(classical equilibrium theory)의 시각에 합리적기대가설(rational expectations hypothesis)이 도입되어, 경제 주체들의 기대 형성 방식이 경제 활동의 순환 변동을 야기한다는 신고전학파(Neo-classical)에 의한 균형 경기 순환 모형(equilibrium business cycle models)이 있다. 그리고, 신케인지언(Neo-Keynesian)에 의한 경기 순환 모형은 시장에 실제로 존재하고 있는 불완전성으로 인해 야기되는 현상들을 중요시하며, 이러한 현상들은 합리적인 경제 주체의 극대 원리(optimum principle)와 부합하지 못한다는 가설에 기초하고 있다. 경기 순환에 대한 균형 이론과 불균형 이론의 비교는 다음의 표와 같으며, 이상의 경기 변동에 대한 이론적 분석 방법에 대해서는 김기화(1990, 111~292쪽)를 참조하기 바란다.

<표> 경기 순환에 관한 균형이론과 불균형이론의 비교

구분	케인즈의 불균형 경기 이론	고전학파의 균형 경기 이론
시계열 표기	추세 안정적(trend stationary)	차분 안정적(difference stationary)
정책적 대응	적극적	소극적
경제적 충격	일시적	영구적
충격 vs. 전달	전달(propagation) 과정 중시	충격(impulse) 내용 중시
경기 순환	수준 변화	성장 순환
순환의 본질	불완전한 시장 기능	충격에 대한 시장의 적응 과정
실업의 문제	만성적 현상	일시적 현상
모형의 특징	대규모 구조모형	소규모 동태적 모형
계량경제학 접근 방식	연립 차분방정식	단위근 거시계량경제학

자료 : 최공필, “경기종합지수를 활용한 경기분석 및 예측의 실제”, 한국은행 연수원 자료, 2000. 7.

한편, 비이론적 분석 방법은 이론에 독립적인 반면, 실제로 관측되어지는 경제 통계 시계열 자체에서 해당 시계열의 변동 요인을 추출하는 것을 목적으로 하며, 분석 과정에서 소요되는 비용 및 시간이 절약된다는 장점이 있다. 비이론적 추세 추출 방법은 크게 회귀분석법(regression analysis), 차분에 의한 방법(differencing method), 그리고 국면평면법(PAT) 등의 전통적인 방법이 있고, 비버릿지-넬슨(Beveridge-Nelson) 방법, 은닉인자모형(unobserved component model), 구성요소분해(decomposing method)법, TREMOS/SEATS법 등의 모형에 의한 방법이 있으며, HP 필터, 커널 평활법(Kernel smoothing method), 구간통과(band-pass)필터, 소파동(wavelet) 방법 등의 평활법에 의한 방법이 있다. 비이론적 추세 추출 방법의 개요와 더불어 우리나라 국내총생산(GDP)의 적용 사례에 대해서는 이금희(2000)를 참조하기 바란다.



되어 있다는 가정에 기초하여, 해당 시계열을 장기 성장을 의미하는 추세 변동과 순환 변동으로 분해하고, 일종의 스플라인 평활법(spline smoothing method)에 의하여 장기적 추세 변동을 추출하는 방법이다. 특히, 이들이 제시한 방법은 시계열의 장기 추세 변동을 정태적인 요소로부터 추출하기 위하여 2차 차분된 추세 변동의 자승합이 일정한 값보다 작아야 한다는 제약 조건을 만족시키면서, 추세 변동으로부터 편차의 자승합을 최소화시키는 것이다. 결과적으로 HP 필터는 추세 변동의 변동성을 증대시키지 않으면서 순환 변동을 최소화하는 일련의 최적화 과정에서 장기 추세 변동을 산출하는 선형 필터(linear filter)이다.

이를 보다 자세하게 살펴보면, 계절 요인이 조정된 경제 시계열( $X_t^s$ )은 평활한 움직임을 시현하는 장기 성장의 추세 변동( $\tau_t$ )과 순환 변동( $y_t$ )의 합( $X_t^s = \tau_t + y_t$ )으로 분해할 수 있다.<sup>35)</sup> 대수 변화된 시계열과 대수 변환된 장기 추세 변동 시계열을 각각  $x_t$ 와  $\tau_t$ 로 나타낼 경우, 최적의 추세 변동의 선택은 다음과 같은 조건부 최소화(conditional minimization)의 문제로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} <\text{식 2.9}> \quad \text{Min}_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 \\ \text{s.t.} \quad \sum_{t=1}^T \{(\tau_t - \tau_{(t-1)}) - (\tau_{(t-1)} - \tau_{(t-2)})\}^2 \leq \lambda_0. \end{aligned}$$

35) 계절조정 시계열은 해당 시계열에서 불규칙 변동과 계절 변동을 제거하여 산출된 장기 추세 변동과 순환 변동의 혼합 형태로 산출된다. 계량 분석에 있어서 가장 대표적으로 활용되는 계절조정 방법으로서 1965년에 미국의 인구조사국(U. S. Bureau of Census)이 개발하고, 지속적으로 보완·수정하여 온 X-11 ARIMA 기법을 들 수 있다. 이 기법은 자기회귀통합이동평균(autoregressive integrated moving-average : ARIMA) 모델을 통하여 시계열 자료를 예측하고, X-11 방법으로 계절 변동 요인을 조정하는 기법이다. X-11 ARIMA 프로그램에 의한 ARIMA 모형의 식별(identification)은 프로그램이 자동으로 모형을 식별해 주는 자동 식별 모형이 있고, 이와 같은 자동 식별 모형이 기각된 경우에 사용자가 모형을 선택할 수 있는 사용자 식별 모형이 있다. 특히, X-11 ARIMA 프로그램에 의한 자동 식별 모형의 기각 기준은 각각 ① 최근 3년의 기간에 대한 시계열 자료의 관측치와 적합치의 차이인 절대평균예측오차(mean absolute error : MAE)가 12%를 초과하는 경우, ② 포트만토(portmanteau) 통계량에 의한  $\chi^2$  확률 값이 10% 미만인 경우, ③ 이동평균항에 대한 계수 값의 합이 0.9를 초과하는 경우이다. 특히, X-11 ARIMA 기법은 해당 시계열에 다양한 형태의 선형 이동평균 필터(linear moving-average filter)를 순차적으로 적용하며, 이러한 과정에서 이상치(outliers)를 제거할 뿐만 아니라 영향력이 큰 관측치에 보다 큰 가중치를 적용하여 해당 시계열에 내재된 계절성을 다른 시계열적 특성으로부터 제거하게 된다. 더욱이 최근에는 기존의 X-11 ARIMA 기법에 설날, 추석 등과 같은 휴일 효과 등을 고려할 수 있는 회귀 분석 모형을 추가하여 계절성을 보다 정교하게 분석할 수 있는 X-12 ARIMA 기법이 개발되었다. X-11 ARIMA 기법에 대한 자세한 사항은 힐러버그(Hyllerberg, 1986)와 프란세스(Franses, 1996) 등을, 그리고 X-12 ARIMA 기법의 이론과 응용 방법, 그리고 우리 나라 통계에의 적용에 대해서는 각각 핀들리, 몬셀, 벨, 오토와 쉐(Findley, Monsell, Bell, Otto, Chen, 1995), 미국의 인구조사국(1998)과 이궁희(1998)에서 알 수 있다.

<식 2.9>에 주어진 제약식(constraint)의 의미는 장기 추세( $\tau_t$ )의 2차 차분, 즉 변화율이 일정한 값( $\lambda_0$ )을 상회하지 않도록 장기 추세( $\tau_t$ )를 선정한다는 것이다. 결과적으로,  $\lambda_0$ 의 값이 작을수록 장기 추세선이 보다 부드러운 형태를 가지게 되며,  $\lambda_0=0$ 과 같은 극단적인 경우에는 장기 추세선이 선형 회귀방정식에 의하여 산출된 결과와 동일한 형태의 선형 추세선이 된다. 따라서, HP 필터는 순환 변동 성분의 자승합과 추세 변동 성분의 자승합을 일정한 모수(평활화 계수)를 이용하여 합한 후, 이를 최소화함으로써 장기 추세 변동의 시계열을 산출하는 선형 필터이다.

결과적으로 HP 필터에 의한 최적 추세 변동 시계열의 선택은 다음과 같은 라그랑지 함수의 형태로 표현할 수 있다.

$$\text{<식 2.10>} \quad \text{Min}_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda \left[ \lambda_0 - \sum_{t=1}^T \{ (\tau_t - \tau_{(t-1)}) - (\tau_{(t-1)} - \tau_{(t-2)}) \}^2 \right] .$$

<식 2.10>으로부터 산출되는 추세 변동에 대한 제1차 조건(the first-order condition: FOC)을 통하여 HP 필터에 의한 장기 추세 변동( $\tau_t$ )은 후방 시차 연산자  $L$ 을 이용하여 다음과 같은 함수의 형태로 산출된다.

$$\text{<식 2.11>} \quad \tau_t = \frac{x_t}{[\lambda L^{-2}(1-L)^4 + 1]} .$$

그리고, <식 2.11>의 최적 해(optimal solution)로부터 산출되는 HP 필터에 의한 순환 변동( $y_t$ )은 다음과 같은 함수의 형태로 표시할 수 있다.

$$\text{<식 2.12>} \quad y_t = HP(L) \cdot x_t .^{36)}$$

여기에서 HP 필터는 후방 시차 연산자( $L$ )의 함수로서 다음과 같은 형태로 표시된다.

$$\text{<식 2.13>} \quad HP(L) = \frac{\lambda L^{-2}(1-L)^4}{[1 + \lambda L^{-2}(1-L)^4]} .$$

---

36) HP 필터가 선형 필터(linear filter)의 특성을 갖는 것은 <식 2.11>과 <식 2.12>를 통하여 산출된 추세 변동과 순환 변동이 계절 조정된 시계열에 대한 선형 계수의 형태를 갖고 있다는 점을 의미한다.

한편, 라그랑지 승수(Lagrangian multiplier)  $\lambda$ 는 장기 추세선의 변동폭을 필요에 따라 적절하게 조정하는 평활화 계수(smoothing parameter)의 역할을 하는데, 기본적으로  $\left( \frac{\text{순환 변동 성분의 분산}}{\text{추세 변동 성분의 분산}} \right)^2$ 의 의미를 갖는다. 따라서  $\lambda$ 는 성장 부문의 변동성을 제약하는 계수로서 추세 변동 계열의 평활화 정도를 통제하는데,  $\lambda$ 의 값이 너무 크면 대부분의 충격이 일시적인 순환 변동 요인에 포함되어 추세 변동은 거의 직선의 형태를 가지며 과대 평활화되는 반면, 너무 작으면 과소 평활화된 추세 변동 계열이 산출된다.

즉,  $\lambda=0$ 이면 추세 변동 계열( $\tau_t$ )은 경제 시계열( $x_t$ ) 자체가 되는 반면, 순환 변동 계열( $y_t$ )은 사라지게 된다. 이와는 반대로,  $\lambda=\infty$ 이면 추세 변동 계열( $\tau_t$ )은 직선 형태의 추세선(a linear trend)에 대한 최소자승 추정치(least square fit)가 되는 반면, 순환 변동 계열( $y_t$ )은 경제 시계열( $x_t$ ) 자체가 된다. 특히, 프레스콧(Prescott, 1986)은 순환 변동 성분의 분산이 추세 변동 성분 분산의 1/8이라 가정하여, 연간 자료의 경우  $\lambda=100$ , 분기별 자료의 경우  $\lambda=1,600$ , 그리고 월별 자료의 경우  $\lambda=14,400$ 으로 각각 지정할 것을 제안하고 있다.

HP 필터는 이론적인 배경이 취약하고 분석 자료의 특성에 따라 문제점이 있다는 지적에도 불구하고,<sup>37)</sup> 계산상의 편리함과 경기 변동의 안정성 및 대응성 측면의 우수성으로 인해 많은 실증 연구에서 활용되고 있으며,<sup>38)</sup> 우리나라의 경제 통계 분석에서도 자주 활용되고 있다.<sup>39)</sup> 최근에 발표된 장광수·전봉걸(2000.10)의 연구는 HP 필터를 활용하여 산업 생산을 비롯하여 소비, 설비투자, 건설투자, 고용 등 주요 실물 경제지표의 경기

37) 킹과 리벨로(King and Rebelo, 1993)는 HP 필터의 문제점으로서 다음과 같은 2가지 점을 지적하고 있다. 첫째, 시계열의 수가 매우 많은 경우에 있어서, HP 필터와 같이 추세 변동치를 제거함으로써 산출하는 필터는 4차 차분 정상성(fourth-order difference stationarity) 이상의 시계열에 정상성(stationarity)을 부여하는 필터이라는 점이다. 둘째, 이와 같은 방법을 미국의 국민총생산(GNP) 또는 실물 경기 변동 이론에 대한 몬테 카를로 모의실험의 결과(Monte Carlo simulated outcomes)에 적용하는 데 의문을 제기하면서, HP 필터에 의한 경기 변동의 산출 방법이 지속성(persistence) 또는 변동성(variability) 등의 추정치를 근본적으로 변경시킬 수 있다는 점을 지적하고 있다. 또한, 파크(Park, 1996)는 분석 대상의 경제 통계 시계열이 1차 적분된 경우, HP 필터의 적용은 인위적인 경기 순환(artificial business cycle)을 산출할 수 있으며, 이와 같은 문제는 해당 경제 시계열의 통합 정도가 증가함에 따라 더욱 심각해진다고 주장하고 있다. 그러나, 레이븐과 유리그(Ravn and Uhlig, 1997)는 시계열 자료의 빈도에 따른 HP 필터의 조정 방안을 제시하면서, HP 필터에 대해서 제기되고 있는 다양한 문제점들이 특별하지는 않다고 주장하고 있다.

38) 위키웁츠(Witkiewicz, 2002)가 지적한 바와 같이, HP 필터와 같은 비구조적인(non-structural) 방법이 갖고 있는 장점으로서, 경기 순환 변동의 측정 및 해설이 상호 분리될 수 있다는 점이다. 이는 HP 필터가 경제 시계열의 자료 생성 과정(DGP)을 이론적으로 나타내는 구조 모형(structural model)에 의한 제약을 받지 않으므로, 관측된 순환 변동을 경제 이론에 제약을 받으면서 해설할 필요성이 없기 때문이다.

39) 이에 대해서는, 조하현(1991)을 참조하기 바란다.

순환적인 특성을 분석하고 있다. 특히, 이공희(2000.6)의 연구 결과에 의하면, 우리나라의 국민소득과 관련된 경제 시계열의 장기 추세 및 순환 변동의 추출 방법으로서, HP 필터가 장기 추세 변동의 안정성 측면과 국내총생산의 순환 변동을 기준한 경기 대응성 측면에서 가장 우수한 것으로 나타났다.

### (3) 아파트 매매가격 및 전세가격의 순환 변동 분석

#### 1) 서울시 아파트 매매가격의 순환 변동

본 연구의 분석 대상 기간인 1993년 6월부터 2003년 12월까지의 기간 동안에 HP 필터의 적용을 통하여 장기 추세 변동이 제거되어 산출된 서울시의 지역별 매매가격 지수의 순환 변동(<표 II-5> 및 <그림 II-8> 참조)은 지역별로 다소 상이한 양상을 보여주고 있다.<sup>40)</sup> 먼저, 강북지역 매매가격 지수의 순환 변동치는 2002년 12월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 진행 중이며, 제4순환기의 저점에 근접한 것으로 나타났다. 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 지속 기간은 저점에서 정점으로의 시차, 즉 확장 국면의 기간이 평균적으로 16.3개월인 반면, 정점에서 저점에서의 시차, 즉 수축 국면의 기간은 평균적으로 13.3개월인 것으로 나타났다. 따라서, 강북지역 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 26.3개월이고, 수축 국면에 비하여 확장 국면이 약 2개월 긴 것으로 분석되었다.

다음으로, 강남지역 매매가격 지수의 순환 변동치는 2003년 6월을 저점으로 확장 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제5순환기의 확장 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 나타났다. 이와 같이, 제5순환기의 확장 국면이 완만하게 진행 중인 까닭은 부동산 시장의 안정화를 위한 대책들이 2003년 2/4분기부터 본격화되기 시작하였고, 특히 10.29 대책의 영향이 지대했던 것으로 판단된다. 지금까지 시험된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 시차 구조를 살펴보면, 확장 국면은 평균적으로 16.5개월의 시차를 갖는 것으로 나타난 반면, 수축 국면은 평균적으로 11.3개월의 시차를 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서, 강남지역 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 27.8개월이고, 확장 국면이 수축 국면에 비하여 약 5개월 정도 긴 것으로 분석되었다.

40) 지역별 매매가격 및 전세가격 지수의 순환 변동치를 산출하기 위해서, 통계 패키지 *RATS Version 3*을 활용하였다. 또한, 분석 대상 시계열이 월별 자료인 점을 감안하여, 순환 변동치의 산출을 위한 평활 계수(smoothing parameter)는 프레스콧(Prescott, 1986)의 제안에 따라,  $\lambda=14,400$ 으로 설정하였다.

<표 II-5> 서울시 아파트 매매가격지수의 순환 주기

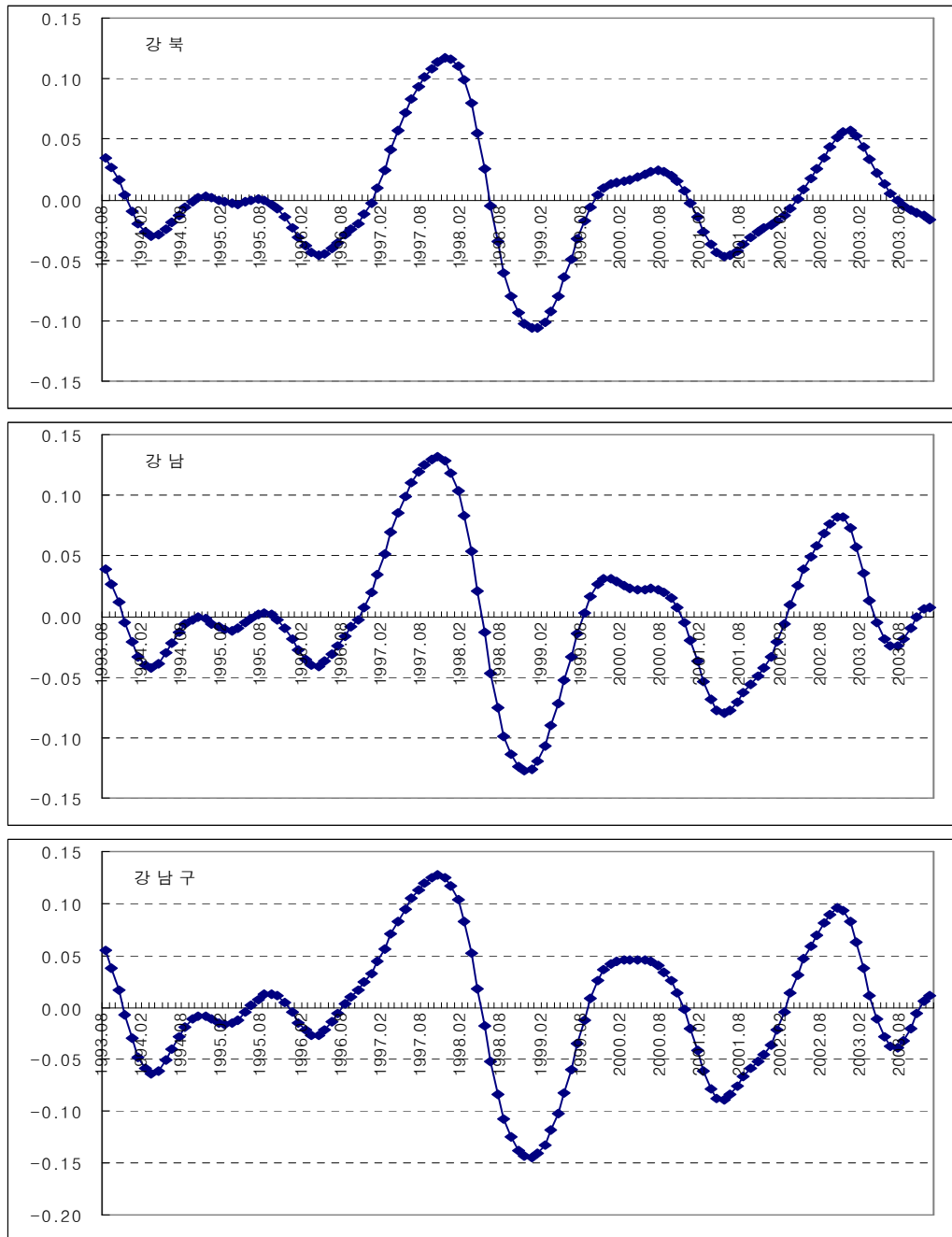
(단위 : 월)

구분	순환일			국면 지속 기간		
	저점	정점	저점	확장	수축	전순환
제1순환기	1994.03	1994.11	1996.04	8	17	25
제2순환기	1996.04	1997.11	1998.12	19	13	32
제3순환기	1998.12	2000.07	2001.05	19	10	29
제4순환기	2001.05	2002.12	-	19	-	19
강북	평균			16.3	13.3	26.3
제1순환기	1994.03	1995.08	1996.04	17	8	25
제2순환기	1996.04	1997.10	1998.11	18	13	31
제3순환기	1998.11	1999.12	2001.05	13	17	30
제4순환기	2001.05	2002.11	2003.06 <sup>P</sup>	18	7	25
강남	평균			16.5	11.3	27.8
제1순환기	1994.03	1995.09	1996.03	18	6	24
제2순환기	1996.03	1997.10	1998.12	19	14	33
제3순환기	1998.12	2000.05	2001.05	17	12	29
제4순환기	2001.05	2002.10	2003.07 <sup>P</sup>	17	9	26
강남구	평균			17.8	10.3	28.0

주 : P는 잠정치임을 의미함.

마지막으로, 강남구 매매가격 지수의 순환 변동치는 강남지역과 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 순환 변동치는 2003년 7월을 저점으로 확장 국면에 진입하였고, 2003년 말 현재 부동산 안정화 정책의 영향으로 인해 제5순환기의 확장 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 분석되었다. 분석 기간 동안에 산출된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 순환 변동치의 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 17.8개월인 반면, 수축 국면의 평균 시차는 10.3개월인 것으로 나타났다. 따라서 강남구 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 28.0개월이고, 확장 국면이 수축 국면에 비하여 약 7.5개월 긴 것으로 분석되었다.

<그림 II-8> 서울시 아파트 매매가격 지수의 순환 변동



강남 및 강남구의 순환 주기는 현재 상승 국면으로 나타났다. 그러나, 다음과 같은 3가지 이유에서 이와 같은 분석 결과에만 기초하여 현재 서울의 주택 매매가격이 상승 국면에 진입한 것으로 판단하기에는 어렵다. 첫째, 2003년 하반기 이후 재건축과 정책적 영향이 크게 작용하였을 가능성이 있기 때문이다. 둘째, HP 필터의 특성상 주기의 끝단은 향후 추이에 따라 변화가 가능하기 때문이다. 셋째, 앞에서 언급한 바와 같이 상승국면과 하강 국면은 진입 후 2분기 이상 지속되어야 하나, 저점을 기록한 후 충분한 기간이 지속되었다고 판단할 근거가 부족하기 때문이다.

국면별 지속 기간을 지역별로 비교하여 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 강남구가 17.8개월인 반면, 강북지역과 강남지역은 각각 16.3개월과 16.5개월로 약 1.5개월이 짧은 것으로 나타났다. 반면, 수축 국면의 평균 시차는 강남구가 10.3개월인 반면, 강북지역은 13.3개월, 그리고 강남지역은 11.3개월로 나타나, 약 2~3개월의 시차를 보였다. 따라서, 강남구 및 강남지역의 평균 순환 주기가 약 28개월인 반면, 강북지역의 평균 순환 주기는 이보다 2개월 정도 짧은 26.3개월인 것으로 나타났는데, 강남구 매매가격이 여타 지역에 대비하여 상대적으로 저점에서의 회복이 빨랐던 것으로 판단된다.

## 2) 신도시 주택 매매가격의 순환 변동

1993년 6월부터 2003년 12월까지의 분석 대상 기간 동안에 HP 필터의 적용을 통하여 장기 추세 변동이 제거되어 산출된 분당, 일산, 평촌 등 수도권에 소재한 주요 신도시 지역의 매매가격 지수의 순환 변동(<표 II-6> 및 <그림 II-9> 참조) 또한 지역별로 다소 상이한 양상을 보여주고 있다. 먼저, 분당 매매가격 지수의 순환 변동치는 2002년 11월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제5순환기의 확장 국면이 급격하게 진행 중인 것으로 나타났다. 그러나 앞서 강남과 강남구의 경우와 같이 분당과 일산지역 역시 상승 국면 진입여부를 판단하기는 어렵다.

4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 시차는 평균적으로 13.3개월인 반면, 수축 국면의 시차는 평균적으로 14.5개월인 것으로 나타났다. 따라서 분당 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 27.8개월이고, 수축 국면의 시차가 확장 국면에 비하여 약 1.3개월 긴 것으로 분석되었다.

일산 매매가격 지수의 순환 변동치는 분당과 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 순환 변동치는 2003년 6월을 저점으로 확장 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제5순환기의 확장 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 나타났다. 지금까지 시험된 4

개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 시차 구조를 살펴보면, 확장 국면은 평균적으로 14.5개월의 시차를 갖는 것으로 나타난 반면, 수축 국면은 평균적으로 15.5개월의 시차를 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 일산 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 30.0개월이고, 확장 국면의 시차가 수축 국면에 비하여 약 1개월 정도 짧은 것으로 분석되었다.

<표 II-6> 주요 신도시 아파트 매매가격 지수의 순환 주기

(단위 : 월)

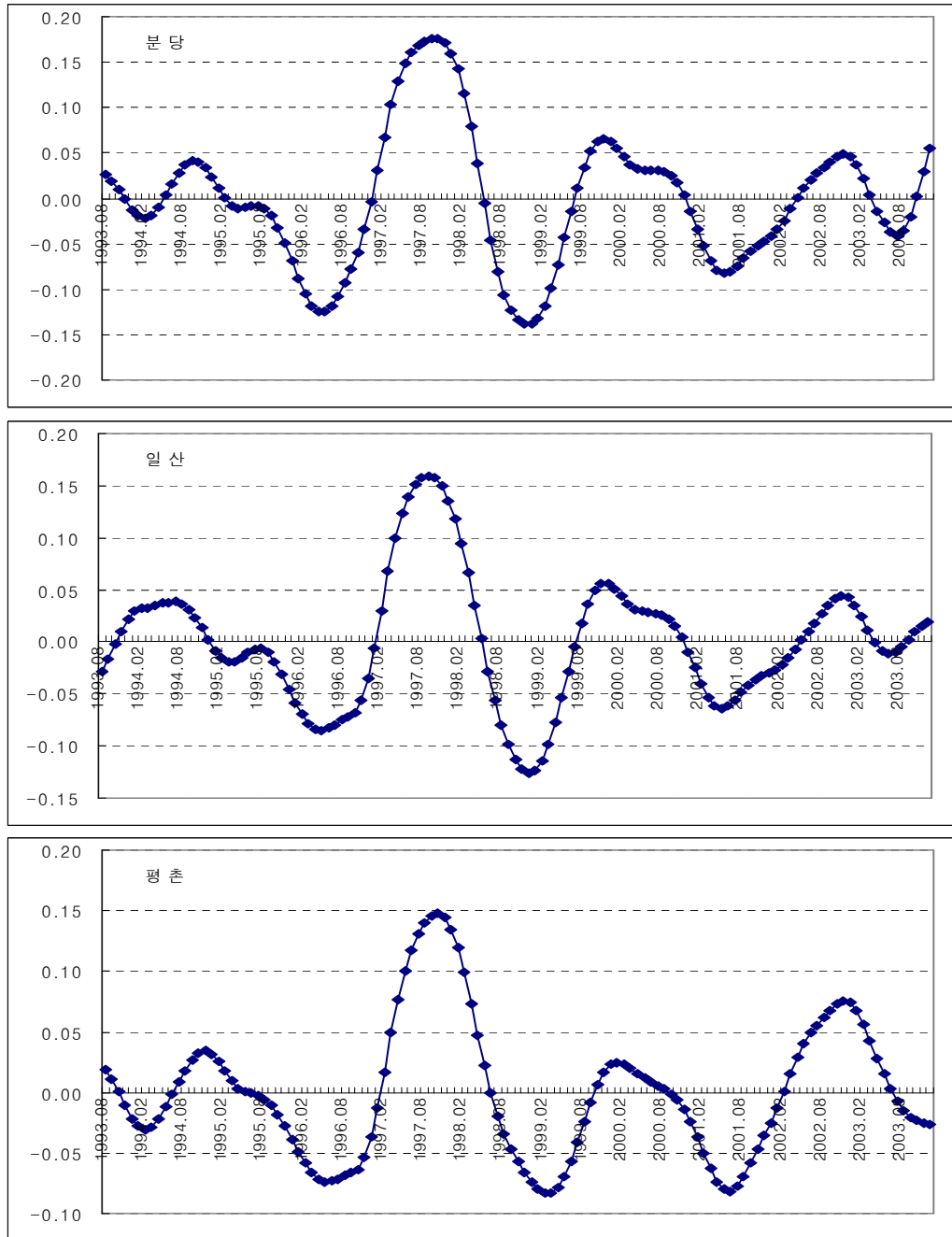
구분	순환일			국면 지속 기간		
	저점	정점	저점	확장	수축	전순환
제1순환기	1994.02	1994.10	1996.04	8	18	26
제2순환기	1996.04	1997.10	1998.12	18	14	32
제3순환기	1998.12	1999.11	2001.05	9	18	27
제4순환기	2001.05	2002.11	2003.07 <sup>P</sup>	18	8	26
분당	평균			13.3	14.5	27.8
제1순환기	1993.06	1994.07	1996.05	13	22	35
제2순환기	1996.05	1997.09	1998.12	16	15	31
제3순환기	1998.12	1999.11	2002.05	11	18	29
제4순환기	2001.05	2002.11	2003.06 <sup>P</sup>	18	7	25
일산	평균			14.5	15.5	30.0
제1순환기	1994.02	1994.11	1996.05	9	18	27
제2순환기	1996.05	1997.10	1999.03	17	17	34
제3순환기	1999.03	2000.01	2001.06	9	17	26
제4순환기	2001.06	2002.11	-	17	-	17
평촌	평균			13.0	17.3	26.0

주 : P는 잠정치임을 의미함.

반면, 평촌 매매가격 지수의 순환 변동치는 분당 및 일산과 매우 상이한 양상을 보이고 있다. 평촌의 경우, 2002년 11월에 정점을 지났지만, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 진행 중이며 저점에 근접한 것으로 나타났다. 분석 기간 동안에 산출된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 순환 변동치의 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 13.0개월인 반면, 수축 국면의 평균 시차는 17.3개월인 것으로 나타났다. 따라서 평촌 매매가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 26.0개월이고, 확장 국면의 시차가 수축 국면에 비하여 약 4.3개월 짧은 것으로 분석되었다.



<그림 Ⅱ-9> 주요 신도시 아파트 매매가격 지수의 순환 변동



분당, 일산, 평촌 등 수도권 주요 신도시의 매매가격 지수의 순환 변동을 지역별로 비교하면, 분당과 일산은 제5순환기의 확장 국면에 진입한 반면, 강북지역은 아직 제4순환기의 수축 국면이 진행 중이다. 그러나 제4순환기의 정점은 3개 지역 모두 2002년 11월로 나타나서, 지역간 매매가격의 동조화(同調化)가 이루어졌으나, 진행 양상은 지역별로 매우 상이한 것으로 판단된다.

또한, 국면별 지속 기간을 지역별로 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 일산이 14.5개월인 반면, 분당과 평촌은 각각 13.3개월과 13.0개월로 약 1~1.5개월 정도의 시차를 보였다. 반면, 수축 국면의 평균 시차는 평촌이 17.3개월로 가장 길게 나타났고, 분당과 일산은 각각 14.5개월과 15.5개월로 약 2~3개월의 차이를 나타냈다. 따라서, 수도권 주요 신도시의 매매가격 지수의 순환 변동치는 수축 국면이 확장 국면보다 긴 것으로 나타나, 서울시의 지역별 매매가격 지수와는 정반대의 양상을 보였다.

### 3) 서울시 아파트 전세가격의 순환 변동

1993년 6월부터 2003년 12월까지의 기간 동안에 HP 필터의 적용을 통하여 장기 추세 변동이 제거되어 산출된 서울시의 지역별 아파트 전세가격 지수의 순환 변동(<표 II-7> 및 <그림 II-10> 참조)은 매매가격 지수의 경우와는 달리 지역별로 매우 유사한 양상을 보여주고 있다. 먼저, 강북지역 전세가격 지수의 순환 변동치는 2002년 9월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 진행 중인 것으로 나타났다. 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 시차는 평균적으로 17.0개월인 반면, 수축 국면의 시차는 평균적으로 11.7개월인 것으로 나타났다. 따라서 강북지역 아파트 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 25.8개월이고, 수축 국면에 비하여 확장 국면이 약 5개월 정도 긴 것으로 분석되었다.

강남지역 전세가격 지수의 순환 변동치는 2002년 8월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 부동산 안정화 정책의 영향으로 인해 제4순환기의 수축 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 나타났다. 지금까지 시현된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 시차 구조를 살펴보면, 확장 국면은 평균적으로 18.5개월의 시차를 갖는 것으로 나타난 반면, 수축 국면은 평균적으로 11.7개월의 시차를 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 강남지역 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 27.3개월이고, 확장 국면이 수축 국면에 비하여 약 7개월 정도 긴 것으로 분석되었다.

<표 II-7> 서울시 아파트 전세가격 지수의 순환 주기

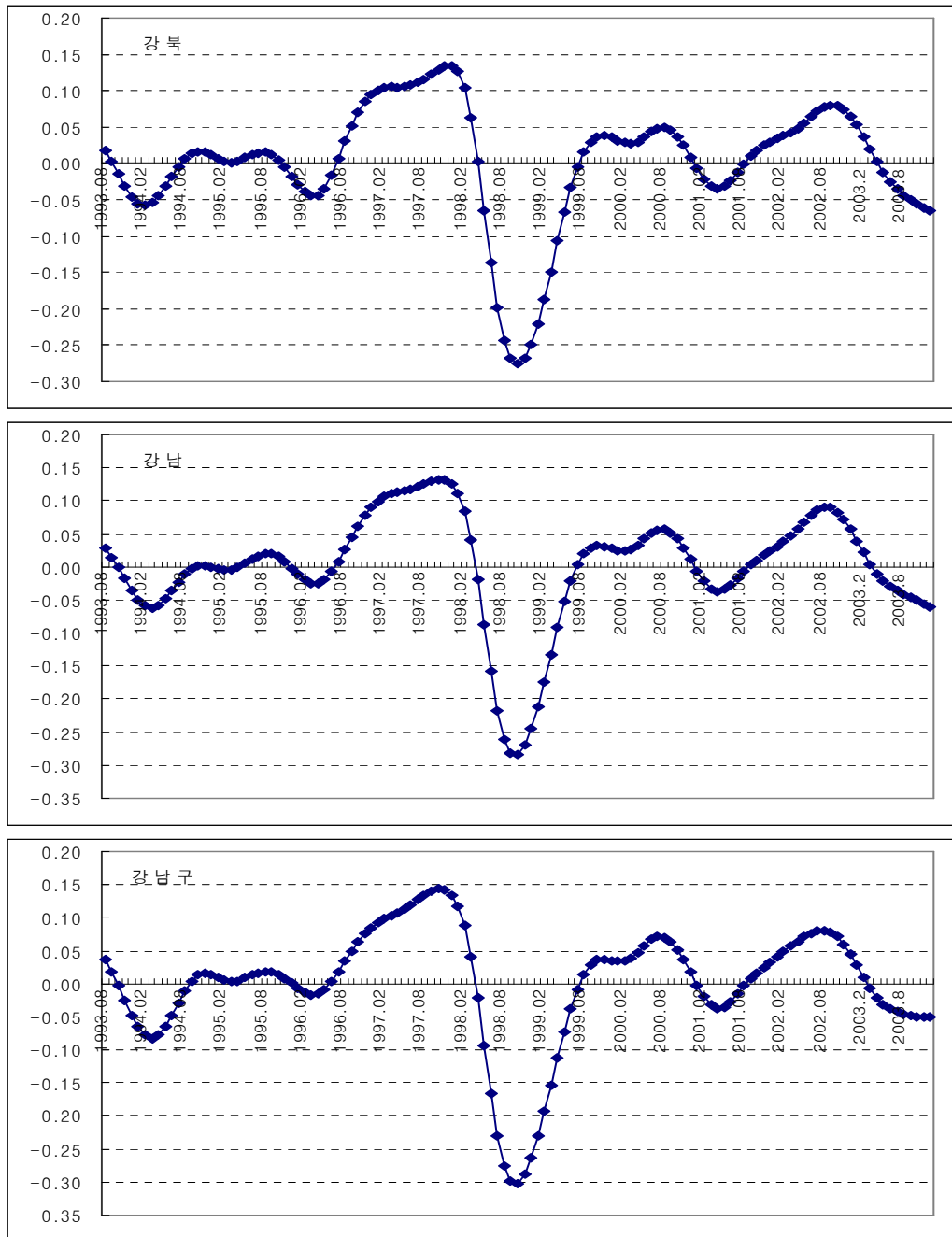
(단위 : 월)

구분	순환일			국면 지속 기간		
	저점	정점	저점	확장	수축	전순환
제1순환기	1994.02	1994.10	1996.03	8	17	25
제2순환기	1996.03	1997.12	1998.10	21	10	31
제3순환기	1998.10	2000.08	2001.04	22	8	30
제4순환기	2001.04	2002.09	-	17	-	17
강북	평균			17.0	11.7	25.8
제1순환기	1994.03	1995.08	1996.03	17	17	34
제2순환기	1996.03	1997.10	1998.10	19	12	31
제3순환기	1998.10	2000.08	2001.04	22	6	28
제4순환기	2001.04	2002.08	-	16	-	16
강남	평균			18.5	11.7	27.3
제1순환기	1994.03	1995.09	1996.03	18	6	24
제2순환기	1996.03	1997.10	1998.10	19	12	31
제3순환기	1998.10	2000.07	2001.04	21	9	30
제4순환기	2001.04	2002.08	-	16	-	16
강남구	평균			18.5	9.0	25.3

강남구 전세가격 지수의 순환 변동치는 강남지역과 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 순환 변동치는 2002년 8월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 말 현재 제4순환기의 확장 국면이 진행 중이며, 저점에 근접한 것으로 판단된다. 분석 대상 기간 동안에 산출된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 순환 변동치의 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 18.5개월인 반면, 수축 국면의 평균 시차는 9.0개월인 것으로 나타났다. 따라서, 강남구 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 25.3개월이고, 확장 국면이 수축 국면에 비하여 2배에 이르는 것으로 분석되었다.

한편, 서울시 전세가격 지수의 순환 변동을 지역별로 비교해 보면, 모든 지역이 제4순환기의 수축 국면이 진행 중인 것으로 나타났다. 제4순환기의 정점은 강남지역과 강남구가 2002년 8월로 강북지역에 비하여 1개월 선행하였다. 그리고, 강북지역과 강남지역은 제4순환기의 수축 국면이 완만하게 진행되어 저점에 이르기에는 상당 기간이 소요될 것으로 예상되는 반면, 강남구는 제4순환기의 저점에 상당 수준 근접한 것으로 판단된다.

<그림 Ⅱ-10> 서울시 아파트 전세가격 지수의 순환 변동



국면별 지속 기간을 지역별로 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 강남지역과 강남구가 18.5개월인 반면, 강북지역은 17.0개월로 약 1.5개월이 짧은 것으로 나타났다. 반면, 수축 국면의 평균 시차는 강남구가 9.0개월에 불과한 반면, 강북지역과 강남지역은 11.7개월로 2.7개월의 시차를 보였다. 이는 강남지역의 평균 순환 주기는 27.3개월로 가장 긴 반면, 강북지역과 강남구의 평균 순환 주기는 이보다 각각 1.5개월과 2개월 정도 짧은 것을 의미한다. 따라서 강남구의 전세가격이 여타 지역에 대비하여 상대적으로 저점에서의 회복이 빨랐던 것으로 판단된다.

#### 4) 신도시 아파트 전세가격의 순환 변동

본 연구의 분석 대상 기간인 1993년 6월부터 2003년 12월까지의 기간 동안에 HP 필터의 적용을 통하여 장기 추세 변동이 제거되어 산출된 분당, 일산, 평촌 등 수도권에 소재한 주요 신도시 지역의 아파트 전세가격 지수의 순환 변동(<표 II-8> 및 <그림 II-11> 참조) 또한 지역별로 다소 상이한 양상을 보여주고 있다. 먼저, 분당지역 전세가격 지수의 순환 변동치는 2002년 2월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 나타났다. 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 시차는 평균적으로 11.0개월인 반면, 수축 국면의 시차는 평균적으로 17.7개월인 것으로 나타났다. 따라서, 분당 지역 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 24.3개월이고, 수축 국면의 시차가 확장 국면에 비하여 약 6~7개월 긴 것으로 분석되었다.

일산 지역 전세가격 지수의 순환 변동치는 분당과 다소 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 순환 변동치는 2002년 6월을 정점으로 수축 국면에 진입하였고, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 완만하게 진행 중인 것으로 나타났다. 지금까지 시험된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 국면별 시차 구조를 살펴보면, 확장 국면은 평균적으로 15.0개월의 시차를 갖는 것으로 나타난 반면, 수축 국면은 평균적으로 16.0개월의 시차를 갖고 있는 것으로 나타나, 시차 측면에서는 분당과 매우 다르게 나타났다. 따라서 일산 지역 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 27.0개월이고, 확장 국면의 시차가 수축 국면에 비하여 약 1개월 정도 짧은 것으로 분석되었다.

<표 II-8> 주요 신도시 아파트 전세가격 지수의 순환 주기

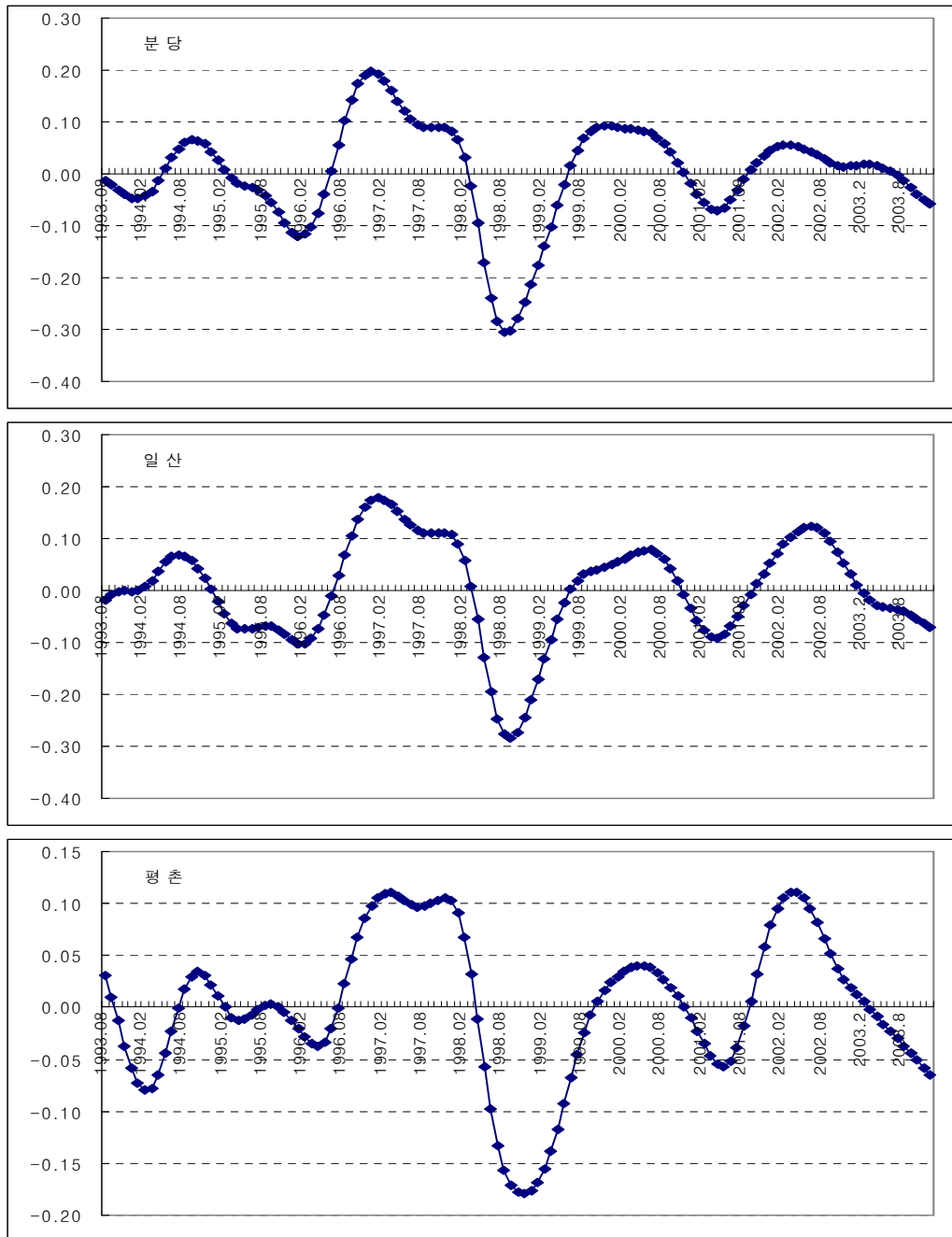
(단위 : 월)

구분	순환일			국면 지속 기간		
	저점	정점	저점	확장	수축	전순환
제1순환기	1994.01	1994.09	1996.01	8	16	24
제2순환기	1996.01	1996.12	1998.08	11	20	31
제3순환기	1998.08	1999.11	2001.04	15	17	32
제4순환기	2001.04	2002.02	-	10	-	10
분당	평균			11.0	17.7	24.3
제1순환기	1993.06	1994.07	1996.01	13	18	31
제2순환기	1996.01	1997.01	1998.09	12	20	32
제3순환기	1998.09	2000.06	2001.04	21	10	31
제4순환기	2001.04	2002.06	-	14	-	14
일산	평균			15.0	16.0	27.0
제1순환기	1994.02	1994.10	1996.04	8	18	26
제2순환기	1996.04	1997.03	1998.11	11	20	31
제3순환기	1998.11	2000.05	2001.05	18	12	30
제4순환기	2001.05	2002.03	-	10	-	10
평촌	평균			11.8	16.7	24.3

반면, 평촌 지역의 전세가격 지수의 순환 변동치는 분당 및 일산과 매우 상이한 양상을 보이고 있다. 평촌의 경우, 2002년 3월에 정점을 지났지만, 2003년 12월 말 현재 제4순환기의 수축 국면이 매우 빠르게 진행 중인 것으로 나타났다. 분석 기간 동안에 산출된 4개의 순환 주기를 통하여 산출된 순환 변동치의 국면별 지속 기간을 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 11.8개월인 반면, 수축 국면의 평균 시차는 16.7개월인 것으로 나타났다. 따라서, 평촌 아파트 전세가격 지수의 순환 주기가 갖는 평균 시차는 총 24.3개월이고, 확장 국면의 시차가 수축 국면에 비하여 약 5개월 짧은 것으로 분석되었다.

분당, 일산, 평촌 등 수도권 주요 신도시의 아파트 전세가격 지수의 순환 변동을 지역별로 비교하면, 모두 제4순환기의 수축 국면이 진행 중이다. 그러나, 제4순환기의 정점은 분당이 2002년 2월로 가장 빨랐고, 평촌이 2002년 3월, 그리고 일산이 2002년 6월로 나타났고, 그 이후의 진행 양상은 매우 상이한 것으로 나타났다.

<그림 Ⅱ-11> 주요 신도시 아파트 전세가격 지수의 순환 변동



한편, 국면별 지속 기간을 지역별로 살펴보면, 확장 국면의 평균 시차는 일산이 15.0개월인 반면, 분당과 평촌은 각각 11.0개월과 11.8개월로 약 3~4개월 정도의 시차를 보였다. 반면, 수축 국면의 평균 시차는 분당이 17.7개월로 가장 길게 나타났고, 일산과 평촌은 각각 16.0개월과 16.7개월로 약 1~1.5개월의 차이를 나타냈다. 따라서, 수도권 주요 신도시의 아파트 전세가격 지수의 순환 변동치는 매매가격 지수와 마찬가지로 수축 국면이 확장 국면이 긴 것으로 나타났으나, 이는 서울시의 지역별 매매가격 및 전세가격 지수와는 정반대의 양상을 보였다.

#### 4. 소결론

국내 부동산 경기는 최근 10년의 기간 동안에 1998년의 외환 위기를 기준으로 큰 변화를 겪고 있다. 매매가격의 경우, 1980년에 후반과 외환 위기 당시에 두 차례의 큰 변화가 나타난다. 특히, 1996년부터 1998년까지 큰 폭의 상승 추세를 보인 후 크게 하락하였으며, 2000년 말을 기점으로 다시 큰 폭의 상승추세를 시험하고 있다. 2001년부터 2003년의 기간 동안에 전국 아파트 매매가격의 연평균 증가율은 14.1%이며, 수도권과 신도시의 연평균 증가율은 각각 17.5%와 18.0%에 이른다.

전세가격의 추이는 매매가격과는 다소 상이한 양상을 나타낸다. 1994년부터 1997년의 기간 동안에 전국의 아파트 전세가격은 평균 7.9% 수준의 높은 증가율은 나타냈으며, 신도시의 경우에는 무려 16.6%나 증가하였다. 이와 같은 현상이 나타나는 것은 매매가격에 대해서 추가적인 가격 상승에 대한 기대심리가 큰 반면, 전세가격에 대해서는 신규 주택에 대한 선호도가 높기 때문으로 보인다.

지역별 아파트 가격과 관련된 변수들 사이에 존재하는 인과 관계의 검정을 위해서 단위근 검정을 실시한 결과, 모든 지역의 매매가격과 전세가격 지수는 일차 차분된 시계열에서 안정적인 것으로 나타났다. 매매가격의 지수의 수준 값에 대한 단위근 검정 결과, 5%의 통계적 유의 수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못하는 경우가 있었다. 그러나, 개별 시계열의 일차 차분 값에 대한 단위근 검정 결과, 모든 회귀식에 대하여 1%의 통계적 유의 수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 서울과 강북, 강남, 그리고 분당, 일산, 평촌 등 수도권 주요 신도시 지역의 매매가격 및 전세가격 지수 시계열은 일차 차분된 시계열에서 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$ 의 시계열인 것으로 판단된다.

주택 경기의 특성을 파악하기 위해 지역별 매매가격 및 전세가격 지수의 순환 주기를



산출하였다. 최근 10년간 서울을 비롯한 주요 신도시의 순환 주기를 산출한 결과 4번의 순환 주기가 진행되고 있는 것으로 나타났다.

서울의 경우, 2002년 11월에 정점을 기록하였고, 현재 하강 국면이 진행 중인 것으로 나타났다. 강북지역 역시 하강 국면이 진행되고 있으나, 강남지역은 2003년 6월에 저점을 기록하고 회복 국면에 접어든 것으로 나타났다. 그러나, 2분기 이상의 국면이 진행되지 않은 시점에서 본격적인 회복 국면으로 판단하기는 어렵다.

국면 지속 기간을 살펴보면, 강북지역과 강남지역 모두 상승 국면이 하강 국면보다 길게 나타났다. 강북지역은 상승 국면과 하강 국면이 각각 16.3개월과 13.3개월이었으며, 강남지역은 각각 16.5개월과 11.3개월로 나타났다.

수도권 지역 주요 도시를 살펴보면, 분당과 일산 지역은 상승 국면과 하강 국면이 일정한 간격으로 진행되고 있다. 평촌의 경우, 2002년 11월 이후 하강 국면이 지속되고 있다. 분당과 일산은 각각 2003년 7월과 6월을 기점으로 회복 국면을 나타내고 있으나, 본격적인 상승 국면으로 접어들었다고 판단하기는 어렵다.

전세가격은 모든 지역에 있어서 하강 국면이 지속되고 있는 것으로 나타났다. 반면, 매매가격과 같이, 1993년 이후 4번의 순환 주기를 갖고 있으며, 2002년을 기점으로 현재까지 하강 국면이 지속되고 있다. 전세가격은 서울지역보다 주변 지역의 하강 시점이 빨랐던 것으로 나타났다. 서울지역은 2002년 9월부터 하강 국면으로 접어든 반면, 분당, 일산, 그리고 평촌은 2002년 상반기부터 하강 국면이 시작되었다. 국면 지속 기간을 살펴보면, 강남지역과 강북지역은 모두 상승 국면이 하강 국면보다 길게 나타난 반면, 분당과 일산은 하강 국면이 상승 국면보다 각각 6.7개월, 0.3개월 길었던 것으로 나타났다. 이는 서울 지역의 경우 주택시장은 서서히 상승하여 급격하게 하락하는 추세를 나타냈음을 의미한다.

지금까지의 분석결과를 종합해 볼 때, 주택 경기는 최근 10년간 외환 위기를 기준으로 매우 큰 변화를 겪고 있음을 알 수 있다. 그리고, 외환 위기 이후 급격하게 상승하기 시작한 주택 가격은 2002년 말을 기점으로 하강 국면에 돌입하였다. 강남과 분당 등 일부 지역은 2003년 하반기 이후 상승 국면을 나타내고 있으나, 재건축과 정책 변수들로 인해 일시 상승했을 가능성 또한 있으며, 특히, 순환 주기의 특성상 본격적인 상승 국면의 진입으로 단정하기에는 어려운 것으로 판단된다.

## 제3장

# 지역간 상관 관계 분석

### 1. 공적분 검정

#### (1) 공적분 검정

공적분(cointegration)에 대한 앵글과 그랜저(1987)의 정의는 다음과 같다.<sup>41)</sup> 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 는 불안정하고, 각각  $d$ 번의 차분(difference)을 통하여 안정적인 시계열로 전환될 경우,  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 는 각각  $d$ 의 차수로 적분되었고,  $y_t \sim I(d)$ 와  $x_t \sim I(d)$ 로 표기한다.<sup>42)</sup> 주어진 상수  $d$ 와  $b$  ( $0 \leq b \leq d$ )에 대하여, 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 의 어떤 선형 결합(a linear combination)  $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ 이  $(d-b)$ 의 차수로 적분되었을 경우에 안정적인 시계열로 전환된다면, 즉  $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \sim I(0) \Leftrightarrow d = b$ , 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 는  $(d, b)$ 의 차수로 공적분의 관계에 있는 것으로 정의되며, 이를  $\{y_t, x_t\} \sim CI(d, b)$ 로 나타낸다.<sup>43)</sup>

또한, 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 를  $(d, b)$  차수의 공적분 관계에 있는 것으로 정의하는 벡터  $(1, -\beta)$ 를 공적분 벡터(cointegrating vector)라 하며, 두 시계열 사이에는 장기적으로 균형 관계가 성립된다. 공적분 벡터는 장기적인 균형을 나타내는 모수(parameter)이며,  $y_t - \beta x_t$ 는 단기간에 장기적인 균형으로부터 이탈하는 불균형 오차

41) Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* Vol. 55, 1987, pp. 251 ~ 276. 그리고, 공적분 분석의 최근 연구 동향 및 활용 방법에 대해서는 뢰케폴(Lütkepohl, 2004)을 참조하기 바란다.

42) 경제 시계열에 대한 국내외 실증 분석의 결과를 살펴보면, 대부분의 경제 시계열은  $I(1)$  시계열로서, 일차 차분을 통하여 안정적인 시계열로 전환되는 것으로 알려져 있다.

43) 한편,  $\varepsilon_t \sim I(0)$ 일 경우, 주어진 선형 모형( $y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$ )을 감안할 때,  $\beta$ 의 일반최소자승추정치(ordinary least squares estimates)는 'super consistent'한 특성을 갖게 되어, 점근적으로 OLS 추정치는 일반적인 OLS 추정치에 비하여 보다 빠른 수렴 속도(rate of convergence)를 갖게 된다. 즉, 일반적인 OLS 추정치는  $O(n^{-1/2})$ 의 수렴 속도를 갖는 반면, 착란항이 안정적인 모형의 OLS 추정치는  $O(n^{-1})$ 의 수렴 속도를 갖게 된다. 그러나, 표본의 수(sample size)가 적을 경우에는, 착란항이 안정적인 모형이라도, OLS 추정치가 편의(bias)를 가질 수 있다. OLS 추정치의 'super-consistency' 특성에 대해서는, 데이빗슨과 맥किन(Davidson and MacKinnon, 1993, 718 ~ 719쪽)을 참조하기 바란다. 또한, 이와 같은 결과를 다변량 모형에 일반화한 결과에 대해서는, 스톡(Stock, 1987)을 참조하기 바란다.

(disequilibrium error)를 의미한다. 그리고, 공적분 벡터의 계수는 장기 승수(total multiplier)와 같은 개념을 갖는 것으로 해석되며, 이로 인해 공적분 관계는 불안정적인 시계열에 대한 회귀 분석의 방법을 강구하는 데 매우 유용하게 활용된다.

만약  $z_t = y_t - \beta x_t \sim I(0)$ 일 경우, 해당 시계열에 외부적인 충격이 가해지더라도, 일정한 평균치를 중심으로 변화할 것이고, 평균치로 복귀하려는 특성을 갖게 되어 장기적인 균형 관계로부터 지속적으로 이탈하지는 않게 된다. 따라서, 공적분이란 개별적으로는 불안정적인 변수들의 선형 결합이 안정적인 상태를 의미하는 것이다. 이 경우에 있어서, 모든 시계열은 같은 차수로 적분되어야 한다. 한편,  $n$ 개의 시계열이 포함될 경우, 최대  $(n-1)$ 개까지의 선형적으로 독립적인 공적분 벡터들이 가능하고, 이와 같은 공적분 벡터들로 구성된 어떠한 선형 결합 또한 공적분 벡터들이기 때문에, 공적분 벡터가 유일하지 않다는 문제점(the problem of non-uniqueness)이 대두된다. 따라서,  $n$ 개의 시계열이 포함될 경우, 공적분 벡터들로 구성된 공간(空間)의 기저(基底)(a basis of the space of cointegrating vectors)를 찾는 작업이 요구된다.

공적분의 검정 방법은 크게 2가지로 구분된다. 첫째, 회귀 잔차(regression residuals)  $\hat{\varepsilon}_t$ 에 대한 단위근 검정을 적용하여 판별하는 회귀 잔차에 의한 검정 방법(residual based tests)으로서, DF 검정 방법 또는 ADF 검정 방법 등을 적용하는 것이다.<sup>44)</sup> 그러

44) 한편, 회귀 잔차를 이용한 공적분 검정 방법 중에서 기존의 통계 프로그램을 쉽게 활용할 수 있는 방법은 OLS 잔차의 자기상관함수(autocorrelation function)를 시차(lag)에 따라 도해하는 방법이다. 해당 잔차의 자기상관함수가 소수의 시차 이후에 사라진다면, 해당 잔차는 안정적인 것으로 판단할 수 있으며, OLS 모형에 포함된 시계열 사이에는 안정적인 장기적 관계가 있는 것으로 판정할 수 있다. 반면, OLS 잔차가 불안정적인 양상을 보일 경우, 즉 OLS 잔차의 자기상관함수가 상당 수의 시차 이후에도 지속적으로 연장될 경우, 해당 모형은 허구적 회귀(spurious regression)의 현상으로 판정할 수 있다. 여기에서 허구적 회귀 현상은 시계열 사이에 상관 관계가 존재하지 않음에도 불구하고, 불안정적인 시계열들 사이의 회귀 분석 결과에서는 모형의 적합성을 나타내는 다중결정계수( $R^2$ )의 값과 개별 시계열의 유의성 검정 정도를 나타내는 검정 통계량( $t$ )의 값이 높게 나타날 수 있다는 것을 의미한다. 또한, 대부분의 통계 프로그램이 개별 모형의 추정 결과로서 산출하는 더빈-왓슨(Durbin-Watson)의  $d$ -통계량 또한 공적분 관계를 검정하는 방법으로 활용될 수 있다. 더빈-왓슨의  $d$ -통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

착란항( $\varepsilon_t$ )의 1차 자기상관 모형  $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t$ 에서, 1차 자기상관계수( $\rho$ )가 0일 경우, 착란항( $\varepsilon_t$ )는 불안정적인 시계열이 된다. 또한, 1차 자기상관계수가 1에 근접할수록, 더빈-왓슨 통계량( $d$ )은 0에 근접하게 된다. 즉,  $\rho \rightarrow 1 \Leftrightarrow d \rightarrow 0$ . 따라서, 시계열 사이에 장기적으로 안정적인 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 더빈-왓슨 통계량이 0과 같다는 귀무가설과 같은 것으로 판단할 수 있다. 따라서, 모형의 추정 결과로 산출되는  $d$ -통계량이 0보다 통계적으로 유의하게 클 경우에는, 해당 시계열 사이

나, 공적분 검정 방법은 모형에 포함된 불안정적인 독립변수들의 수 등에 의존하기 때문에, 단위근 검정 통계량의 임계치가 그대로 사용되지는 못한다.<sup>45)</sup>

회귀 잔차에 의한 공적분 검정 방법은 다음과 같다. 먼저, 단위근 검정의 경우와 마찬가지로, 공적분 검정을 위한 다음의 3가지 모형을 설정한다.

$$<\text{식 3.1}> \quad y_t = \beta x_t + \varepsilon_t ,$$

$$<\text{식 3.2}> \quad y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t ,$$

그리고,

$$<\text{식 3.3}> \quad y_t = \alpha + \delta t + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{s.t.} \quad \delta = (\rho - 1)$$

단위근 검정 방법과 마찬가지로, 공적분 검정을 위한 모형 또한 상수항( $\alpha$ )과 시간 추세( $\delta t$ )의 존재 유무에 따라 다르게 정의되며,  $x_t$ 는 독립변수가 2개 이상의 시계열을 내포하는 벡터이다. 또한, 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$ 는 모두 같은 임의의 차수를 갖는 시계열이다.<sup>46)</sup> 회귀 잔차에 의한 공적분 검정은 위의 3가지 모형의 회귀 오차항이 안정적인가를 판별하는 방법이라는 점에는 동일한 방법으로 간주된다. 즉, 개별 회귀 모형의 오차항  $\varepsilon_t$ 이 동일한 적분 차수를 갖는 시계열들의 선형 결합 형태이며, 해당 오차항이 단위근을 가질 경우에는 공적분이 존재하지 않는 것으로 판정된다. 그러나, 해당 오차항이 단위근을 갖지 않는 안정적인 선형 결합인 경우, 즉  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , 두 시계열  $\{y_t\}$ 와  $\{x_t\}$  사이에는 안정적 장기 균형의 상태를 의미하는 공적분이 존재하는 것으로 판정한다. 따라서, 위의 3가지 회귀 모형을 일반최소자승추정법(OLS estimation method)으로 추정 한 이후, 산출되는 회귀 잔차에 대하여 단위근 검정을 실시한다. 결과적으로, DF 통계량 또는 ADF 통계량을 활용한 공적분 검정은 다음의 회귀 방정식에 적용하여 실시한다.

$$<\text{식 3.4}> \quad \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{(t-1)} + u_t ,$$

---

의 장기적인 관계가 있어서 공적분의 관계가 성립된다고 판단할 수 있다.

45) 공적분 검정을 위한 통계량은 단위근 검정과 마찬가지로 정의되며, 통계량의 임계치(critical values)는 앵글과 그랜저(Engle-Granger, 1987)의 논문에서 산출되어 있다.

46) 독립변수의 벡터가 상호 다른 적분 차수의 시계열을 혼합하여 포함하는 경우에도, 동일한 검정 방법이 적용될 수 있다.

또는,

$$\text{<식 3.5>} \quad \Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{(t-1)} + u_t .$$

이와 같은 회귀식을 활용한 공적분 검정의 귀무가설은  $H_0 : \rho=1$  또는  $H_0 : \delta=0$  로서, 공적분이 존재하지 않는 것을 의미한다. 반면, 이와 같은 귀무가설에 대한 대립가설은 각각  $H_1 : |\rho| < 1$  또는  $H_1 : \delta \neq 0$  로서, 공적분이 존재하는 것을 의미한다.

둘째 검정 방법은 방정식 체계(system of equations)에 의한 다변량 시계열 분석을 통하여 공적분의 존재 유무를 검정하는 방법이다. 이는 일반적으로 3개 이상의 불안정적인 시계열 사이에 존재하는 공적분의 관계를 규명함에 있어서 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는데, 회귀 잔차에 의한 공적분 검정 방법은 오직 1개의 공적분 관계만을 판별할 수 있다는 단점이 있기 때문이다. 또한, 종속변수와 독립변수의 선정 또한 문제로 대두될 수 있는데, 특히 앵글과 그랜저의 검정 결과가 종속변수의 선정 여부에 매우 민감하기 때문이다.<sup>47)</sup> 이와 같은 문제점은 방정식 체계에 의한 다변량 시계열 분석을 통한 공적분 검정으로 해결할 수 있다.

다변량 시계열 분석에 의한 공적분 검정 방법으로 가장 많이 활용되는 방법으로서, 요한센(Johansen, 1988) 검정 방법이 있다.<sup>48)</sup> 요한센 검정 방법은 단위근 검정을 위한 DF 검정 방법을 다변량 시계열 분석에 적용하여 도출한 것이며, 앵글과 그랜저에 의한 회귀 잔차를 활용한 공적분 검정 방법보다 견고한(robust) 검정 방법인 것으로 알려져 있다.<sup>49)</sup> 요한센 검정 방법은 기본적으로 시계열 사이에 존재할 수 있는 동태적 상호 연관성을 파악하는데 활용되는 다음과 같은 벡터 자기상관(vector autoregressive : VAR) 모형에 기초한 우도비 검정 방법(likelihood ratio test)이다.

$$\text{<식 3.6>} \quad \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t .$$

여기에서,  $X_t$ 는 시계열 변수로 구성된  $(n \times 1)$  벡터이고,  $\Gamma_k$ 는  $(n \times n)$  계수 행렬(coefficient matrix)이며,  $\mu$ 는  $(n \times 1)$  상수항 벡터이고,  $\varepsilon_t$ 는 백색 잡음(white noise)

---

47) 특히, 딕키 등(Dickey, Jansen and Thornton, 1991, pp. 62-65)은 앵글과 그랜저의 공적분 검정 결과가 특정 변수를 종속변수로 선정함에 따라 일관적이지 못하다는 것을 보여주고 있다.

48) Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.

49) 요한센 검정 방법의 견고성에 대해서는, 곤잘로(Gonzalo, 1989)를 참조하기 바란다.

으로 구성된 ( $n \times 1$ ) 벡터이다.

계수 행렬  $\Gamma$ 의 위수(位數, rank), 즉 계수 행렬  $\Gamma$ 에서 선형 독립인 열(列, column)들의 최대수가 바로 공적분 벡터들의 수를 의미한다. 많아야  $r$ 개의 공적분 벡터들이 있다는 귀무가설에 대한 우도 비율 검정 방법은 다음과 같은 대각합 검정 통계량(Trace Test statistic)에 기초하고 있다.<sup>50)</sup>

$$\text{<식 3.7>} \quad \text{Trace Test}(Q_r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) .$$

여기에서,  $T$ 는 표본의 수이고,  $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ 는 ( $p-r$ )개의 가장 작은 정준 상관 계수의 곱(the smallest squared canonical correlations)이다.

한편, 다른 형태의 제한적 최대 우도비 검정 방법(restricted maximum likelihood ratio test)은 다음과 같은 최대 고유값 검정 통계량(Maximal Eigenvalue Test statistic)에 기초하고 있다.<sup>51)</sup>

$$\text{<식 3.8>} \quad \text{Maximal Eigenvalue Test}(Q_{\max}) = T \sum_{j=1}^r \ln \frac{(1 - \hat{\lambda}_j^*)}{(1 - \hat{\lambda}_j)} ,$$

여기에서,  $\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_r^*$ 는  $r$ 개의 가장 큰 정준 상관 계수의 곱(the largest squared canonical correlations)이다. <식 3.8>에 의하여 정의되는 최대 고유값 검정 방법은 <식 3.7>에 의하여 정의되는 대각합 검정 방법에 비하여 보다 명확한 검정 결과를 산출할 수 있는데, 이는 대각합 검정 방법이 고유값(eigenvalues)들이 0이 아니라는 통계적인 측면의 유의성을 활용하지 않기 때문이다.<sup>52)</sup> 한편, 최대 고유값 검정 통계량( $Q_{\max}$ )은 대각합 검정 통계량( $Q_r$ )을 활용하여 산출할 수 있는데, 이는 다음과 같은 관계가 두 통계량 사이에 성립되기 때문이다.<sup>53)</sup>

$$\text{<식 3.9>} \quad Q_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) = Q_r - Q_{r+1} .$$

50) 대각합 검정 통계량의 도출 방법에 대해서는, 해밀턴(Hamilton, 1994, 645쪽)을 참조하기 바란다.

51) 최대 고유값 검정 통계량의 도출 방법에 대해서는, 해밀턴(Hamilton, 1994, 649쪽)을 참조하기 바란다.

52) 이에 대한 보다 자세한 설명은 요한센과 유셀리우스(Johansen and Juselius, 1990)의 논문을 참조하기 바란다.

53) Quantitative Micro Software, *EViews 3: User's Guide*, 1997, 511쪽.

대각합 검정 방법의 귀무가설은 공적분 벡터들의 수가  $r$ 개보다 적거나 같은 것으로 설정되어, 실질적으로 대립가설  $H_1(p)$ 에 대비한 귀무가설  $H_0(r)$ 의 성립 여부를 검정하는 것이다. 반면, 최대 고유값 검정 방법의 귀무가설은 공적분 벡터들의 수가  $r$ 개인 것으로 설정되어, 실질적으로 대립가설  $H_1(r+1)$ 에 대비한 귀무가설  $H_0(r)$ 의 성립 여부를 검정하는 것이다. 귀무가설  $H_0(r)$ 에 입각하여 두 통계량의 점근적인 분포(asymptotic distribution)는 모두 자유도(degrees of freedom)  $r \cdot (T-q)$ 의  $\chi^2$  분포를 갖고 있다. 그러나, 최대 고유값 검정 통계량( $Q_{\max}$ )과 대각합 검정 통계량( $Q_r$ )의 점근적 분포는 정상적인  $\chi^2$  분포가 아니라, 비정규적인  $\chi^2$  분포를 갖고 있으며, 자유도 또한 분석 대상의 모형 형태에 따라 상이하다.<sup>54)</sup>

## (2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 공적분 검정 결과

제2장에서 실시된 지역별 매매가격 및 전세가격 지수에 대한 단위근 검정 결과는 분석 대상 지역의 시계열들이 모두 일차 차분된 이후에 안정적인 시계열, 즉  $I(1)$  시계열인 것으로 나타났다. 따라서 지역별 매매가격 및 전세가격 지수들 사이에 안정적 장기관계의 존재 여부를 검정하기 위하여, 해당 시계열에 대한 공적분 검정을 실시하였다.<sup>55)</sup>

<표 III-1>은 분석 대상 지역의 매매가격 지수 및 전세가격 지수에 대하여 요한센의 공적분 검정 방법을 적용한 검정 결과를 나타낸다. 특히, 본 연구에서 공적분 검정은 기본적으로 분석 대상 지역들 사이에 적용되어, 2개 지역의 가격 지수들 사이에 공적분의 관계가 존재하는 가를 검정하는 것이다. 따라서 지역간 공적분 검정의 귀무가설은 분석 대상의 2개 지역 사이의 매매가격 지수 또는 전세가격 지수들 사이에 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 것, 즉  $H_0: r = 0$ ,을 검정하는 것과 동일한 것이다.

먼저, 매매가격 지수에 대한 공적분 검정의 결과를 살펴보면, 강남구의 매매가격 지수는 분석 대상 지역 중에서 유일하게 분당을 제외한 강북, 강남, 일산 및 평촌 등의 매매

54) 이와 같은 문제점을 해결하기 위하여, 요한센과 유셀리우스(Johansen and Juselius, 1990)는 일부 모형을 대상으로 한 임계치를 몬테 카를로 의태분석을 통하여 산출하였다.

55) 지역별 매매가격 및 전세가격 지수들 사이의 공적분 검정을 위해서, 통계 패키지 *EViews 3*를 활용하였다. 한편, 공적분 검정을 위한 지역별 매매가격 및 전세가격 지수들 사이의 모형을 설정하기 위하여, 시계열 사이의 적정 시차를 설정하여야 한다. 본 연구에서는 시계열 사이에 존재하는 적정 시차의 설정은 아카이케 정보 기준(Akaike information criterion)에 근거하고 있으며, 이는 제3장 제3절의 인과성 검정을 위한 실증 분석 결과에 보다 자세하게 설명되어 있다.

가격 지수들과 공적분의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한, 일산의 매매가격 지수는 분석 대상 지역 중에서 유일하게 평촌의 매매가격 지수와 공적분의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 다른 지역들의 경우, 해당 지역의 매매가격 지수들 사이에는 공적분의 관계가 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 따라서 매매가격 지수의 경우, 강남구는 분당을 제외한 모든 지역과, 그리고 일산은 평촌과 각각 안정적인 장기 관계를 갖고 있는 반면, 다른 지역들 사이에는 안정적인 장기 관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다.

<표 Ⅲ-1> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 공적분 검정 결과

구분		강남	강남구	분당	일산	평촌
매매가격 지수	강북	7.71	21.63**	8.60	11.02	5.12
	강남		17.01*	5.54	13.45	8.48
	강남구			10.75	18.00*	13.75*
	분당				14.27	11.60
	일산					15.57*
전세가격 지수	강북	24.59**	18.63*	5.35	6.14	7.23
	강남		9.52	5.26	5.89	5.57
	강남구			6.33	6.38	5.94
	분당				8.84	8.48
	일산					15.02

주 : 본 공적분 검정 결과는 Johansen 검정 방법을 적용한 것으로서, (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

다음으로, 전세가격 지수에 대한 공적분 검정 결과(<표 Ⅲ-2>)를 살펴보면, 강북의 전세가격 지수는 강남 및 강남구의 전세가격 지수들과 공적분의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 그 외 지역의 전세가격 지수들 사이에서는 공적분의 관계가 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 따라서 전세가격 지수의 경우, 강북은 강남 및 강남구와 안정적인 장기 관계를 갖고 있는 반면, 다른 지역들 사이에는 안정적인 장기 관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다.



## 2. 교차상관 관계 분석

### (1) 교차상관 검정<sup>56)</sup>

교차상관 검정(cross correlation test)은 두 시계열 사이에 존재하는 발생 시간의 시차 관계, 즉 동행성, 선행성 또는 후행성의 관계를 규명하기 위하여 가장 빈번하게 활용되는 통계적 검정 기법이다. 특히, 교차상관 검정은 두 시계열의 교차상관함수(cross correlation function)에 기초하는데, 이는 두 시계열 사이에서 발생 시간의 시차에 따라 변화하는 상관 관계의 정도(strength) 및 방향(direction)을 측정하는 척도로 활용되며, 다음과 같이 도출된다.

두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 가 결합 정상적(weak joint stationary)<sup>57)</sup>이면,  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$  사이의 교차공분산함수(cross covariance function)는 다음과 같이 정의된다.

$$\text{<식 3.10>} \quad \text{Cov}_{xy}(k) = E[(x_{t+k} - \mu_x)(y_t - \mu_y)] \quad , \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

여기에서  $\mu_x$ 와  $\mu_y$ 는 각각 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의 모집단 평균(population mean)이다. 따라서, 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의 교차상관함수(cross correlation function)는 다음의 공식에 의하여 정의된다.

$$\text{<식 3.11>} \quad \text{Cor}_{xy}(k) = \frac{\text{Cov}_{xy}(k)}{\sqrt{\text{Cov}_{xx}(0)}\sqrt{\text{Cov}_{yy}(0)}} \quad , \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

교차공분산함수와 교차상관함수는 개별 시계열의 자기공분산함수(autocovariance function)와 자기상관함수(autocorrelation function)의 개념을 각각 두 시계열의 관계에 일반화시킨 것으로서, 자기상관함수  $r_{xx}$ 는 기점 0에 대해 대칭인 반면, 교차상관함수는 대칭이 아닌 특성을 지닌다. 따라서 교차상관함수는 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$  사이의 시차(time lag)에 따라 존재하는 상관 관계의 정도 및 방향을 나타낸다.

---

56) 본 절은 박용석(2003, 69~70쪽)의 내용을 일부 보완하여 작성한 것이다.

57) 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 가 각각 정상적(stationary)이고,  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의 공분산(covariance)이 시차(time lag)만의 함수이면,  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 는 약한 의미의 결합 정상적(weak joint stationary)이라 한다.

$$<\text{식 3.12}> \quad r_{xx}(k) = r_{xx}(-k), \quad \text{Cor}_{xy}(k) \neq \text{Cor}_{xy}(-k), \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots.$$

이와 같이 정의되는 교차공분산함수와 교차상관함수는 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의 표본(sample)에 기초하여, 표본 교차공분산함수( $\widehat{\text{Cov}}_{xy}(k)$ )와 표본 교차상관함수( $\widehat{\text{Cor}}_{xy}(k)$ )로 추정되는데,  $\widehat{\text{Cov}}_{xy}(k)$ 와  $\widehat{\text{Cor}}_{xy}(k)$ 는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$<\text{식 3.13}> \quad \widehat{\text{Cov}}_{xy}(k) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-k} (x_{t+k} - \widehat{\mu}_x)(y_t - \widehat{\mu}_y)/T, & (k \geq 0) \\ \sum_{t=T-k}^T (x_{t+k} - \widehat{\mu}_x)(y_t - \widehat{\mu}_y)/T, & (k < 0) \end{cases}$$

그리고,

$$<\text{식 3.14}> \quad \widehat{\text{Cor}}_{xy}(k) = \frac{\widehat{\text{Cov}}_{xy}(k)}{\sqrt{\widehat{\text{Cov}}_{xx}(0)}\sqrt{\widehat{\text{Cov}}_{yy}(0)}}, \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots.$$

여기에서  $\widehat{\mu}_x$ 와  $\widehat{\mu}_y$ 는 각각 입력 시계열  $\{x_t\}$ 와 출력 시계열  $\{y_t\}$ 의 표본 평균(sample mean)으로서, 주어진 표본 수( $n$ )에 기초하여 각각  $\widehat{\mu}_x = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t$ 와  $\widehat{\mu}_y = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t$ 로 산출된다. 따라서,  $\widehat{\text{Cov}}(x_t, y_{t-k}) = \widehat{\text{Cov}}_{xy}(k)$ 의 값은 입력 시계열  $\{x_t\}$ 가 출력 시계열  $\{y_t\}$ 에 선행하면  $k < 0$ 인 경우에, 동행하면  $k=0$ 인 경우에, 그리고 후행하면  $k > 0$ 인 경우에 각각 가장 크게 나타난다.

## (2) 아파트 매매가격 및 전세가격의 교차상관 검정 결과

1993년 6월 ~ 2003년 12월의 기간 동안에, 서울시의 강북, 강남 및 강남구 등 3개 지역, 그리고 분당, 일산 및 평촌 등 3개 주요 신도시에 소재한 아파트의 매매가격 및 전세가격에 대한 교차상관 관계를 분석하였다. 특히, 외환 위기를 거치면서, 수도권 시장의 수요 및 공급 구조의 변화, 그리고 이에 따른 가격 구조의 변화가 지대하다는 선행 연구에 따라, 교차상관 관계의 분석은 외환 위기를 전후한 2개의 시기, 즉 1993년 6월 ~ 1997년

12월과 1999년 1월~2003년 12월의 시기로 세분하여 실시하였다.

#### 1) 아파트 매매가격의 지역별 교차상관 관계

서울시 매매가격 지수에 대비한 서울시의 강북, 강남, 강남구 등 3개 지역과 분당, 일산, 평촌 등 3개 주요 신도시 매매가격 지수의 교차상관 관계를 외환 위기를 전후한 기간으로 세분하여 분석한 결과는 <표 III-2>와 같다. 매매가격 지수의 경우, 외환 위기의 영향과는 큰 상관없이 각 지역별로 서울시와 동행의 관계를 나타내고 있는 것으로 나타났다. 이는 분석 대상의 모든 지역에서 통계적으로 유의할 수준에서 월(月) 단위 이상의 상관 관계 시차가 발생하지 않는 것을 의미한다. 따라서, 수도권의 주요 지역에서는 매매 과정에서 발생하는 가격 변화의 효과가 1개월 이내의 빠른 속도로 인근 지역으로 과급되는 것으로 분석된다.<sup>58)</sup>

<표 III-2> 아파트 매매가격 지수의 기간별·지역별 교차상관 관계 분석

시차	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
1993:6 ~ 1997:12											
강북	0.5926	0.6915	0.7750	0.8642	0.9347	0.9724	0.8686	0.7609	0.6544	0.5487	0.4420
강남	0.5132	0.6033	0.6719	0.7461	0.8016	0.8330	0.7295	0.6027	0.4717	0.3381	0.2038
강남구	0.2783	0.3934	0.5015	0.6263	0.7520	0.8776	0.7898	0.6755	0.5571	0.4410	0.3229
분당	0.5410	0.6382	0.7262	0.8127	0.8927	0.9534	0.9084	0.8404	0.7600	0.6750	0.5779
일산	0.5730	0.6809	0.7353	0.7883	0.8401	0.8676	0.8200	0.7587	0.7058	0.6394	0.5649
평촌	0.6232	0.7036	0.7730	0.8438	0.8981	0.9246	0.8351	0.7276	0.6166	0.5016	0.3889
1999:1 ~ 2003:12											
강북	0.4839	0.5823	0.6952	0.8024	0.8965	0.9614	0.8528	0.7320	0.6063	0.4863	0.3901
강남	0.0527	0.1780	0.3324	0.4910	0.6376	0.7594	0.7089	0.6313	0.5418	0.4522	0.3802
강남구	0.4299	0.5349	0.6595	0.7838	0.8972	0.9850	0.9123	0.8071	0.6869	0.5678	0.4716
분당	0.3731	0.4531	0.5586	0.6845	0.8054	0.8927	0.8139	0.7094	0.5951	0.4844	0.3916
일산	0.6272	0.6815	0.7443	0.8124	0.8719	0.9120	0.8287	0.7304	0.6256	0.5238	0.4393
평촌	0.5072	0.6166	0.7270	0.8325	0.9219	0.9787	0.9007	0.8066	0.7058	0.6093	0.5278

주 : 교차상관 관계의 분석 결과는 서울시의 아파트 매매가격 지수에 대비한 결과임.

58) 가격과 관련된 시계열 자료 중에서, 월(月) 단위보다 짧은 시차를 갖고 있는 시계열 자료는 부동산 114가 월 2회에 걸쳐 조사발표하는 주요 지역별 아파트의 평당 가격이 있다. 해당 지역별의 평당 가격 시계열에 대한 교차상관 관계의 분석 결과 또한 월 단위로 실시한 분석 결과와 동일한 것으로 나타났으며, 이로 인해 수도권 가격의 과급 효과가 2주 이내로 이루어지는 것으로 판단된다.

## 2) 아파트 전세가격의 지역별 교차상관 관계

주택 매매가격의 경우와 같이, 서울시 전세가격 지수에 대비하여 서울시의 3개 지역과 3개 주요 신도시의 전세가격 지수의 교차상관 관계를 외환 위기를 전후한 시기로 세분하여 분석한 결과는 <표 Ⅲ-3>과 같다. 외환 위기 이전에는 서울시의 강북, 강남 및 강남구, 그리고 평촌은 동행하는 한편, 분당은 3개월, 그리고 일산은 2개월 정도 후행하는 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기 이후에는, 분석 대상의 모든 지역에서 전세가격 지수 또한 매매가격 지수와 마찬가지로 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 외환 위기를 거치면서, 수도권 지역의 지역별 시장의 가격 구조에 변화가 있음을 의미하며, 특히 지역별 매매가격 및 전세가격의 공동화(共動化)가 진행되고 있는 것으로 분석된다.

<표 Ⅲ-3> 아파트 전세가격 지수의 기간별·지역별 교차상관 관계 분석

시차	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
1993:6 ~ 1997:12											
강북	-0.0690	0.1489	0.3734	0.6030	0.7972	0.9499	0.9139	0.8237	0.6657	0.4593	0.2423
강남	0.0804	0.3039	0.5130	0.7071	0.8579	0.9629	0.8637	0.7257	0.5438	0.3221	0.0981
강남구	0.0960	0.2964	0.4834	0.6624	0.8055	0.9177	0.8062	0.6542	0.4755	0.2759	0.0786
분당	-0.5062	-0.3197	-0.1136	0.1187	0.3542	0.5789	0.6748	0.7359	0.7543	0.7095	0.6133
일산	-0.4150	-0.2548	-0.0684	0.1101	0.3104	0.4857	0.5335	0.5423	0.5085	0.4320	0.3490
평촌	-0.1890	0.0293	0.2610	0.4960	0.7057	0.8900	0.8572	0.7747	0.6647	0.5111	0.3192
1999:1 ~ 2003:12											
강북	0.2098	0.3522	0.5281	0.7030	0.8681	0.9970	0.8514	0.6752	0.4856	0.3025	0.1626
강남	0.1665	0.3091	0.4913	0.6793	0.8540	0.9973	0.8702	0.7071	0.5262	0.3483	0.2086
강남구	0.1756	0.3215	0.5142	0.7028	0.8634	0.9865	0.8607	0.6994	0.5234	0.3538	0.2206
분당	-0.0790	0.0305	0.1944	0.4005	0.6206	0.8043	0.7901	0.7270	0.6302	0.5204	0.4286
일산	0.0321	0.1607	0.3289	0.5285	0.7310	0.9056	0.8812	0.8045	0.6938	0.5702	0.4589
평촌	0.2637	0.3922	0.5228	0.6509	0.7865	0.8945	0.7968	0.6839	0.5507	0.4114	0.3012

주 : 교차상관 관계의 분석 결과는 서울시의 아파트 전세가격 지수에 대비한 결과임.

### 3. 지역별 인과 관계 분석

#### (1) 인과성 검정

##### 1) 그랜저(Granger)의 인과성 검정

위너(Weiner, 1956)의 연구 결과에 기초하여, 그랜저(Granger, 1963, 1969)는 시계열들 사이에 존재하는 ‘인과성(causality)’의 개념을 정형화하였는데, 기본적인 개념은 다음과 같다.<sup>59)</sup> 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 에 대하여 과거로부터 현재( $t$ )에 이르기까지의 모든 역사적인 정보(historical information)의 집합을 각각  $X_t = \{x_t, x_{(t-1)}, \dots\}$ 와  $Y_t = \{y_t, y_{(t-1)}, \dots\}$ 로 정의하고, 현재에 이르기까지 축적된 모든 정보의 집합(information set)을  $\{I_t\}$ 로 정의할 경우, 다음과 같은 조건이 성립된다고 가정할 수 있다.

<식 3.15>  $X_s \subseteq I_t$  그리고  $Y_s \subseteq I_t$ ,  $s \leq t$ .

<식 3.15>의 의미는 현재에 이르기까지의 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 에 대한 모든 역사적인 정보가 시간의 차이에 따라 모든 정보의 집합  $\{I_t\}$ 에 포함되어 있다는 사실을 의미한다. 이와 같은 조건에서, 집합  $\{I_{(t-1)} - X_{(t-1)}\}$ 의 정보를 활용하는 것보다 집합  $\{I_{(t-1)}\}$ 의 정보, 즉  $(t-1)$ 기에 이르기까지  $\{x_t\}$ 의 정보가 배제된 정보에 비하여  $(t-1)$ 기에 이르기까지의 모든 정보를 활용하는 것이  $\{y_t\}$ 를 보다 정확하게 ‘설명(explain)’ 또는 ‘예측(predict)’하게 되는 경우, 시계열  $\{x_t\}$ 가 시계열  $\{y_t\}$ 를 ‘인과(cause)’하는 것으로 정의한다. 또한, 집합  $\{I_{(t-1)}\}$ 의 정보를 활용하는 것보다 집합  $\{I_{(t-1)} \cup X_t\}$ 의 정보, 즉  $(t-1)$ 기에 이르기까지의 모든 정보에 비하여  $(t-1)$ 기에 이르기까지의 모든 정보와 시계열  $\{x_t\}$ 의  $t$ 기 정보를 추가로 활용하는 것이  $\{y_t\}$ 를 보다 정확하게 ‘설명’ 또는 ‘예측’하게 되는 경우, 시계열  $\{x_t\}$ 가 시계열  $\{y_t\}$ 를 ‘즉시적으로 인과(instantaneously cause)’하는 것으로 정의한다.<sup>60)</sup>

59) 본 연구에서 제시되고 있는 그랜저에 의한 인과성의 개념에 대한 정의는 게웨케(Geweke, 1982, 209쪽)에 기초하고 있다. 보다 자세하고 기술적인 정의는 게웨케(Geweke, 1984)와 그랜저(Granger, 1982) 등을 참조하기 바란다.

두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 에 대하여 그랜저의 인과성, 즉 상호 관계를 실증적으로 검증하기 위해서 다음과 같은 2개의 회귀 방정식을 고려할 수 있다.

$$\text{<식 3.16>} \quad y_t = \alpha_1 + \beta_1' Y_{(t-p)} + \gamma_1' X_{(t-p)} + \varepsilon_{yt} ,$$

그리고

$$\text{<식 3.17>} \quad x_t = \alpha_2 + \beta_2' X_{(t-q)} + \gamma_2' Y_{(t-q)} + \varepsilon_{xt} .$$

여기에서 착란항(disturbance terms)  $\varepsilon_{xt}$ 와  $\varepsilon_{yt}$ 는 두 시계열 상호간에 상관 관계가 없으며,<sup>61)</sup>  $Y_{(t-p)}' = \{y_{(t-1)}, y_{(t-2)}, \dots, y_{(t-p)}\}$ 와  $X_{(t-p)}' = \{x_{(t-1)}, x_{(t-2)}, \dots, x_{(t-p)}\}$ 는 각각  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의  $p$ -차분 벡터로 정의된다. <식 3.16>에서, 귀무가설  $H_0: \gamma_1' = 0$ 이 통계적으로 유의하여 기각되면, 시계열  $\{x_t\}$ 가 시계열  $\{y_t\}$ 를 그랜저의 의미에서 ‘인과’하는 것으로 판정한다. 반대로, <식 3.17>에서, 귀무가설  $H_0: \beta_2' = 0$ 이 통계적으로 유의하여 기각되면, 시계열  $\{y_t\}$ 가 시계열  $\{x_t\}$ 를 그랜저의 의미에서 ‘인과’하는 것으로 판정한다.

한편, <식 3.16>과 <식 3.17>에 대한 귀무가설  $H_0: \gamma_1' = 0$ 과  $H_0: \beta_2' = 0$ 이 각각 통계적으로 유의하여 모두 기각되면, 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 가 상호간에 그랜저의 의미에서 상호 ‘인과’하는 것으로 판정하며, 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 로 구성된 새로운 시계열  $z_t = \{x_t, y_t\}$ 는 ‘피드백 체계(feedback system)’를 구성하게 된다.<sup>62)</sup> 앞에서 살펴본 바와 같이, 그랜저의 인과성 검증에 대한 개념 및 정의, 즉 시계열  $\{x_t\}$ 가  $\{y_t\}$ 를 ‘인과’

60) 그랜저에 의한 인과성의 개념 및 검증 방법은 많은 연구를 통하여 논의되었으며, 특히 이러한 논의는 철학적인 의미에서의 인과 관계에 대한 고찰로 이어졌다. 그러나, 그랜저의 인과성 개념에 대한 정의에서 나타나는 바와 같이, 이는 철학적인 의미에서의 인과 관계가 아닌 두 시계열의 상호 관계를 설명 또는 예측하는 과정에서 시계열 사이의 설명력 및 예측력, 또는 이와 유사한 능력의 제고에 대한 상호 관계를 의미한다. 그리고, 많은 연구의 분석 결과에 의하면, 그랜저의 인과성은 대상 시계열의 사전적 결정성(predeterminedness) 또는 외생성(exogeneity)을 위한 필요 조건이나 충분 조건이 아니라는 것 또한 증명되었다. 따라서, 그랜저의 인과성 검증은 설명 변수로 활용되는 특정 시계열이 내생 변수라기보다는 사전적으로 결정되었다는 가정을 검증하는데 결코 유용하지 않다는 점을 의미한다. 이와 같은 연구 결과에 대한 보다 자세한 논의는 앵글, 헨드리와 리차드(Engle, Hendry and Richard, 1983)와 우(Wu, 1983) 등을 참조하기 바란다.

61) 즉,  $Cov[\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt}] = 0$ .

62) 이에 대한 보다 자세한 논의는 저지 등(Judge, *et al.*, 1985, 667~669쪽)를 참조하기 바란다.

한다는 것은  $\{x_t\}$ 가 원인이 되어  $\{y_t\}$ 가 영향을 받는다는 의미가 아니고,  $\{x_t\}$ 의 과거 값들이  $\{y_t\}$ 를 통계적으로 보다 정확하게 설명 또는 예측하는 데 도움이 된다는 것을 의미하며, 이는 결과적으로 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 의 과거 값들이 상호간에 대상 시계열을 통계적으로 보다 정확하게 설명 또는 예측할 수 있는 정보를 갖고 있다는 것을 뜻한다.<sup>63)</sup>

이와 같은 검정 과정에서 <식 3.16>에 대하여 적용되는 통계량은  $F$ -통계량으로서, 다음과 같이 정의된다.

$$\text{<식 3.18>} \quad \mathcal{F} = \frac{(SSR_u - SSR_r)/p}{SSR_r/(T-2p)} \sim F_{(p, T-2p)} .$$

여기에서  $SSR_u$ 와  $SSR_r$ 는 각각 대립가설( $H_1 : \gamma_1' \neq 0$ )과 귀무가설( $H_0 : \gamma_1' = 0$ )에 기초하여 산출되는 잔차항 자승의 합(sum of squared residuals)이고,  $T$ 와  $p$ 는 각각 자료의 수와 회귀 방정식에 포함되는 자기시차변수 및 설명변수의 시차를 의미한다.<sup>64)</sup>

한편, 주어진 자료의 수에 기초하여  $F$ -통계량의 분포를 결정하는 모수(parameter)  $p$ , 즉 자기시차변수 및 설명변수의 시차는 개별 회귀 방정식의 추정 결과에 대한 특정한 기준을 만족하도록 설정된다. 일반적으로, 자기회귀(autoregressive : AR) 모형의 시차 결정에 대한 기준으로서 가장 많이 활용되는 기준은 아카이케 정보 기준(Akaike information criterion : AIC)와 슈와르츠 정보 기준(Schwarz information criterion : SIC) 등이며,<sup>65)</sup> 이들은 각각 다음과 같이 정의된다.

63) 물론, <식 3.16>과 <식 3.17> 모두에서의 귀무가설이 통계적으로 유의하지 않아 상호 기각되는 경우, 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 가 상호간에 그랜저의 의미에서 상호 '인과'의 관계가 존재하지 않는 것으로 판단한다.

64) 한편, <식 3.17>에 대하여 적용되는  $F$ -통계량은, 다음과 같다.

$$\mathcal{F} = \frac{(SSR_u - SSR_r)/q}{SSR_r/(T-2q)} \sim F_{(q, T-2q)} .$$

여기에서  $SSR_u$ 와  $SSR_r$ 는 각각 대립가설( $H_1 : \beta_2' \neq 0$ )과 귀무가설( $H_0 : \beta_2' = 0$ )에 기초하여 산출되는 잔차항 자승의 합이고,  $T$ 와  $q$ 는 각각 자료의 수와 회귀 방정식에 포함될 자기시차변수 및 설명변수의 시차를 의미한다.

65) 이밖에도, 아카이케 등에 의한 최종 예측 오차 기준(final prediction error criterion : FPE)과 파젠(Parzen)에 의한 자기회귀 이전 함수 기준(criterion autoregressive transfer function : CAT) 등의 최소화 기준이 활용되는데, 이는 주어진  $AR(p)$  모형에서 산출된 잔차항의 표본 분산( $\hat{\sigma}_p^2$ )을 활용하여

$$\text{<식 3.19> } AIC(\hat{p}) = \min \{ AIC(p) = \ln \hat{\sigma}_p^2 + \frac{2p}{T} \mid p=1, \dots, m \},$$

그리고,

$$\text{<식 3.20> } SIC(\hat{p}) = \min \{ SIC(p) = \ln \hat{\sigma}_p^2 + \frac{p \ln T}{T} \mid p=1, \dots, m \} .$$

본 연구에서는 아카이케 정보 기준(AIC)에 기초하여, 자기회귀 모형의 시차 및 독립 변수의 시차를 결정하였다. 그리고, 지역별 아파트 매매가격 지수 및 전세가격 지수에 대한 자기회귀 모형의 시차를 결정한 결과는 각각 <표 III-4>와 같다.

**<표 III-4> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 지역간 시차(AIC)**

구분		강북	강남구	분당	일산	평촌
아파트 매매가격 지수	강북	1	10	1	2	9
	강남		6	5	3	3
	강남구			3	3	3
	분당				4	7
	일산					7
아파트 전세가격 지수	강북	3	7	2	2	4
	강남		2	2	2	3
	강남구			2	2	4
	분당				2	3
	일산					7

먼저, 아파트 매매가격 지수의 지역간 시차는 강북과 강남구가 10개월로서 가장 길게 나타났고, 강북과 강남 및 강북과 분당이 1개월로서 가장 짧게 나타났다. 여타 지역의

각각 다음과 같이 정의된다(저지 외(Judge, *et al.*, 1985), 241~247쪽 참조).

$$FPE(\hat{p}) = \min \{ FPE(p) = \frac{T+p}{T-p} \hat{\sigma}_p^2 \mid p=1, \dots, m \},$$

그리고,

$$CAT(\hat{p}) = \min \{ CAT(p) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^p \frac{1}{\hat{\sigma}_j^2} - \frac{1}{\hat{\sigma}_k^2} \mid p=1, \dots, m \} .$$



경우, 3개월(1분기)의 시차가 가장 많은 것으로 나타났으나, 지역별로 큰 차이가 있는 것으로 분석되었다. 다음으로, 아파트 전세가격 지수의 지역간 시차는 강북과 강남구, 그리고 일산과 평촌이 7개월로 가장 긴 반면, 상당수의 지역은 2개월의 시차를 갖고 있으며, 다른 지역은 3~4개월의 시차를 갖고 있는 것으로 분석되었다.

## 2) 게웨케(Geweke)의 인과성 검정

두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 가 공적분의 관계에 있을 경우, 게웨케(Geweke, 1982)는 두 시계열 사이에 존재하는 인과 관계를 검정하기 위하여 다음과 같은 정준(canonical) 형태의 회귀식을 제안하였다.

$$\text{<식 3.21> } x_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad \text{Var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_1^2$$

$$\text{<식 3.22> } x_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j y_{t-j} + \varepsilon_{2t}, \quad \text{Var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma_2^2,$$

$$\text{<식 3.23> } x_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^s \lambda_j y_{t-j} + \varepsilon_{3t}, \quad \text{Var}(\varepsilon_{3t}) = \sigma_3^2,$$

그리고,

$$\text{<식 3.24> } x_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=-p}^s \lambda_j y_{t-j} + \varepsilon_{4t}, \quad \text{Var}(\varepsilon_{4t}) = \sigma_4^2,$$

여기에서, <식 3.21>은 상수항( $\alpha$ )이 포함된 시계열  $\{x_t\}$ 의 단순한 AR(r) 회귀식이고, <식 3.22>는 <식 3.21>에 시계열  $\{y_t\}$ 의  $s$ 개 과거 값( $y_{t-s}, y_{t-s+1}, \dots, y_{t-2}, y_{t-1}$ )이 추가된 회귀식이며, <식 3.23>은 <식 3.22>에 시계열  $\{y_t\}$ 의 현재 값( $y_t$ )이 추가된 회귀식인 반면, <식 3.24>는 <식 3.23>에 시계열  $\{y_t\}$ 의  $p$ 개 미래 값( $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+p}$ )이 추가된 회귀식이다. 따라서, 시계열  $\{x_t\}$ 의 단순한 AR(r) 회귀식 <식 3.21>을 시작으로, <식 3.22>, <식 3.23>, 그리고 <식 3.24>에 이르기까지,

시계열  $\{x_t\}$ 의 모형 설정 과정에서 시계열  $\{y_t\}$ 의 추가적인 정보가 제공되고 있다.

계웨케가 제시한 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$  사이에 존재하는 인과성의 검증 절차는 추가적으로 제공되는 시계열  $\{y_t\}$ 에 대한 정보가 시계열  $\{x_t\}$ 의 ‘설명력’ 또는 ‘예측력’을 높이는데 도움이 되는 가를 통계적으로 검증하는 것이다. 이를 위하여, 계웨케는 다음과 같은 4개의 통계량을 제시하였다.

$$\text{<식 3.25> } F_{y \rightarrow x} = T \ln \left( \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \right) \sim \chi^2(s) ,$$

$$\text{<식 3.26> } F_{x \rightarrow y} = T \ln \left( \frac{\sigma_3^2}{\sigma_4^2} \right) \sim \chi^2(p) ,$$

$$\text{<식 3.27> } F_{y \leftrightarrow x} = T \ln \left( \frac{\sigma_2^2}{\sigma_3^2} \right) \sim \chi^2(1) ,$$

그리고,

$$\text{<식 3.28>}$$

$$F_{y \leftrightarrow x} = T \ln \left( \frac{\sigma_1^2}{\sigma_4^2} \right) = F_{y \rightarrow x} + F_{x \rightarrow y} + F_{y \leftrightarrow x} \sim \chi^2(s+p+1) .$$

여기에서,  $T$ 는 표본의 수(sample size)를 의미한다.

먼저, <식 3.25>에 주어진 검정 통계량( $F_{y \rightarrow x}$ )은  $\{y_t\}$ 로부터  $\{x_t\}$ 로의 인과 관계를 검정하기 위한 것이다. 즉,  $\{y_t\}$ 의  $s$ 개 과거 정보가  $\{x_t\}$ 의 설명력 또는 예측력을 제고할 경우, <식 3.21>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_1^2$ )에 비하여 <식 3.22>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_2^2$ )은 작은 값을 갖게 된다. 따라서, 이 두개의 표본 분산의 비율( $\sigma_1^2/\sigma_2^2$ )은 1보다 큰 값을 갖게 되며, 큰 정도에 따라  $\{x_t\}$ 에 대한  $\{y_t\}$ 의 인과 관계가 있는 것으로 판정한다. 그리고, 귀무가설  $H_0 : y \rightarrow x$  하에서, 검정 통계량  $F_{y \rightarrow x}$ 의 점근적인 분포는 <식 3.21>과 <식 3.22>의 자유도 차이( $s$ )를 모수로 하는  $\chi^2$ 의 분포를 갖게 된다.

다음으로, <식 3.26>에 주어진 검정 통계량( $F_{x \rightarrow y}$ )은  $\{x_t\}$ 로부터  $\{y_t\}$ 로의 인과 관계를 검정하기 위한 것이다. 즉,  $\{y_t\}$ 의  $p$ 개 미래 정보가  $\{x_t\}$ 의 설명력 또는 예측력을 제고할 경우, <식 3.23>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_3^2$ )에 비하여 <식 3.24>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_4^2$ )은 작은 값을 갖게 된다. 이는  $\{y_t\}$ 의 미래 정보와  $\{x_t\}$ 의 현재 값이 상호 연관되어 있음을 의미하며, 이 두개의 표본 분산의 비율( $\sigma_3^2/\sigma_4^2$ )은 1보다 큰 값을 갖게 되고,  $\{y_t\}$ 에 대한  $\{x_t\}$ 의 인과 관계가 있는 것으로 판정한다. 그리고, 귀무가설  $H_0 : x \rightarrow y$  하에서, 검정 통계량  $F_{x \rightarrow y}$ 의 점근적인 분포는 <식 3.23>과 <식 3.24>의 자유도 차이( $p$ )를 모수로 하는  $\chi^2$ 의 분포를 갖게 된다.

한편, <식 3.27>에 주어진 검정 통계량( $F_{y \leftrightarrow x}$ )은 <식 3.22>에  $\{y_t\}$ 의 현재 값을 추가함으로써,  $\{x_t\}$ 의 설명력 또는 예측력이 제고될 경우, <식 3.22>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_2^2$ )에 비하여 <식 3.23>으로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_3^2$ )은 작은 값을 갖게 된다. 이는  $\{x_t\}$ 의 현재 값과  $\{y_t\}$ 의 현재 값은 상호 연계된 것을 의미하며, 이 두개의 표본 분산의 비율( $\sigma_2^2/\sigma_3^2$ )은 1보다 큰 값을 갖게 되어 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 사이에는 ‘동시 발생의 선형 인과 관계’(contemporaneous linear causality)가 존재하는 것으로 판정한다. 그리고, 귀무가설  $H_0 : y \leftrightarrow x$  하에서, 검정 통계량  $F_{y \leftrightarrow x}$ 의 점근적인 분포는 <식 3.22>와 <식 3.23>의 자유도 차이(1)를 모수로 하는  $\chi^2$ 의 분포를 갖게 된다.

마지막으로, <식 3.28>에 주어진 검정 통계량( $F_{y \leftrightarrow x}$ )은 <식 3.21>에  $\{y_t\}$ 의 과거 정보, 미래 정보 및 현재 값, 즉  $\{y_t\}$ 의 모든 정보를 추가함으로써,  $\{x_t\}$ 의 설명력 또는 예측력이 제고될 경우, <식 3.21>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_1^2$ )에 비하여 <식 3.24>로부터 산출되는 표본 분산( $\sigma_4^2$ )은 작은 값을 갖게 된다. 이는 시계열  $\{x_t\}$ 가  $\{y_t\}$ 의 모든 정보와 상호 연계된 것을 의미하며, 이 두개의 표본 분산의 비율( $\sigma_1^2/\sigma_4^2$ )은 1보다 큰 값을 갖게 되어 두 시계열  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$ 사이에는 ‘총체적 선형 인과 관계’(total linear causality)가 존재하는 것으로 판정한다. 그리고, 귀무가설  $H_0 : x \leftrightarrow y$  하에서, 검정 통계량  $F_{y \leftrightarrow x}$ 의 점근적인 분포는 <식 3.21>과 <식 3.24>의 자유도 차이( $s+p+1$ )를 모수로 하는  $\chi^2$ 의 분포를 갖게 된다.<sup>66)</sup>

66) 이상에서 살펴본 바와 같이, 게웨케가 제시한 검정 통계량은 귀무가설과 대립가설 하에서 추정되는 잔

한편, 주어진 자료의 수에 기초하여  $\chi^2$ -통계량의 분포를 결정하는 모수(parameter)들,  $\{r, s, p\}$ , 즉 자기시차변수의 시차 및 설명변수의 과거 및 미래 시차는 개별 회귀 방정식의 추정 결과에 대한 특정한 기준을 만족하도록 설정된다. 그랜저 인과성 검정 방법에서 살펴본 바와 같이, 자기회귀(AR) 모형의 시차 결정에 대한 기준으로서 가장 많이 활용되는 기준은 아카이케 정보 기준(AIC) 또는 슈와르츠 정보 기준(SIC) 등이다. 그러나, 표본의 수가 한정적일 경우, 아카이케 또는 슈와르츠 정보 기준은 점근적으로 과대 추정하여 편의(bias)를 가질 수 있다.<sup>67)</sup> 이와 같은 상황에서 많이 활용되는 점근적으로 효율적인(asymptotically efficient) 선정 기준은 쉬바타(Shibata)에 의한 선정 기준으로서, 다음과 같이 정의된다.<sup>68)</sup>

$$\text{<식 3.29> } S_T(\hat{p}) = \min \{ S_T(p) = (T+2p) \hat{\sigma}_p^2 \mid p=1, \dots, m \}$$

본 연구에서는 쉬바타의 시차 선정 기준을 <식 3.21>, <식 3.22>, 그리고 <식 3.24>에 순차적으로 적용하여, 계웨케 인과 검정 통계량의 모수( $\{r, s, p\}$ )를 산출하였다. 계웨케의 인과 검정법을 적용하기 위하여, 지역별 아파트 매매가격 지수 및 전세가격 지수에 대한 자기회귀 모형의 시차 및 설명변수의 과거 및 미래 시차를 결정한 결과는 각각 <표 III-5>와 같다. 먼저, 매매가격 지수의 경우, <식 3.21>의 자기 시차  $r$ 이 가장 큰 지역은 일산과 평촌으로 5개월이었고, 그 외의 지역은 모두 3개월 이하인 것으로 나타났다. <식 3.22>의 설명변수의 과거 시차  $s$ 는 강남과 강남구, 그리고 분당과 일산이 각각 3개월로 가장 길게 나타났고, 그 외의 지역은 모두 2개월 이하인 것으로 나타났다. 마지막으로, <식 3.24>의 설명변수의 미래 시차  $p$ 는 강북과 평촌, 강남과 분당, 강남과 일산, 그리고 분당과 평촌이 3개월로 가장 큰 반면, 그 외의 지역은 모두 2개월 이하

---

차항 분산의 차이가 통계적으로 유의한 것에 기초하고 있다. 즉, 두 시계열 사이에 인과성이 없다는 귀무가설 하에서, 대립가설 하에서 추정되는 잔차항의 분산은 추가적으로 유의한 정보를 갖지 못할 것이며, 이로 인해 두 가설 하에서 추정되는 잔차항 분산의 차이가 크지 않다는 통계적인 특성을 검정 통계량의 구축 과정에서 활용하고 있다. 따라서, 계웨케의 검정 통계량은 하우스만(Hausman, 1978) 류의 검정 방법(specification test)으로 간주할 수 있다.

67) Shibata, R., "Selection of the Order on an Autoregressive Model by Akaike's Information", *Biometrika*, Vol. 63, 1976. pp. 117-126.

68) Shibata, R., "Asymptotically Efficient Selection of the Order of the Model for Estimating Parameters of a Linear Process", *The Annals of Statistics*, Vol. 8, 1980. pp. 147-164. 한편, 쉬바타의 선정 기준은 아카이케의 선정 기준과 점근적으로 일치하기 때문에, 두개의 선정 기준은 점근적으로 동일한 최적의 특성을 갖고 있다. 보다 자세한 내용 및 참고 문헌에 대해서는, 저지 등(Judge, *et al.*, 1985, 247쪽)을 참조하기 바란다.

인 것으로 분석되었다.

<표 Ⅲ-5> 아파트 매매가격 및 전세가격 지수의 지역간 시차(Shibata)

구분		강북	강남구	분당	일산	평촌
아파트 매매가격 지수	강북	{1, 2, 2}	{1, 2, 2}	{2, 1, 2}	{2, 1, 2}	{2, 1, 3}
	강남		{1, 3, 1}	{2, 1, 3}	{2, 1, 3}	{2, 1, 2}
	강남구			{2, 2, 1}	{3, 1, 2}	{3, 1, 2}
	분당				{2, 1, 2}	{2, 3, 3}
	일산					{5, 1, 1}
아파트 전세가격 지수	강북	{1, 5, 1}	{6, 1, 1}	{6, 1, 1}	{6, 1, 1}	{6, 1, 1}
	강남		{2, 1, 2}	{2, 7, 1}	{3, 1, 6}	{3, 1, 4}
	강남구			{2, 1, 1}	{2, 1, 2}	{2, 1, 2}
	분당				{3, 1, 2}	{6, 1, 2}
	일산					{6, 1, 2}

주 : Shibata의 기준은 <식 3.21>, <식 3.22>, 그리고 <식 3.24>에 순차적으로 적용되었으며, 결과적으로 산출된 지역간 시차는  $\{r, s, p\}$ 의 순으로 산출됨.

다음으로, 전세가격의 경우, 자기 시차  $r$ 은 강북과 강남은 1개월인 반면, 강북과 여타 지역은 모두 6개월로 나타났고, 평촌 또한 분당과 일산에 대하여 6개월의 시차를 갖는 것으로 나타났다. 그러나, 여타 지역 사이의 자기 시차는 모두 3개월 이하인 것으로 나타났다. 반면, 설명변수의 과거 시차  $s$ 는 강남과 분당이 7개월, 그리고 강북과 강남이 5개월인 반면, 그 이외의 지역은 모두 1개월인 것으로 산출되었다. 그리고, 설명변수의 미래 시차  $p$ 는 강남과 일산이 6개월로 가장 길게 나타났고, 강남과 평촌이 4개월인 반면, 그 이외의 지역은 모두 2개월 이하인 것으로 분석되었다.

## (2) 아파트 매매가격의 지역간 인과성 검정 결과

서울의 강북, 강남, 강남구 등 3개 지역과 분당, 일산, 평촌 등 주요 신도시 아파트 매매가격 지수들을 대상으로 외환 위기 이전의 시기(1993년 6월~1997년 12월) 및 이후의 시기(1999년 1월~2003년 12월)에 대한 그랜저 인과성 검정의 결과는 <표 Ⅲ-6>과 같다. 먼저, 외환 위기 이전의 기간 동안에, 강북과 강남, 그리고 분당과 평촌은 상호 인과 관계에 있는 한편, 강남은 강남구에, 그리고 분당은 일산에 각각 인과 관계에 있는 것으

로 나타났다. 반면, 외환 위기 이후의 기간에 있어서, 강남과 강남구, 그리고 강남구와 분당은 상호 인과 관계를 나타냈고, 강남은 분당, 일산, 평촌 등 3개 신도시 모두에, 강남구는 강북, 일산, 평촌에, 그리고 평촌은 강북과 일산에 그랜저 인과 관계가 있는 것으로 분석되었다. 따라서, 모든 기간에 있어서, 그랜저 인과 관계에 있는 지역은 강남이 강남구에, 그리고 분당이 각각 일산과 평촌으로 나타났다.

<표 Ⅲ-6> 아파트 매매가격 지수의 기간별 그랜저 인과성 검정 결과

구분	강남	강남구	분당	일산	평촌
1993:6 ~ 1997:12					
강북	←** →*				
강남		→**			
강남구					
분당				→**	←* →*
일산					
1999:1 ~ 2003:12					
강북		←**			←**
강남		←* →**	→**	→**	→**
강남구			←* →**	→**	→**
분당					
일산					←*

주 : (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

한편, <표 Ⅲ-7>은 동일한 지역에 대한 기간별 계벡터 인과성 검정의 결과를 나타내고 있다. 외환 위기 이전의 기간에 있어서, 강남구가 강북에, 그리고 일산이 분당에 계벡터 인과 관계에 있는 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기 이후의 기간에 있어서는, 강남구와 분당, 분당과 일산, 그리고 일산과 평촌이 각각 상호 인과의 관계에 있는 것으로 나타난 한편,<sup>69)</sup> 강남은 각각 강북과 분당에, 강남구는 각각 강북과 강남에, 그리고 평촌은

69) 보다 엄밀한 의미에 있어서, 일산과 평촌은 <식 3.27>에 의하여 정의되는 검정 통계량  $F_{j \leftrightarrow X}$ 에 의한 ‘동시 발생의 선형 인과 관계’(contemporaneous linear causality)가 존재하는 한편, 강남구와 분당, 그

분당에 계웨케 인과 관계를 갖는 것으로 나타났다. 따라서, 분석 대상의 모든 기간에 있어서, 강남구는 강북에, 그리고 일산은 분당에 계웨케 의미의 인과 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 Ⅲ-7> 아파트 매매가격 지수의 기간별 계웨케 인과성 검정 결과

구분	강남	강남구	분당	일산	평촌
1993:6 ~ 1997:12					
강북		←*			
강남					
강남구					
분당				←*	
일산					
1999:1 ~ 2003:12					
강북	←**	←**			
강남		←**	→**		
강남구			←** →**		
분당				←** →**	←**
일산					←* →*

주 : (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

수도권 주요 지역의 매매가격 지수에 대한 인과 관계를 <표 Ⅲ-6>의 그랜저 인과성 검정 결과와 <표 Ⅲ-7>의 계웨케 인과성 검정 결과에 근거하여 분석 대상 시기별로 종합하여 판단할 경우, 두 가지의 검정 결과 사이에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 먼저, 외환 위기 이전에는, 두 가지의 방법에 의한 지역별 인과 관계에 대한 검정 결과가 지역별로 일치하는 분석 결과를 제시하지 못하고 있다. 그러나, 외환 위기 이후의 기간의 경우, 두 가지의 검정 방법이 지역별로 동일한 검정 결과를 제시하고 있다. 강남구와

리고 분당과 일산은 <식 3.28>에 의하여 정의되는 검정 통계량  $F_{y \leftrightarrow x}$ 에 의한 ‘총체적 선형 인과 관계’(total linear causality)가 존재하는 것으로 나타났다.

분당은 상호 인과의 관계가 있는 것으로 나타났고, 강남구는 각각 강북과 강남에 인과 관계를 갖고 있으며, 강남은 분당에, 그리고 평촌은 일산에 인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서, 두 가지 검정 결과에 대한 해석 및 판단은 두 가지 검정 방법이 공통적으로 제시하는 검정 결과에 기초할 필요성이 있는 것으로 사료된다. 또한, 이와 같은 기준에 기초하여 수도권 지역의 매매가격의 지역별 인과 관계는 외환 위기를 거치면서 지역별 가격 구조 측면에서 큰 변화가 있었던 것으로 판단된다. 그리고, 강남구와 분당의 상호 연계성과 더불어, 강남구에 소재한 아파트의 매매가격이 강북지역과 강남지역에 소재한 아파트의 매매가격에 지속적으로 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 분석된다.

### (3) 아파트 전세가격의 지역간 인과성 검정 결과

서울을 강북, 강남, 그리고 강남구 등 3개 지역으로 세분하고, 분당, 일산, 평촌 등 3개 주요 신도시에 소재한 아파트 전세가격 지수들을 대상으로 외환 위기 이전의 시기(1993년 6월~1997년 12월) 및 이후의 시기(1999년 1월~2003년 12월)에 대하여 지역별로 그랜저 인과성 검정을 실시한 결과는 <표 III-8>과 같다. 먼저, 외환 위기 이전의 기간 동안에, 강북과 강남은 각각 분당구에, 그리고 일산은 분당에 인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 반면, 외환 위기 이후의 기간에 있어서, 강북과 강남, 강남과 강남구, 강남과 평촌, 그리고 강남구와 평촌은 상호 인과의 관계를 나타냈다. 그리고, 강북은 분당과 일산에, 강남구는 분당과 일산에, 그리고 평촌은 강북과 일산에 각각 그랜저 인과 관계가 있는 것으로 분석되었다. 따라서, 분석 대상의 전기간에 있어서, 그랜저 인과 관계에 있는 지역은 강남이 강남구에 유일하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, <표 III-9>는 동일한 지역에 소재한 전세가격 지수에 대한 기간별 계웨케 인과성 검정의 결과를 나타내고 있다. 외환 위기 이전의 기간에 있어서, 강북과 평촌, 그리고 강남과 분당구가 상호 인과의 관계에 있으며, 강남이 강북에 계웨케 인과 관계에 있는 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기 이후의 기간에 있어서는, 강북이 강남, 강남구, 일산 및 평촌과, 강남이 강남구, 분당, 일산 및 평촌과, 그리고 일산과 평촌이 각각 상호 인과의 관계에 있는 것으로 분석되었다.<sup>70)</sup> 그리고, 분석 대상 지역 사이에 있어서, 외환 위기

70) 보다 엄밀한 의미에 있어서, 강북과 강남구 및 평촌, 강남과 일산 및 평촌, 그리고 일산 및 평촌은 각각 <식 3.27>에 의하여 정의되는 검정 통계량  $F_{y \leftrightarrow x}$ 에 의한 ‘동시 발생의 선형 인과 관계’(contemporaneous linear causality)가 존재하는 한편, 강북과 강남 및 일산, 그리고 강남과 강남구 및 분당은 각각 <식 3.28>에 의하여 정의되는 검정 통계량  $F_{y \leftrightarrow x}$ 에 의한 ‘총체적 선형 인과 관계’(total linear causality)가 존재하는 것으로 분석되었다.



이후의 기간에서는 지역간 일방적인 계통케 인과 관계가 있는 지역은 없는 것으로 검정 결과가 도출되었다. 따라서, 분석 대상의 모든 기간에 있어서, 강남과 분당, 그리고 강북과 평촌은 상호 인과 관계에 있는 것으로 분석된 반면, 일방적 인과 관계를 보인 지역은 강남이 강북에 대하여 유일하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 III-8> 아파트 전세가격 지수의 기간별 그랜저 인과성 검정 결과

구분	강남	강남구	분당	일산	평촌
1993:6 ~ 1997:12					
강북		→*			
강남		→**			
강남구					
분당				←**	
일산					
1999:1 ~ 2003:12					
강북	←** →*		→**	→*	←**
강남		←* →**			←** →*
강남구			→*	→*	←* →*
분당					
일산					←**

주 : (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

매매가격 지수에 대한 검정 결과와 유사하게, 수도권 주요 지역의 매매가격 지수에 대한 인과 관계를 <표 III-8>의 그랜저 인과성 검정 결과와 <표 III-9>의 계통케 인과성 검정 결과에 근거하여 분석 대상 시기별로 종합하여 판단할 경우, 두 가지 검정 결과에 있어서 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 먼저, 외환 위기 이전에는, 두 가지의 방법에 의한 지역별 인과 관계에 대한 검정 결과가 지역별로 일치하는 분석 결과를 제시하지 못하고 있다. 그러나, 외환 위기 이후의 기간의 경우, 두 가지의 검정 방법이 일부 지역별로 동일한 검정 결과를 제시하고 있다. 강북과 강남, 강남과 강남구, 그리고 강남과 평촌 사이에는 상호 인과의 관계가 있는 것으로 나타난 반면, 강북은 일산에, 그리고 평촌은 각각 강북과 일산에 인과 관계가 있는 것으로 분석되었다. 따라서, 수도권 주요 지

역의 전세가격 지수에 대한 인과성 검정 결과에 대한 해석 및 판단은 그랜저 및 계웨케의 두 가지 검정 방법이 공통적으로 제시하는 검정 결과에 기초할 필요성이 있는 것으로 사료된다. 그러나, 강남구와 분당의 상호 연계성이 강한 것으로 나타난 매매가격 지수에 대한 검정 결과와는 달리, 전세가격 지수는 강남에 소재한 주택의 전세가격이 강남구는 물론이고 강북지역 및 평촌에 소재한 주택의 전세가격에 지속적으로 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 분석된다.

<표 Ⅲ-9> 아파트 전세가격 지수의 기간별 계웨케 인과성 검정 결과

구분	강남	강남구	분당	일산	평촌
1993:6 ~ 1997:12					
강북	←**				←* →*
강남			←** →**		
강남구					
분당					
일산					
1999:1 ~ 2003:12					
강북	←** →**	←** →**		←** →**	←** →**
강남		←** →**	←** →**	←** →**	←** →**
강남구					
분당					
일산					←** →**

주 : (\*\*)과 (\*)는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

#### 4. 지역별 순환 주기의 시차 분석

본 절에서는 제2장의 제3절에서 분석된 수도권 지역의 주요 지역의 아파트 매매가격 및 전세가격 지수가 시현하는 순환 주기에 기초하여, 지역별 순환 주기의 시차를 비교·분석하고자 한다. 본 절의 분석 결과는 기본적으로 제2장의 제3절에서 활용된 HP 필터에 의

하여 산출된 지역별 순환 변동치에 기초하고 있다. 특히, 본 연구의 분석 대상이 되는 지역별 주택 매매가격 및 전세가격 지수에 대한 순환 변동치가 갖고 있는 순환 주기의 시차, 즉 정점과 저점을 상호 비교·분석할 수 있는 근거는 HP 필터의 동일한 분석 방법이 월별 모수의 동일한 기준에 입각하여 적용되어 산출된 분석 결과를 비교하고, 분석한다는 점이다. 특히, 분석 대상의 기간에 있어서, 분석 대상의 모든 지역별 시계열은 동일한 분석 시계(時界, time horizon)를 갖고 있다는 점 또한 중요한 기준을 형성할 것이다.

## (1) 매매가격

수도권 주요 지역의 아파트 매매가격 지수에 대한 HP 필터의 적용을 통하여 산출된 지역별 순환 변동의 주기 비교는 <표 III-10>에 정리되어 있다. 먼저, 순환 주기적 측면에서, 분석 대상 기간인 1993년 6월 이후부터 제4순환기의 수축 국면이 진행 중인 지역은 강북과 평촌인 반면, 제5순환기의 확장 국면이 진행 중인 지역은 강남, 강남구, 분당 및 일산인 것으로 나타났다.

<표 III-10> 아파트 매매가격 지수의 지역별 순환 주기 비교

구분	제1 순환기		제2 순환기		제3 순환기		제4 순환기		제5 순환기
	저점	정점	저점	정점	저점	정점	저점	정점	저점
강북	1994.03	1994.11	1996.04	1997.11	1998.12	2000.07	2001.05	2002.12	—
강남	1994.03	1995.08	1996.04	1997.10	1998.11	1999.12	2001.05	2002.11	2003.06
강남구	1994.03	1995.09	1996.03	1997.10	1998.12	2000.05	2001.05	2002.10	2003.07
분당	1994.02	1994.10	1996.04	1997.10	1998.12	1999.11	2001.05	2002.11	2003.07
일산	1993.06	1994.07	1996.05	1997.09	1998.12	1999.11	2002.05	2002.11	2003.06
평촌	1994.02	1994.11	1996.05	1997.10	1999.03	2000.01	2001.06	2002.11	—

한편, 외환 위기를 전후한 기간을 대상으로 순환 주기의 기준일을 지역별로 살펴볼 경우, 분석 대상의 지역에 대한 외환 위기 발생 이전의 제2순환기 정점은 1997년 9~11월 경에 발생한 것으로 나타났다. 그러나 그 이후의 제3순환기 저점은 강남이 1998년 11월로 가장 빠른 반면, 평촌은 이보다 4개월이 늦은 1999년 3월로 나타났다. 또한, 제3순환기의 정점은 분당과 일산이 1999년 11월로 가장 빠른 반면, 강남과 평촌은 각각 1999년 12월과 2000년 1월로 나타났고, 평촌과 강북은 각각 2000년 5월과 7월로 상당히 늦게 나

타나는 것으로 분석되었다. 그리고 제4순환기 이후의 지역별 순환 주기를 비교하여 살펴보면, 저점은 2001년 5~6월경에 시현되었고, 정점은 2002년 10~12월경에 나타나 비교적 지역별로 아파트 매매가격의 동조화(同調化) 및 공동화(共動化) 현상이 나타난 것으로 판단된다.

## (2) 전세가격

수도권 주요 지역의 아파트 전세가격 지수의 지역별 순환 변동의 주기 비교는 <표 III-11>과 같다. 순환 주기적 측면에서 해당 지역의 아파트 전세가격 지수가 갖고 있는 순환 변동을 살펴보면, 분석 대상 기간인 1993년 6월 이후부터 모든 지역의 전세가격이 제4순환기의 수축 국면이 진행 중인 것으로 나타나, 매매가격의 경우와는 매우 다른 것으로 분석되었다.

<표 III-11> 아파트 전세가격 지수의 지역별 순환 주기 비교

구분	제1 순환기		제2 순환기		제3 순환기		제4 순환기		제5 순환기
	저점	정점	저점	정점	저점	정점	저점	정점	저점
강북	1994.02	1994.10	1996.03	1997.12	1998.10	2000.08	2001.04	2002.09	-
강남	1994.03	1995.08	1996.03	1997.10	1998.10	2000.08	2001.04	2002.08	-
강남구	1994.03	1995.09	1996.03	1997.10	1998.10	2000.07	2001.04	2002.08	-
분당	1994.01	1994.09	1996.01	1996.12	1998.08	1999.11	2001.04	2002.02	-
일산	1993.06	1994.07	1996.01	1997.01	1998.09	2000.06	2001.04	2002.06	-
평촌	1994.02	1994.10	1996.04	1997.03	1998.11	2000.05	2001.05	2002.03	-

외환 위기를 전후한 기간을 대상으로 전세가격 지수의 순환 주기 기준일을 지역별로 살펴볼 경우, 분석 대상의 지역에 대한 외환 위기 발생 이전의 제2순환기 정점은 분당, 일산, 평촌 등 3개 주요 신도시 지역의 경우 외환 위기가 발생하기 훨씬 이전인 1996년 12월부터 1997년 3월에 이르기까지 빠르게 나타났다. 반면, 서울의 강북, 강남, 그리고 강남구의 정점은 외환 위기가 발생하기 직전인 1997년 10~12월경에 발생한 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기가 발생한 이후의 제3순환기 정점은 분당이 1999년 11월로 가장 빠르게 나타났고, 평촌과 일산이 2000년 5~6월로 상반기에 시현된 반면, 서울의 주요 지역은 2000년 7~8월로 하반기에 나타났다.

한편, 제4순환기의 저점은 분석 대상의 모든 지역에서 2001년 4~5월경인 것으로 분석된 반면, 정점은 분당이 2002년 2월로 가장 빠르게 나타났고, 평촌과 일산이 같은 해의 상반기에 나타난 반면, 서울 지역은 2002년 8~9월로서 하반기에 늦게 나타난 것으로 분석되었다. 따라서 제4순환기 정점 이후의 전세가격의 경우, 매매가격과는 다르게 지역별로 매우 상이한 시차를 보이는 것으로 나타났다.

## 5. 소결론

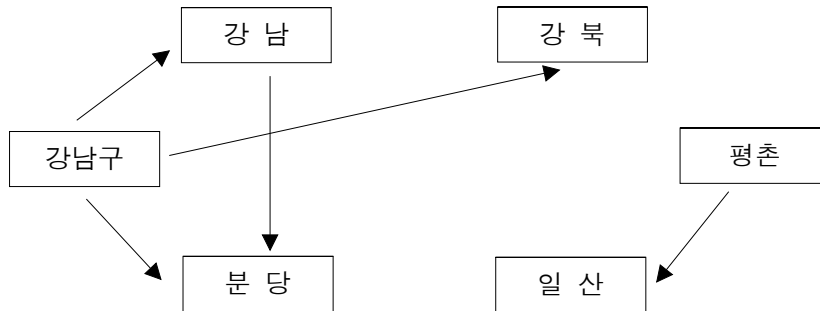
제3장에서는 매매가격 및 전세가격 사이에 존재하는 상관 관계를 분석하였다. 이를 위하여 우선 지역간 시계열의 안정성을 검정하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 매매가격에 대한 공적분 검정 결과를 보면, 강남구의 매매가격 지수는 강북, 강남, 일산 및 평촌 등의 매매가격 지수들과 공적분 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나, 일반적으로 장기적 균형 관계가 존재한다고 여겨지는 분당과는 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 그 밖의 다른 지역들의 경우 강북과 강남구, 일산과 평촌 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 전세가격에 대한 공적분 검정 결과를 보면, 강북의 전세가격 지수는 강남 및 강남구와 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그 외 지역의 전세가격 지수들 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않았다.

다음으로, 지역별 아파트가격 사이의 시차 분석 결과를 보면, 매매가격은 외환 위기를 전후한 모든 기간에 있어서, 분석 대상의 모든 지역에서 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 이는 매매 과정에서 발생하는 가격 변화의 효과가 빠르게 인근 지역으로 파급되기 때문으로 이해된다. 전세가격은 외환 위기 이전에는 서울시의 강북, 강남 및 강남구, 그리고 평촌은 동행하는 한편, 분당은 3개월, 그리고 일산은 2개월 정도 후행하는 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기 이후에는 분석 대상의 모든 지역에서 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않았다. 이와 같은 현상은 외환 위기를 거치면서, 수도권 지역의 주택시장의 가격 구조에 변화가 있음을 의미하며, 특히 지역별 매매가격 및 전세가격의 공동화(共動化)가 진행되고 있는 것으로 풀이된다.

마지막으로, 지역간의 주택 가격이 상호간에 미치는 영향을 위하여 인과성 검정을 실시하였다. 수도권 주요 지역의 가격 지수의 인과 관계에 대한 해석은 그랜저와 게웨케, 두 가지 검정 방법이 공통적으로 제시하는 결과에 기초하여 제시하였다. 매매가격은 외환 위기 이전에는 두 검정 방법에서 지역별로 일치하는 분석결과를 제시하지 못하였다. 그러나, 외환 위기 이후의 경우 지역별로 동일한 검정 결과를 제시하고 있다. 특히, 외환

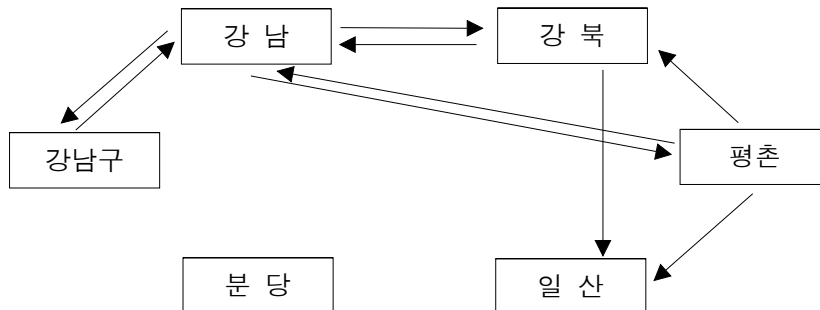
위기 이후 가격의 파급 경로(<그림 Ⅲ-1>참조)를 살펴보면 강남구와 분당이 상호 인과 관계를 가지고 있으며, 강남은 분당에, 그리고 평촌은 일산에 인과 관계가 있는 것으로 나타났다.

<그림 Ⅲ-14> 외환 위기 이후의 매매가격 인과 관계



그리고, <그림 Ⅲ-2>에 나타난 바와 같이 전세가격 또한 외환 위기 이후에 지역별로 일치하는 점정 결과를 제시하고 있다. 외환 위기 이후, 강북과 강남, 강남과 강남구, 그리고 강남과 평촌 사이에 상호 인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고, 강북은 일산에, 평촌은 각각 강북과 일산에 대해 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<그림 Ⅲ-15> 외환 위기 이후의 전세가격 인과 관계



74.주택 가격의 지역간 상관 관계 분석 연구

## 제4장

### 결론 및 정책적 시사점

최근 주택시장은 크게 침체되고 있다. 주택 매매가격과 전세가격이 또한 크게 하락하고 있지는 않지만, 미분양이 급격하게 증가하고 있고, 주택건설 사업승인실적 또한 크게 감소하고 있다. 그리고, 주택 경기의 선행 변수로 사용되고 있는 건축허가면적 또한 거의 1년 동안 감소추세가 지속되고 있다.

최근 부동산 및 건설 경기의 연착륙 방안이 정책적 과제로 부각되고 있다. 특히, 2003년 한 해 동안 정부의 강력한 시장 안정화 정책이 시행된 지 1년도 되지 않아 건설경기의 연착륙방안이 논의되고 있는 것이다. 지난 몇 년간 국내 건설시장에서 주택시장이 차지하는 비중이 50%를 상회한 점을 감안하면 주택시장을 배제한 상황에서 건설경기의 연착륙 방안을 마련하기는 결코 쉽지 않아 보인다.

단기적인 시각으로 정부 정책의 적절성 여부를 판단하기는 매우 어려운 일이다. 그러나, 정부 정책의 판단 근거는 좀더 명확해질 필요성이 있다. 정책이 ‘언제’, ‘어떤 방식으로’, ‘어떤 강도로’ 시행되느냐는 매우 문제이며, 이를 위해 시장에 대한 충분한 이해가 선행되어야 한다. 특히, 투자적 수요가 강하고 지역간 미치는 영향이 큰 수도권에 있어서는 보다 세밀하게 시장 분석 작업이 이루어 져야 한다.

1993년 6월 이후부터 2003년 12월 말에 이르는 기간 동안에, 서울의 강북, 강남 및 강남구 등 3개 지역, 그리고 분당, 일산 및 평촌 등 3개 주요 신도시에 소재한 아파트의 매매가격 및 전세가격을 통해 지역별 주택 시장간 상호 관계 및 파급 경로를 분석한 결과는 다음과 같이 나타났다.

매매가격의 경우, 외환 위기를 전후한 모든 기간에 있어서, 분석 대상의 모든 지역에서 월(月) 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 이는 매매 과정에서 발생하는 가격 변화의 효과가 빠르게 인근 지역으로 파급되기 때문으로 이해된다. 반면, 전세가격은 외환 위기 이전에는 서울시의 강북, 강남 및 강남구, 그리고 평촌은 동행하는 한편, 분당은 3개월, 그리고 일산은 2개월 정도 후행하는 것으로 나타났다. 그러나, 외환 위기 이후에는, 분석 대상의 모든 지역에서 전세가격은 매매가격과 마찬가지로 월 단위 이상의 시차가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 외환 위기를 거치면서, 수도권의 지역별 시장의 가격 구조에 변화가 있음을 의미하며, 특히 지역별 매매가격 및 전세가격의 공동화(共動化)가 진행되고 있는 것으로 판단된다.



한편 주택 가격의 파급 경로를 살펴보면, 우선 매매가격의 경우 외환 위기 이후 강남구와 분당은 상호 인과의 관계가 있는 것으로 나타났다. 강남구는 각각 강북과 강남에 인과 관계를 갖고 있으며, 강남은 분당에, 그리고 평촌은 일산에 인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고, 강남구와 분당의 상호 연계성과 더불어, 강남구에 소재한 주택의 매매가격이 강북지역과 강남지역에 소재한 주택의 매매가격에 지속적으로 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 분석된다. 전세가격의 경우, 위기 이후 강북과 강남, 강남과 강남구, 그리고 강남과 평촌 사이에는 상호 인과의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 강북은 일산에, 그리고 평촌은 각각 강북과 일산에 인과 관계가 있는 것으로 분석되었다. 그러나, 강남구와 분당의 상호 연계성이 강한 것으로 나타난 매매가격 지수에 대한 검정 결과와는 달리, 전세가격 지수는 강남에 소재한 주택의 전세가격이 강남구는 물론이고 강북지역 및 평촌에 소재한 주택의 전세가격에 지속적으로 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 분석된다.

이상의 결과를 종합해 보면 주택시장은 외환 위기를 기점으로 매우 큰 변화를 보이고 있는 것으로 나타났다. 외환 위기 이전에 비해 지역간의 영향력을 미치는 경우가 매우 많아졌으며, 지역간의 시차가 거의 없어 매우 빠르게 상호 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 인터넷 발달을 통한 정보의 공개, 주택금융의 용이성, 거래량의 증가 등을 원인으로 볼 수 있다. 최근 인터넷이 급속하게 발달하고, 부동산 정보업체들이 대거 등장하면서 부동산 시장정보에 대한 접근이 용이해 졌다. 이를 통한 정보의 공유는 주택의 하부 시장간 상호 작용을 더욱 밀접하게 만들고 있는 것으로 판단된다.

그리고, 외환 위기 이후 은행권의 기업 대출이 줄어들고 가계 대출이 증가한 것 또한 큰 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 외환 위기 이후 은행들이 기업 대출보다는 주택을 담보로 한 가계 대출 확대에 적극 나섬에 따라 가계 대출이 5년 6개월 동안 무려 210조 원 규모로 증가하였다. 이에 따라 전체 가계 대출에서 예금은행이 차지하는 비중은 지난 1998년말의 31.9%에서 2004년 6월말에는 61.2%로 2배 가까이 높아졌다. 마지막으로 수요자의 시장에 대한 반응 속도의 증가를 들 수 있다. 정보가 공개되고, 가계 대출이 늘어남과 동시에 부동산 시장에 대한 수요자가 시장 상황에 더욱 민감하게 반응하고 있다.

이와 같이 지역별 주택시장이 매우 긴밀한 관계를 가지고 유기적으로 변화함에 따라 정부 정책의 방향 또한 달라져야 할 것이다. 특히 특정지역의 가격 억제를 통해 전국 주택가격을 통제하고자 하는 정책은 지양되어야 할 것이다. 향후 특정 지역에 대한 규제만으로 주택시장을 안정화시키는 정책 효과는 점점 더 작아질 수 밖에 없기 때문이다.

## 참고 문헌

### 국내 문헌

- 김기화, 『경기순환이론』, 다산출판사, 1990.
- 김의준·김양수·신명수, “수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석”, 『국토계획』, 제35권 제4호, 2000.8.
- 박용석, 『부동산 경기 변동과 가격 결정 요인에 관한 연구 : 주택시장을 중심으로』, 단국대학교 경제학과 박사학위 논문, 2003
- 박현수·정수연·노태욱, “공간계량모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석”, 『국토계획』, 제38권 제5호, 115~125쪽, 2003.10.
- 서승환, “부동산 경기변동의 결정 요인과 부동산 정책”, 『지역연구』, 제19권 제3호, 19~39쪽, 2003.
- 서후석·변재현, 『아파트 투자 지표 개발에 관한 연구』, 한국건설산업연구원, 1999.9
- 윤승봉·장봉규·정창무, “서울시 분양 아파트 시장의 평형별 분화에 관한 연구”, 『국토계획』, 제39권 제1호, 235~249쪽, 2004.2.
- 이금희, “한국 경제 시계열의 계절 조정 방법: X-12-ARIMA법을 중심으로”, 『경제분석』 제3권 제4호, 한국은행 금융경제연구소, 205~242쪽, 1998.
- 이금희, “국민소득 통계의 추세 및 순환 변동 계열 추출 방법”, 『계간 국민계정』, 창간호, 23~58쪽, 2000.6.
- 이상경, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구”, 『국토계획』, 제38권 제7호, 81~90쪽, 2003.
- 이용만·이상한, “강남지역의 주택 가격이 주변지역의 주택 가격을 결정하는가?”, 『국토계획』, 제39권 제1호, 73~91쪽, 2004.2.
- 이종원·이상돈, 『RATS를 이용한 계량경제분석』, 박영사, 2000.
- 장광수·전봉걸, “주요 실물경제지표의 경기순환적 특성”, 한은조사연구 2000-16, 한국은행, 2000.10.
- 정유진·최막중, “서울시 주택시장간 주택 가격 결정요인의 차이에 관한 연구”, 대한도시계획학회, 『2002년 추계학술대회 논문집』, 829~839쪽, 2002.
- 조하현, “우리 나라 경기 변동 현상의 특성과 연구 과제: Hodrick-Prescott필터에 의한

분석”, 『경제학연구』 제39권 제2호, 285~313쪽, 1991.

최공필, “경기종합지수를 활용한 경기 분석 및 예측의 실제”, 한국은행 연수원 강의 자료, 2000. 7.

최명섭·김의준·박정욱, “공간종속성을 고려한 서울시 아파트 가격의 공간 영향력”, 『지역연구』, 제19호 제3호, 61~80쪽, 2003.12.

통계청, “경기종합지수”, <http://www.nso.go.kr>.

## 외국 문헌

- Davidson, R., and J. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, 1993.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, “Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp. 1057-1072.
- Dickey, D. A., D. W. Jansen, and D. L. Thornton, “A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March/April, 1991, pp. 58-78.
- Dubin, R., “Spatial Autocorrelation and Neighborhood Quality” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 22, 1992, pp. 433-452.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction : Presentation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, and J.-F. Richard, “Exogeneity”, *Econometrica*, Vol. 51, 1983, pp. 277-304.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, B. C. Otto, and B-C. Chen, “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program”, *Proceedings of Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S. Bureau of the Census, 1995.
- Franses, P. H., *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*,

- Oxford University Press, 1996.
- Geweke, J., "Causality, Exogeneity, and Inference", in *Advances in Econometrics*, ed. by W. Hildenbrand, New York: Cambridge University Press, 1982, pp. 209–235.
- Geweke, J., "Inference and Causality in Economic Time Series Models", in *Handbook of Econometrics Vol. 2*, eds. by Z. Griliches and M. D. Intriligator, Amsterdam: North-Holland, 1984, pp. 1101–1144.
- Geweke, J., R. Meese, and W. Dent, "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence", *Journal of Econometrics*, 1983, Vol. 21, pp. 161–194.
- Gonzalo, J., "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run, Equilibrium Relationships", Discussion Paper 89–55, University of California at San Diego, 1989.
- Granger, C. W. J. "Economic Process Involving Feedback", *Information and Control*, 1963, Vol. 6, pp. 28–48.
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969, Vol. 37, pp. 424–438.
- Granger, C. W. J., "Generating Mechanisms, Models, and Causality", in *Advances in Econometrics*, ed. by W. Hildenbrand, New York: Cambridge University Press, 1982, pp. 237–253.
- Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton, 1994.
- Hausman, J., "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251–1272.
- He, L., and R. Winder, "Price Causality between Adjacent Housing Markets within a Metropolitan Area: A Case Study", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 1999, Vol. 5, No. 1, pp. 47–58.
- Holt, C. C., "Forecasting Seasonal and Trends by Exponentially Weighted Moving Averages", Office of Naval Research, Research Memorandum No. 52, 1957.
- Hodrick, R. and E. C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Working Paper, Carnegie-Mellon University, 1980; Reprinted in *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16, 1997.

- Hylleberg, S., *Seasonality in Regression*, Academic Press, Inc., 1986.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231–254.
- Johansen, S., and K. Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169–210.
- Judge, G. G., W. Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl, and T. Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, New York, 1985.
- King, R., and S. Rebelo, “Low Frequency Filtering and Real Business Cycles”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, pp. 207–231, 1993.
- Lütkepohl, H., “Recent Advances in Cointegration Analysis”, Working Paper, European University Institute, March, 2004.
- Pagan, A., and A. D. Hall, “Diagnostic Tests as Residual Analysis” (with Comments and Rejoinder), *Econometric Review*, Vol. 2, pp. 159–254, 1983.
- Park, G., “The Role of Detrending Methods in a Model of Real Business Cycles”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, pp. 479–501, 1996.
- Prescott, E. C., “Theory Ahead of Business Cycle Measurement”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, No. 10, pp. 9–22, 1986.
- Quantitative Micro Software, *EViews 3: User's Guide*, Irvine, 1997.
- Ravn, M., and H. Uhlig, “On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations”, Discussion Paper 50, Tilburg University, May, 1997.
- Shibata, R., “Selection of the Order on an Autoregressive Model by Akaike’s Information Criterion”, *Biometrika*, Vol. 63, 1976, pp. 117–126.
- Shibata, R., “Asymptotically Efficient Selection of the Order of the Model for Estimating Parameters of a Linear Process”, *The Annals of Statistics*, Vol. 8, 1980, pp. 147–164.
- Stock, J., “Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 1035–1056.
- U.S. Bureau of the Census, *X-12-ARIMA Reference Manual—Final Version 0.1*, Washington, D.C., 1998.
- Ullah, A., “Specification Analysis of Econometric Models”, *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 1, pp. 187–209, 1985.

- Wiener, N., "The Theory of Prediction", in *Modern Mathematics for Engineers*, ed. by E. F. Beckenback, New York: McGraw-Hill, 1956, pp. 165-190.
- Witkiewicz, W., "The Use of the HP-filter in Constructing Real Estate Cycle Indicators", *Journal of Real Estate Research*, vol. 23, No. 1/2, pp. 65-87, 2002.
- Wu, D.-M., "Tests of Causality, Predeterminedness, and Exogeneity", *International Economic Review*, 1983, Vol. 24, pp. 547-558.

## Web-Sites

- 부동산114, <http://www.r114.co.kr>.
- 통계청, <http://www.nso.go.kr>.



# Abstract

## A Study on the Relationship between Housing Prices in the Metropolitan Area

After the Korean economy has started to recover from the financial crisis of 1998, the housing prices in Korea started to show a sign of an increase, especially in the Metropolitan area in 2000. This was mainly due to the fact that the interest rate started to decrease for the following two reason: Firstly, there was a surplus of money supply in the economy, and, secondly, there was no barrier to financial inflow since the opening of the financial market.

Indeed, the housing prices have started to increase very rapidly since the end of 2002. During the period from 2001 to 2003, the housing sale price has increased by 14.1 percent, on the average for the whole country. For the same time period, the price in the Metropolitan area has increased by 17.5 percent, the Seoul Metropolis by 19.5 percent, and the Newtowns by 18.0 percent, respectively. In particular, the increasing rate of the housing sale price in Kangnam-Gu, a ward in Kangman, has reached to 28.2 percent during that time period, followed by 22.6 percent in Bundang-Gu, one of the Newtown, and 22.5 percent in Kangnam, the southern part of the Seoul Metropolis divided by the Han River.

Since the increasing rates of the housing prices among the regions tended to be quite different, and that of Kangnam-Gu recorded the highest, it was believed among people and policy makers that the housing price in Kangnam-Gu was at the center of inducing the increase of the housing prices in the adjacent regions. This belief had a very significant impact on the government policy on the real estate in Korea, especially on the housing prices. Since the April of 2003, the government has carried out a series of policy measures to regulate the increase of housing prices in the Metropolitan area, hoping to stabilizing the housing market, but leading to a rapid downturn of the real estate business cycle in Korea.

On the basis of this historical background, the purpose of the current empirical study is two-fold: The first is to investigate the relationship among the sale and



rental prices of the houses in the Metropolitan area by characterizing their historical records using some statistical and econometric techniques, such as unit-root test, cointegration test, cross correlation test, Granger's and Geweke's causality tests, and the extraction method of cyclical variation using the Hodrick-Prescott (HP) filter. The second is to draw some policy implications for the Metropolitan housing market on the basis of the result from these empirical studies.

The main regions under consideration of the current study are the Seoul Metropolis and the Newtowns. In particular, the Seoul Metropolis is divided into two parts, Kangbuk and Kangnam, by the Han River, and Kangnam-Gu is also under consideration, since it is believed to be at the center of the housing market in Korea. For the Newtowns, three of them are under our investigation: Bundgan-Gu, Ilsan-Gu, and Pyoungchon-Gu. And, the time period to be investigated in this study is from June of 1993 to December of 2003.

The current study consists of four chapters. Chapter One, which serves as an introductory chapter, describes the purpose of this study and research methodology employed in the empirical analysis of this study on the basis of a brief literature review on the similar or related topics. Chapter Two focuses on the analysis of the time series under study by analyzing the historical trend of the sale and rental prices of the houses in the Metropolitan area, testing the existence of unit-roots on these time series, and extracting their cyclical variations using the HP filter. Chapter Three describes the relationship of the time series by checking the existence of a long-run equilibrium relationship among the housing prices, and analyzing their causal relationships. Finally, Chapter Four summarizes the results from this empirical study, and draws some implications for the government's policy measures on the housing market in terms of price regulation.

The results from the empirical analysis employed in this study are as follows: The first result from the cross-correlation tests among the sale and rental prices of the houses in the Metropolitan area shows that their time lag is very short, especially less than a month after the financial crisis of 1998. The second result from the cointegration tests among the housing prices indicates that there is a stable long-run equilibrium relationship between the sale prices of the houses in Kangnam and the

Newtowns, excluding Bundang-Gu. However, the test does not accept that there exists a long-run equilibrium relationship between the rental prices of the houses in Kangnam and Kangbuk. The third result from the Granger's and Geweke's causality tests shows that there are quite complicate causal relationships among the housing prices in the Metropolitan area. For the case of housing sale prices, Kangnam has some causal effect on the adjacent market in the Granger's and the Geweke's sense. For the case of housing rental prices, however, their causal relationships are too complicated to draw a solid conclusion.

Since the financial crisis, the real estate market in Korea is in the process of a rapid change, especially in the housing market. The interrelationships tend to be closer and more complicated among the sub-markets. The reasons for this phenomenon are as follows: Firstly, more information on the real estate market tends to be quickly shared among market participants due to the development of on-line system using the Internet. Secondly, the portion and the amount of the households' loans on their houses has increased due to the low level of interest rates. Lastly, the response of the market participants to a change in the real estate market tends to become quite quicker than before.

It is widely accepted among the experts in the field that the current trend of the change in the Korean real estate market will continue. This implies that the current policy measures of the government on the real estate market need to be rectified in a more conformable way to the market mechanism. In particular, the policy measure of regulating the housing market in a specific area in order to regulate the overall housing market is based on a quite vague logic, which could turn out to be very ineffective soon.