통계연구(2017), 제22권 제2호, 116-128

시계열 재표본 방법론을 활용한 부동산 가격 지수 주기 분석

박노진[1)]

요약

시계열 자료의 재표본 방법을 정리하고 예제를 들어 구현하여 보았다. 예제로 우리나라 부동산 매매지수와 전세지수를 사용하였다. 매매지수와 전세지수의 유력 순환 주기를 파악하기 위해 결합자기회귀이동평균 모형을 추정하고 이를 바탕으로 모수적 주기를 구하고 피리오도그램을 통해 비모수적 주기를 구하여 보았다. 전체적으로 모수적 주기와 비모수적 주기가 일치하지 않았으며 따라서 보다 명확한 결과를 위해 추가적인 분석이 요구되었다. 본 연구에서는 재표본 방법을 사용할 것을 제안하였고 방법에 따라 다소 차이가 있었으나 종합적으로 볼 때 전세지수 주기가 매매지수 주기보다 길다고 판단되었다. 2000년 이후 자료를 사용한 경우 그 차이가 더 명확하다는 결과를 얻을 수 있었다. 본 논문에서는 부동산 지수라는 특정한 예제를 택하여 모수적, 비모수적 주기 추정법에 더하여 시계열 재표본 방법을 사용함으로 주기에 대한 추가적이고 유용한 정보를 얻을 수 있음을 시도하였다.

주요용어 : 박스-젠킨스 모형, 부동산 가격지수, 예측, 피리오도그램, 자기회귀 모형

1. 서론

시계열 데이터의 주기를 파악하기 위해서 모델을 기반으로 하는 모수적 분석과 피리오도그램을 이용한 비모수적 분석이 사용된다(조신섭 등, 2016). 그런데 같은 시계열 자료에 대한 두 분석의 결과가 다르게 나타나는 일이 있어 결론을 내리기 난감한 때가 있다. 따라서 추가적인 분석을 통해 결론에 대한 나름의 타당성을 부여할 필요가 있는 경우가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 시계열 자료에 대한 재표본 방법(Kreiss와 Lahiri, 2012)을 사용하여 다수의 재표본을 생성하고 각 표본에 대한 주기를 계산하면 주기에 대한 보다 유용한 정보를 얻을 수 있음을 보이려는 것이 본 논문의 목적이 되겠다.

이를 위해 우리나라 부동산 매매 (가격) 지수와 전세 (가격) 지수를 예제로 하여 순환 주기에 대한 통계적 검정을 수행하고자 하였다. 분석은 국민은행에서 제공하는 부동산 가격 지수를 활용하였고 시계열 재표본 방법을 통한 주기 검정의 활용성을 실증해보려 한다. 1986년 1월부터 2015년 12월까지의 우리나라 부동산 매매 종합 지수와 전세 종합 지수의 순환 주기의 비교를 시도하였다. 본 연구에서는 1986년 이후의

1) 교신저자. 경기도 용인시 수지구 죽전동 126, 단국대학교 응용통계학과, 교수. E-mail: rjpak@dankook.ac.kr

전체 관측 기간에 대한 분석과 IMF사태 이후인 2000년도 이후 기간에 대한 분석을 따로 시도하였다.

데이터 간 독립성이 보장되지 않은 시계열 자료의 경우 일반적인 재표본 방법과 달리 고려해야 할 사항들이 추가적으로 있다. 본 논문에서는 먼저 시계열 자료의 재표본 방법을 정리하고 그들 중에서 모형을 이용한 방법과 데이터 블럭을 이용한 방법을 사용하여 매매지수와 전세지수의 순환 주기를 계산하고 그들 간의 차이 여부에 대한 검정을 수행하고자 한다.

선행 연구로 강민석과 조주현(2005), 김문성과 배형(2015)은 호드릭-프레스캇 필터(Hodrick-Prescott filter)를 활용한 평활법에 기초하여 부동산 경기의 순환 주기를 추정하였다. 강민석과 조주현(2005)의 경우 매매 주기는 짧게는 6년 3개월, 길게는 6년 9개월, 평균 6년 6개월로 추정했고 전세 주기는 짧게는 5년 4개월, 길게는 6년 3개월, 평균 5년 10개월로 추정하였다. 김문성과 배형(2015)은 지난 30년간 매매는 여섯 번, 전세는 다섯 번의 순환 주기가 나타나며 그 길이는 길게는 8년 9개월, 짧게는 3년이었으며 길이는 조금씩 짧아져왔다고 한다.

본 연구의 결과는 전체 기간으로 볼 때 매매의 경우 3년에서 4년, 전세의 경우 3년3개월에서 4년4개월 정도의 주기를 보인다. 이는 앞선 다른 연구의 경우 비해 다소 짧은 결과를 보였다. 전체 관측 구간에서 매매 지수의 주기가 전세 주기와 통계적으로 차이가 없거나 5개월 정도 차이가 나는 것으로 파악되었으나 2000년도 이후만 보면 매매 주기가 전세 주기보다 통계적으로 짧다고 판단되고 그 차이가 짧게는 6개월 길게는 12개월로 파악되었다. IMF이후 부동산 거래가 활성화되고 지수도 급격하게 상승하면서 금전적 실제 가치를 동반하는 매매의 변화가 역시 큰 것으로 생각된다. 추가적인 분석이 필요하겠지만 전세의 변화가 매매의 변화를 따른다고 조심스럽게 추측할 수 있겠다.

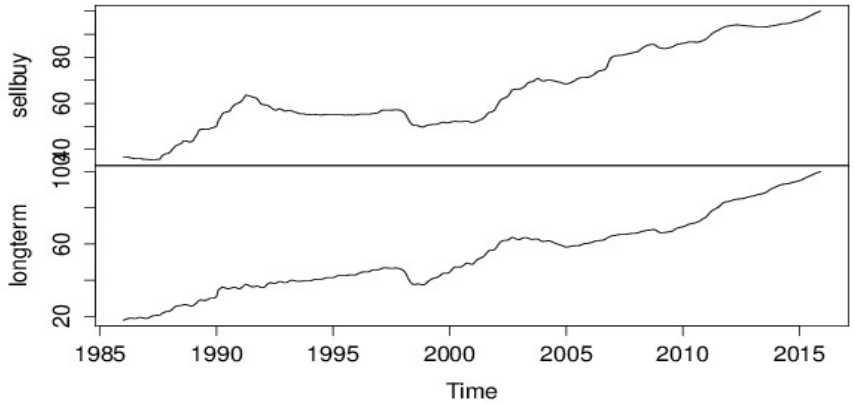
2장에서 일반적인 모수적/비모수적 주기 추정을 수행하고 3장에서 재표본을 활용한 주기 추정을 수행하겠다.

2. 데이터 분석

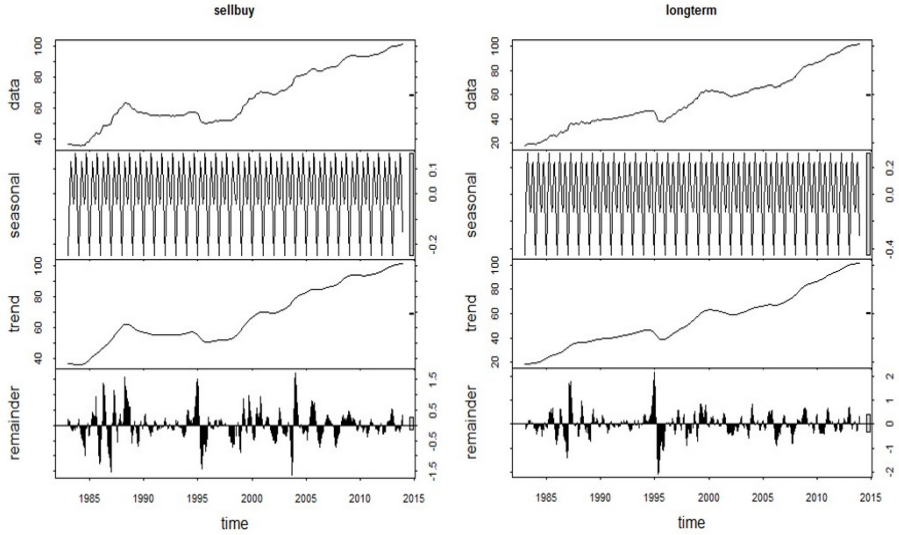
국민은행에서 제공하는 부동산 자료 중 1986년 1월부터 2015년 12월까지의 월별 매매 가격 종합 지수와 전세 가격 종합 지수를 사용하였다. 국민은행 자료는 전국 아파트/주택을 대상으로 층화 2단 집락 확률비례추출법을 통해 추출된 표본들의 가격 지수를 매달 1번씩 조사한 내용을 담고 있다. 가격 지수는 표본들의 특성에 따른 가중치를 이용한 가격의 가중평균을 구하여 2015년 12월을 100으로 하여 상대적으로 계산된다. 2015년 12월의 매매(가격)지수와 전세(가격)지수는 모두 100이 되나 이것은 매매가와 전세가가 같다는 의미는 아닌 것이다.

매매(sellbuy)와 전세(long-term)지수의 월별 값을 〈그림 2.1〉에 그려 넣었다. 전체적으로 상승 추세를 보이며 매매와 전세 지수의 변화 모양새가 매우 유사함을 볼 수 있다. 〈그림 2.2〉에 분해법에 따른 계절 성분과 추세 성분을 그려 보았다. 계절적

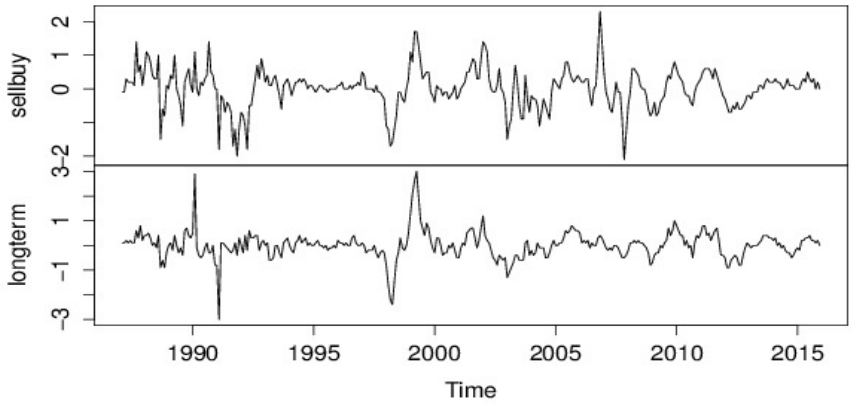
으로는 봄과 가을에 강세를 보이고 여름과 겨울에 약세를 보임을 알 수 있다. 〈그림 2.3〉에 비계절 차분 1회와 구간이 12개월인 계절 차분 1회를 수행한 지수들을 그려 놓았는데 0을 수평축으로 거의 무작위로 분포하고 몇 개의 이상치들이 보이지만 −2에서 +2사이에 존재하며 전체적으로 정상적인 모습을 보이고 있다.



〈그림 2.1〉 매매지수, 전세지수 순차도표



〈그림 2.2〉 매매지수, 전세지수의 성분 순차도표



〈그림 2.3〉 차분후 매매지수, 전세지수 순차도표

시계열 자료 속에 존재할지 모르는 주기를 찾기 위해 스펙트럴 밀도함수(spectral density function)와 피리오도그램(periodogram)을 사용하는데 이들에 대한 정의는 아래와 같다. 시계열 $x(t)$의 푸리에 변환을 $X(f)$라하고 F를 푸리에 변환(Fourier transformation)을 의미한다고 할 때, 시계열 $x(t)$와 $x(-t)$의 공적분(convolution)에 푸리에 변환을 시도한 결과는 $X(f)$와 $X(f)$의 켤레 복소수의 곱이 되는데 이를 (전력) 스펙트럴 밀도함수라고 하고

$$P(f) = F\{x(t)*x(-t)\} = X(f) \bullet X^*(f) = |X(f)|^2$$

와 같이 정의된다. 때때로 $\omega = 2\pi f$로 놓고 $P(f) \equiv P(e^{j\omega})$로 표기하기도 한다.
실제로 유한 시계열 자료 $\{x[n], n = 0, \ldots, N-1\}$가 주어진 경우

$$S(k) = \left| \sum_{n=0}^{N-1} x[n] e^{-j2\pi \frac{k}{N} n} \right|^2$$

을 피리오도그램이라 부르고 스펙트럴 밀도함수의 추정량으로 삼는다. 스펙트럼 밀도함수는 마치 확률밀도함수처럼 각 주파수에 대해 그 크기를 보여주며 피리오도그램은 확률밀도함수 추정량처럼 스펙트럼 밀도함수에 대한 비모수적 추정량이라고 하겠다. 이들에 대한 자세한 내용은 Blockwell and Davis(1991)에서 찾을 수 있다.

차분을 취한 매매, 전세 지수들에 결합자기회귀이동평균(ARIMA)모형을 적합하니 모두 ARIMA(1,1,0)(2,1,0)$_{12}$에 적합하다고 판단되었다. 자세한 추정결과는 〈표 2.1〉과 〈표 2.2〉에 있다. 실제로 ARIMA(3,1,3)(0,1,2)$_{12}$모형 등 다수의 모형들도 적합하였으나 모형의 간결성에 기인하여 ARIMA(1,1,0)(2,1,0)$_{12}$을 최종 선택하였다.

〈표 2.1〉 매매지수 모형

모수	계수	표준 오차	t-값	Pr(>|t|)
ar1	.758	.035	21.407	.000
sar1	-.578	.052	-11.171	.000
sar2	-.320	.053	-6.258	.000
Ljung-Box=18.474 (df=15)		p-value=.238		$\hat{\sigma}^2$=.115

〈표 2.2〉 전세지수 모형

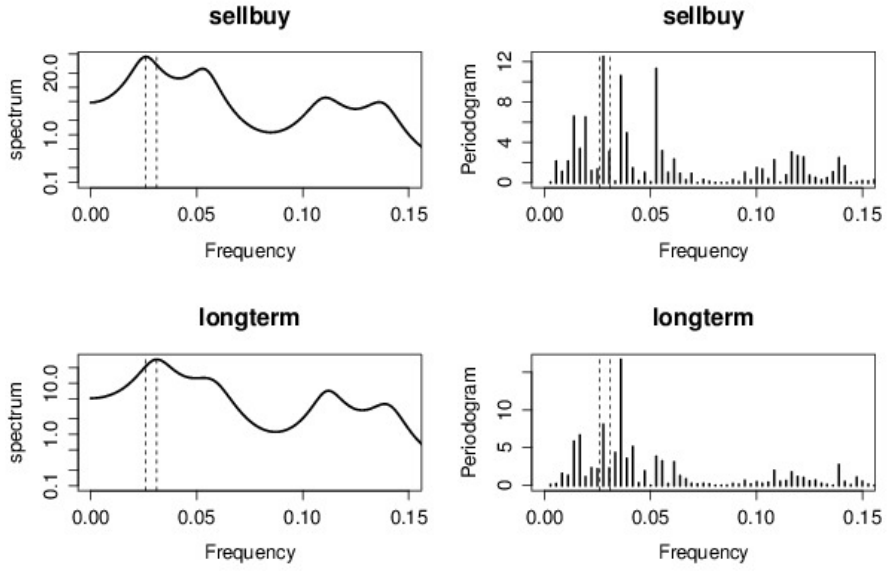
모수	계수	표준 오차	t-값	Pr(>|t|)
ar1	.728	.037	19.023	.000
sar1	-.502	.052	-9.750	.000
sar2	-.295	.053	-5.747	.000
Ljung-Box=25.691 (df=15)		p-value=.041		$\hat{\sigma}^2$=.117

매매와 전세지수에 대하여 앞서 구한 ARIMA 모형에 기초하여 스펙트럴 밀도함수는 아래와 같이 추정되고 그와 함께 피리오도그램도 〈그림 2.4〉에 그려 보았다.

$$P(e^{j\omega}) = \frac{.115}{|(1-.758e^{-j\omega})(1+.578e^{-12j\omega}+.320e^{-24j\omega})|^2}$$
$$P(e^{j\omega}) = \frac{.117}{|(1-728e^{-j\omega})(1+.502e^{-12j\omega}+.295e^{-24j\omega})|^2}$$

.

스펙트럴 밀도함수의 의하면 가장 긴 주기(주파수의 역수)가 매매지수는 38.38(1/.0260)개월, 전세지수는 32.19(1/.0310)개월로 파악된다. 비모수적 방법인 피리오도그램에 따르면 매매지수는 36.0(1/.0277)개월, 전세지수는 27.6(1/.0361)개월로 계산된다. 모수적 방법의 주기들이 비모수적 주기들에 비해 조금 길게 추정되고 있다. 매매지수와 전세지수의 주기 차이는 6개월 혹은 10개월 정도 나고 있다. 두 가지 방법에서 모두 매매지수가 전세지수 보다 주기가 조금 길다는 것을 알 수 있다



〈그림 2.4〉 전체구간의 스펙트럴 밀도함수와 피리오도그램

우리나라가 IMF이후 부동산 시장에 구조적 변화가 있을 수 있음을 고려할 때 2000년 이후 자료를 따로 분석할 필요가 있다고 판단되어 2000년 이후의 자료만을 이용하여 아래에 모델을 적합하여 보았다. 나름 적합하다고 사려 되는 많은 모델 중에서 ARIMA(2,1,0)(2,0,0)$_{12}$을 선택할 수 있었다. 추정 결과는 〈표 2.3〉과 〈표 2.4〉에 정리되어 있다.

〈표 2.3〉 매매지수 모형 (2000년 이후)

모수	계수	표준 오차	t-값	Pr(>|t|)
ar1	1.017	.069	14.665	.000
ar2	-.303	.070	-4.354	.000
sar1	-.544	.070	-7.773	.000
sar2	-.323	.069	-4.666	.000
Ljung-Box=24.703 (df=20)		p-value=.213		$\hat{\sigma}^2$=.072

〈표 2.4〉 전세지수 모형 (2000년 이후)

모수	계수	표준 오차	t-값	Pr(>|t|)
ar1	1.001	.072	13.920	.000
ar2	-.177	.072	-2.454	.015
sar1	-.559	.073	-7.644	.000
sar2	-.251	.072	-3.482	.001
Ljung-Box=42.918 (df=20)		p-value=..59		$\hat{\sigma}^2$=.041

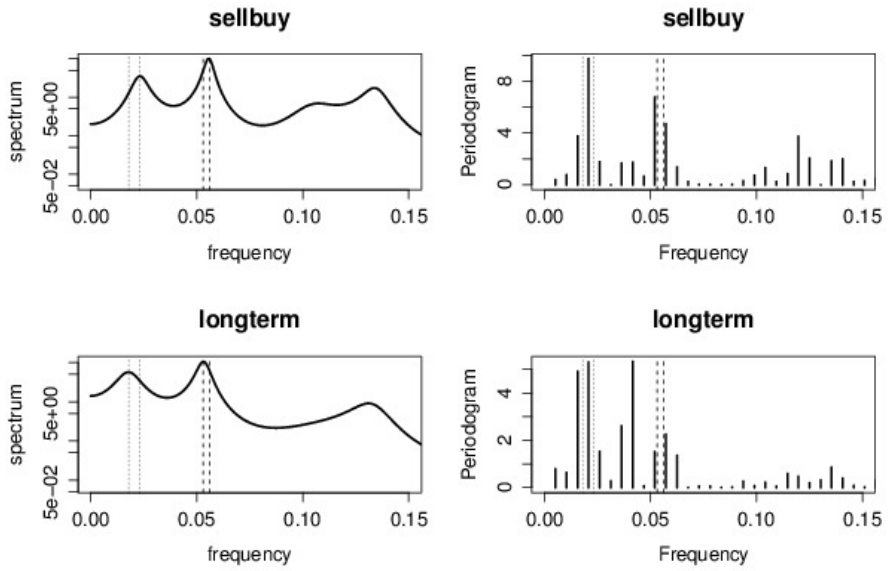
추정된 ARIMA모형을 기반으로 스펙트럴 밀도함수를 아래와 같이 추정하였다.

$$P(e^{j\omega}) = \frac{.072}{|(1-1.017e^{-j\omega}+.303e^{-2j\omega})(1+.544e^{-12j\omega}+.323e^{-24j\omega})|^2}$$
$$P(e^{j\omega}) = \frac{.041}{|(1-1.001e^{-j\omega}+.177e^{-2j\omega})(1+.559e^{-12j\omega}+.251e^{-24j\omega})|^2}$$

자료에 대한 스펙트럴 밀도 함수와 피리오도그램을 〈그림 2.5〉에 그려 보았다. 그림에서 보듯이 스펙트럴 밀도 함수의 경우 봉우리 두 개가 뚜렷하게 보인다. 즉, 유력한 주파수가 두 개 정도 파악된다. 가장 높은 봉우리를 선택하면 매매지수가 43.3(1/.0230)개월, 전세지수가 55.4(1/.0180)개월로 전체 자료를 이용한 경우와 달리 전세지수 주기가 약간 길게 나타났다. 피리오도그램의 경우는 매매와 전세지수에 대해 거의 동일한 48.0(1/.02083)개월을 유력한 주기로 파악하고 있다.

2000년도 이후 자료에서는 스페트럴 밀도 함수에 의하면 또 다른 유력 주기가 파악되는데 매매지수의 경우 18.8(1/.0531)개월 그리고 전세지수는 17.8(1/.0561)개월로 전체 자료를 이용해 분석한 앞의 경우보다 매우 짧고 지수들 간의 주기 차이도 1개월 정도로 또 다른 사실을 발견할 수 있다. 피리오도그램에서도 전세지수의 경우는 두

번째로 유력한 주기로 24.0(1/.04166)개월이 또한 매우 눈에 띄는 주기로 보여주고 있다. 이는 매매지수의 두 번째로 유력해 보이는 주기 18.8(1/.0531)개월보다 길다고 하겠다.



〈그림 2.5〉 2000년도이후 구간의 스펙트럴 밀도함수와 피리오도그램

지금까지의 스펙트럴과 피리오도그램 분석을 보면 분석 방법에 따라 매매 지수와 전세 지수의 주기 값들이 다름으로 인해 지수들 사이 대소 관계를 특정 짓기 어렵고 그 차이의 유의미한 정도를 판단하기에 무리가 있는 상황이다. 이 시점에서 위의 결과들을 현실에서 사용하기 위해서는 두 지수간의 대소 관계를 통계적으로 명확히 검증할 필요가 있다고 생각된다. 위의 방법은 자료를 모두 사용하여 일회에 추정이 이루어지는데 만일 수차례에 걸쳐 추정이 이루어진다면 보다 명확한 관계를 얻을 수 있을지도 모른다는 생각을 할 수 있겠다. 이에 본 연구에서는 재표본 방법을 시도해보려 한다. 다음 장에서 시계열 자료의 재표본 방법을 소개하고 분석을 시도하겠다.

3. 시계열 자료의 재표본 방법론

앞서 2장에서 모수적, 비모수적 방법에 따라 추정한 주기 간에는 차이가 있었다. 과연 그 차이는 통계적으로 유의미한 차이인지 검증하고자 한다. 이를 위해 재표본 방법을 활용해 보겠다. 먼저 기존의 방법들을 소개하고 부동산 지수 자료에 적용하여 보겠다.

Efron(1979)의 독창적인 재표본 아이디어는 자료들의 독립을 기본 가정으로 하고

있다. 독립이 확실치 않은 관측치들에 직접적으로 사용할 수는 없다. 따라서 시계열 자료처럼 본질적으로 서로 종속적인 관측치들에 대한 재표본 방법들이 개발되었다. 시계열 자료의 재표본 방법은 기본적으로 (1) 모수적 방법과 (2) 비모수적 방법으로 나뉜다. (1) 모수적 방법은 모델을 설정하고 잔차를 구한 다음 잔차가 독립적임을 가정하고 일반적인 재표본 방법을 적용하는 것이다. (2) 비모수적 방법은 시계열이 대상 기간에서 동일한 구조를 가질 것이라는 가정 하에 데이터를 몇 개의 블록으로 나누고 블록을 재표본하여 이들을 이어 붙여서 재표본 시계열을 얻는 것이다. 자세한 설명은 Kunsch(1989), Politis and Romano(1994), Davison and Hinkley(1997) 그리고 Kreiss and Lahiri(2012)에 잘 정리되어 있고 국문 논문으로는 박진수와 김윤배(2010)와 박진수 등(2013)에 잘 설명이 되어있다. 아래에 두 가지 방법에 대한 간단한 설명을 하겠다.

3.1 모수적 방법

Efron (1979)의 아이디어는 독립표본을 가정하고 있기 때문에 시계열 데이터의 경우 독립으로 가정되는 오차항에 재표본을 적용하자는 것이다. 실제로는 모형 추정 후 잔차를 이용하게 된다. 그 과정은 다음과 같다.
먼저 시계열 데이터 $X_1 \ldots, X_n$가 주어졌다고 하자.

- 적당한 시차수 $p \in N$을 결정하고 적당한 모델을 적합한 후, $E[X_t | X_{t-1}, \ldots, X_{t-p}]$에 대한 추정량 $\widehat{X}_t = \widehat{m}_n(X_{t-1}, \ldots, X_{t-p})$를 구하여 잔차 $\widehat{e_t} = X_t - \widehat{X}_t$를 $t = p+1, \ldots, n$에 대하여 구한다.
- $\{\hat{e}_{p+1}, \ldots, \hat{e}_n\}$에서 전체평균을 차감한 후, 재표본 $\{e_1^*, \ldots, e_n^*\}$을 구한다.
- t에 대하여 1부터 n까지 재표본 $X_t^* = \widehat{m}_n(X_{t-1}^*, \ldots, X_{t-p}^*) + e_t^*$를 축차적으로 (sequentially) 구한다.

3.2 비모수적 방법

정상시계열 $\{X_1, \ldots, X_n\}$가 주어졌다고 하자.

- 적당한 $1 \le l < n$을 택하여 길이가 l인 데이터 블록을 만들되 (1) 블록들이 겹치지 않도록 만들거나 (2) 겹침을 허락하여 만들거나 (3) 길이(l)를 랜덤하게 선택하여 만든다.
- 만들어진 k개의 블럭들 $\{B_1, \ldots, B_k\}$ 에서 중복이 허락되도록 블럭들을 선택하여 뽑힌 블록들을 시간 상 흐름에 맞도록 이어 붙여서 재표본 $\{X_1^*, \ldots, X_n^*\}$을 구성하게 된다.

블록을 이용하는 경우 블록의 크기를 결정해야 하는 데 Hall, et al.(1992)이 제안한 최소 평균제곱오차법이 널리 사용된다. Dudek, et al.(2014)에서 보다 정교하고 일반화 가능한 방법에 대해 자세히 설명하고 있다. 블록 크기에 대한 다양한 방법들이

제시되어 있지만 뚜렷하게 탁월하다고 여겨지는 방법은 없어 보인다. 또한 그 결과들이 주기의 차수 (order)표현 되는바, 계절성 등에 의한 주기가 뚜렷하게 존재하는 경우 간단하게 주기를 블록의 최소 단위로 사용할 수도 있다고 사려 된다.

3.3 데이터 분석

모수적, 비모수적 방법으로 재표본을 1000개와 10000개 구하여 유력한 주기를 구하고 평균의 차이가 유의한지 검정하였다. 비모수적 재표본의 경우 1년 주기의 계절성을 고려하여 12개월을 기본 크기로 사전 연구의 주기를 참조하여 편의상 블록 크기를 24와 36으로 하여 재표본을 생성하였다. 계산은 R-package인 boot library에서 tsboot명령어를 사용하였다. R-package를 사용한 재표본 방법은 Chernick and LaBudde (2011)를 참조하였다.

그 결과가 〈표 3.1-3.3〉 에 정리되어 있는데 전체적으로는 매매지수의 주기와 전세지수의 주기가 평균적으로 모수적 방법에 의하면 다르고 비모수적 방법으로는 차이가 없다고 보인다. 매매 주기는 짧게는 32개월, 길게는 49개월 정도, 전세 주기는 짧게는 40개월, 길게는 49개월 정도로 판단된다. 2000년도 이후의 경우 모수적 방법과 비모수적 방법에서 동일하게 두 지수의 주기 평균이 통계적으로 다르다고 판단되고 있다. 2000년도 이후에는 매매지수 주기가 전세지수 주기보다 길게는 15개월 짧게는 6개월 정도 짧아졌다는 것을 확인할 수 있다. 매매 주기는 짧게는 32개월, 길게는 47개월 정도로 판단된다. 전세 주기는 짧게는 48개월, 길게는 53개월로 보인다.

정리를 하자면, 전체 기간에서와 달리 IMF이후 2000년도에 들어서서 매매 가격이 전세 가격보다 그 주기적 측면에서 빠르게 움직이고 있다고 하겠다. 즉, 매매 가격의 변화가 전세 가격의 변화보다 빠르다고 하겠다.

〈표 3.1〉 모델기반 재표본

구간	표본수	매매지수 평균	전세 지수 평균	t-값	Pr(>|t|)
1986 → 2015	1000	32.765	49.065	-10.057	.000
	10000	32.612	48.617	-30.404	.001
2000 → 2015	1000	33.238	48.644	-9.192	.000
	10000	32.842	48.861	-30.656	.000

〈표 3.2〉 블록 기반 재표본 (표본수 1000)

구간	블럭크기	매매 지수 평균	전세 지수 평균	t-값	Pr(>|t|)
1986 → 2015	24	49.014	44.518	1.894	.058
	36	39.757	41.507	-1.076	.281
2000 → 2015	24	47.393	53.198	-2.767	.005
	36	39.037	47.989	-6.433	.000

〈표 3.3〉 블럭 기반 재표본 (표본수 10000)

구간	블럭크기	매매 지수 평균	전세 지수 평균	t-값	Pr(>|t|)
1986 → 2015	24	49.149	47.606	1.964	.049
	36	39.641	39.151	1.125	.259
2000 → 2015	24	45.858	53.080	-11.239	.000
	36	38.040	50.108	-26.313	.000

4. 맺음말

전체적으로 분석의 내용을 정리하면, (1) 모수적 방법과 비모수적 방법에 차이가 존재한다. 다만 모수적 방법이 보다 안정적인 수치를 제공한다. (2) 전체구간에서는 매매의 경우 3년에서 4년, 전세의 경우 3년3개월에서 4년4개월 정도의 주기를 보인다. (3) 2000년 이후만 본다면 전체 구간에 대비하여 매매는 그 주기가 유사하나 전세는 주기가 유사하거나 방법론에 따라 6개월에서 1년 정도 길어짐을 볼 수 있다. (4) 본 논문의 분석결과는 강민석과 조주현(2005), 김문성과 배형(2015)의 결과보다는 전체적으로 짧은 주기값을 제시하고 있다.

본 연구를 실제 정책에 적용하기에는 기존의 결과와 다소 다른 결과가 도출되어 조심스러운 점이 있다. 실제로 부동산 시장에서는 10년 주기설이 있는데 그에 비하여 본 연구에 의한 주기는 상대적으로 매우 짧다. 특히, 기존의 연구와는 달리 전세 지수의 주기가 매매 지수의 주기보다 길다는 점이다. 이는 매매의 변화가 전세의 변화 보다 빠르며 흔히들 상식적 수준에서 말하는 것처럼 전세가 매매를 따라 간다는 말을 뒷받침한다. 일반적인 소비자 입장에서는 매매 지수가 오르거나 내리면 곧이어 전세 지수가 6개월에서 1년 사이에 동조 현상을 보일 것이라고 예상할 수 있을 것이다. 이에 대하여는 부동산 전문가들의 보다 심도 있는 검증이 필요해 보인다.

분석 결과에서 보듯이 시계열 재표본의 일관성에 다소 의심이 가는 측면이 있다. 이는 다른 연구에서도 언급된 바 있고 아직도 최적의 방법론을 찾기 위한 연구가 진행되고 있는 것으로 알고 있다. 블록을 이용한 재표본 방법에서 블록의 크기에 따라 결과가 달라질 수 있음으로 블록의 크기를 정하는 것은 매우 중요한 문제이다. 이 문제는 Hall, et al.(1992), Lahili(1999) 그리고 Politis and White(2004)에 이르기 까지 이 분야의 중요한 과제이다. 단순하게는 블록의 크기를 시계열의 크기와 같게 하면 원자료와 정확히 일치하는 시계열 생성할 수 있으나 이것은 재표본의 의미는 없다. 따라서 블록의 크기를 재표본 자료와 원자료와의 차이를 제곱오차 관점에서 최대한 줄이는 방향에서 연구가 진행되어 왔다. 그런데 실제로는 계산상의 복잡성이나 이상치에 영향을 많이 받는다는 점에서 모든 이들을 만족시킬 방법이 계속 연구되는 상황이다. 따라서 객관적으로 의미 있다고 여겨지는 다양한 블록의 크기를 정하여 재표본을 구하고 그 결과들을 종합적으로 판단하는 것도 한 가지 현실적인 접근 방법이라고 생각된다. 본 논문에서 24, 36개월을 사용하였는데 R-package에서 제공하는 블록 크기 계

산 프로그램을 이용하는 경우 방법에 따라 31, 36개월 정도로 계산된다. 본 연구가 시계열 자료의 주기를 파악하기 위해 시계열 재표본 방법을 시도했다는 점에서는 향후 연구를 위한 시발점을 제공했다는 점은 의의가 있다고 하겠다.

(2017년 2월 2일 접수, 2017년 3월 20일 수정, 2017년 4월 10일 채택)

참고문헌

강민석, 조주현 (2005). 주택경기 순환주기 분석, 〈주택연구〉, 13(3), 69-95.

김문성, 배형 (2015). 주택가격지수의 순환주기변동과 거시경제변수의 영향 분석, 〈부동산연구〉, 25(3), 7-25.

박진수, 김윤배 (2010). 계절성 데이터의 부트스트랩 적용에 관한 연구, 〈한국시뮬레이션학회 학회지〉, 19(3), 119-125.

박진수, 김윤배, 송기범 (2013). 추세 시계열 자료의 부트스트랩 적용, 〈한국경영과학회지〉, 38(2), 65-73.

조신섭, 손영숙, 성병찬 (2016). 〈SAS/ETS를 이용한 시계열 분석〉, 율곡 출판사, 서울.

Brockwell, P.J. and Davis, R.A. (1991). *Time Series: Theory and Methods*, 2nd, Springer, New York.

Chernick, M.R. and LaBudde, R.A. (2011). *An introduction to bootstrap methods with applications to R*, John Wiley & Sons, New Jersey.

Davison, A.C. and Hinkley, D.V. (1997). *Bootstrap Methods and Their Application*, Cambridge University Press, Cambridge.

Dudek, A.E., Leśkow, J., Paparoditis, E. and Politis, D.N. (2014), A generalized block bootstrap for seasonal time series, *Journal of time series. analysis*, 35: 89 – 114.

Efron, B. (1979). Bootstrap methods: another look at the jacknife, *Annals of Statistics*, 7, 1-26.

Hall, P., Horowitz, J. and Jing, B. (1995). On blocking rules for the bootstrap with dependent data, *Biometrika*, 82, 561-574, 1995

Kreiss, J.P. and Lahiri, S.N. (2012). Bootstrap methods for time series, *Time series analysis: methods and applications*, 30: 3-25.

Kunsch, H.R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *Annals of Statistics*, 17, 1217 – 1241.

Lahiri, S.N. (1999). Theoretical comparisons of block bootstrap methods. *Annals of Statistics*, 27, 386-404

Politis, D.N. and Romano, J.P. (1994). The stationary bootstrap. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 1303 – 1313.

Politis, D.N. and White, H. (2004). Automatic block-length selection for the dependent bootstrap, *Econometric Reviews*, 23, 53-70.

The time series resampling methods to estimate the periods of Korean housing price indices

Ro Jin Pak[1)]

Abstract

The resampling methods for the time series data are summarized and it is shown that how they work by taking an example. The Korean housing price index data is taken as an example. In order to estimate the period of the sales price index and the long-term rental price index, we try both the parametric and the nonparametric methods. Futhermore, to test the equality of the periods of the sales and long-term indices, the resampling methods are applied. As a result, the periods of the sales and long-term indices are statistically not equal. The period of the sales index is little bit short than the long-term index. The difference between the periods of the two indices is getting larger since the year 2000.

Key words: ARIMA, Box-Jenkins, housing price index, periodogram, time series

1) (Corresponding author) Professor, Department of Applied Statistics, Dankook University, 16890, Korea. E-mail: rjpak@dankook.ac.kr