



조선업 경기 변동이 울산아파트 매매가격에 미치는 영향 분석 연구*

An Analytical Study on the Effects of the Changing Shipbuilding Business on Apartment Sales Prices in Ulsan

황경욱** · 정동준***

Koung-ouk Hwang · Dong-Joon Jeong

Abstract

This study analyzes apartment sales prices in Ulsan, the industrial city where many people lost a job from the recession of the shipbuilding industry. The ripple effect of an impact response function was analyzed with the Vector Error Correction Model (VECM) to find the factors like the demographical change for the last few years that influence the apartment price decrease. The apartment sales and Jeonse(lease) price index, the population, the unemployment rate, etc. were used as variables, together with the nationwide shipbuilding industry index. For analysis, monthly data were collected from August 2009 to July 2019. The findings are; unique characteristics like apartment sales and Jeonse price had major impacts. The population and the shipbuilding industry index had a positive (+) effect while the unemployment rate after Term 2 had a negative (-) effect. The finding shows the vicious circle in Ulsan; the recession in the shipbuilding industry caused the unemployment rate to increase, which resulted in the population reduction and eventually made the apartment sales price to drop. The present study may provide useful information that could help to establish a basic urban plan and a master residence plan, considering the changing industrial structure and aging of Ulsan.

Keywords: Drop in the sale prices of apartments in Ulsan, State of shipbuilding industry, Decrease of population, VECM, Unemployment rate

* 본 논문은 2019학년도 영산대학교 교내연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

** 영산대학교 부동산학과 박사과정 수료(주저자) | Ph. D. Candidate, Department of Real Estate, Youngsan University | First Author | hko8602@naver.com |

*** 영산대학교 부동산 · 금융학과 부교수(교신저자) | Professor, Department of Real Estate and Finance, Youngsan University | Corresponding Author | djeong@ysu.ac.kr |

I. 서론

울산 시민 10명 중 8명은 “우리 지역은 소멸할 것”이라는 것이 지역 신문 1면 보도 문구다(김창식, 2019).¹⁾ 이는 한국경제연구원의 ‘지역경제 현황 및 전망’이라는 인식조사에서 나온 것으로, 암울한 지역경제 상황이 반영된 듯하다. 울산은 1962년 공업지구에서 1997년 광역시로 승격되었다. 지난 40여 년 동안 제조업을 주축으로 한 도시 성장으로 인해 근로자 중심의 산업구조가 형성되었다. 구조조정이 실시된 2015년 기준으로 주택보급률은 106.9%이다(국토교통부, 2020b).

본 연구에서는 대기업 중심의 산업도시 울산을 대상으로 부동산 시장의 변동을 분석하고자 한다. 울산의 산업구조는 조선과 자동차, 중화학으로 구성되어 있다. 이 가운데 조선업의 대표 기업인 현대중공업은 2015년부터 44년 만에 고강도의 인력 구조조정으로 생산직 희망퇴직과 조직 통폐합 실시로 고용여건은 악화되었고, 그 대상은 정규직은 물론 하청 노동자에게 더욱 집중되었다. 이후 울산의 실업률은 5.9%로 전국에서 가장 높았고(통계처, 2020), 몇 년간 울산지역 아파트 매매가격은 지속적으로 하락하였다.

본 연구에서는 8개의 변수를 선정하여 공적분검정으로 장기균형식을 살펴보고, Vector Error Correction Model(VECM) 모형으로 충격반응함수의 파급효과를 분석하고자 한다. 변수로는 울산아파트 매매가격지수, 울산아파트 전세 가격

지수, 울산아파트 미분양수, 회사채 수익률, 울산 인구수, 울산 실업률, 울산 현재 생활형편지수, 전국 조선업 업황지수를 이용하였다. 특히 아파트 가격은 인구수에 의해서는 얼마나 중요한 영향 변수로 나타나는지에 대하여 연구의 초점을 두고자 한다. 이는 울산의 경기 침체는 4~5년 전부터 시작되어 인구의 순유출이 지속되는 결과를 초래하였고, 인구의 변화와 함께 지역 경제는 위축되는 현상이 나타났다. 분석 기간은 2009년 8월부터 2019년 7월까지 월간 자료를 이용하였다.

연구의 목적은 경기 침체와 함께 부동산 경기도 동반 침체되는 울산의 아파트 매매가격 영향 요인을 분석하고, 그 분석으로 도시기본계획과 주거수요 등에 대하여 정책적 시사점으로 도움이 되길 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I 장에서는 서론을, II 장에서는 VAR 혹은 VECM 모형 등으로 분석한 주택시장 선행연구 논문 등을 정리하였다. III 장은 연구 모형을 정리하였고, IV 장은 실증 분석한 결과를 설명하였다. V 장은 결론을 정리했다.

II. 선행연구

주택 가격 형성의 영향 요인이 무엇인지 분석한 연구로서, 제시한 선행연구들은 주택 공급량, 주택 정책, 거시경제, 지역 특성 등의 영향과 주택

1) 2019년 12월 10일 한국경제연구원이 시장조사 전문기관 모노리서치에서 수도권을 제외한 만 19세 이상 남녀 1,308명을 대상 인식조사에서 중장기적 지역 소멸 우려 비율 결과이다. 전국 14개 시·도 중에서 평균 60.6% 가운데 가장 울산이 높은 78.4%의 최고 비율이 나와 향후 지역소멸 가능성이 있다고 답했다.

시장 간의 상관성을 분석하였다. 본 논문은 그 지역 경제에 중추적인 역할을 하는 기업의 구조조정이 실시된 지역을 대상으로 분석하는데 의의가 있으며, 조선업황, 인구수, 실업률, 울산현재생활형편 지수 등의 변수를 활용한 것과 대량 실업으로 인한 인구의 이동과 주택시장 간의 관계 분석에 차별성으로 두고자 한다.

김경민(2018)은 서울아파트시장을 VAR모형으로 분석하였다. 충격분석은 매매가격은 통화량에 의해서는 양(+), 전세 가격은 주가에 의해서는 양(+), CD와 담보대출금리에 의해서는 음(-)의 영향 관계가 나타났다. 종합적으로 통화량에 의해서 양(+), GDP와 주가에 의해서는 양(+), 회사채와 소비자물가에 의해서는 음(-)의 영향으로 나타났고, 전세 가격에도 반응은 비슷했다. 자체 변동에 의해서 더 많은 영향을 받고 충격의 크기는 달랐다.

김진석(2019)은 최근 상승시장을 형성한 제주도의 주택가격 요인을 VECM 모형으로 분석하였다. 분산분해분석에서는 주택가격 자체가 가장 크게 영향을 주었고, 충격분석은 요구불예금에 의해서는 양(+), 저축성예금에 의해서는 음(-)의 영향을, 금리에 의해서는 음(-)의 영향을, 가구수증가에 의해서는 양(+), 인구에 의해서는 음(-)의 영향을 나타냈다. 변세일 외(2016)는 지역 부동산시장을 분석하였다. 비수도권은 주택 공급량 증가가 가격의 하락 요인이며, 제주도의 상승 요인은 개발, 인구증가, 지역경제 활성화로 나타났다. 한편, 거

제와 울산은 산업의 구조조정으로 침체가 심화되었다. 따라서 부동산 정책은 지역 여건이 고려되어야 함을 시사하였다. 성주한(2019)은 창원시의 아파트 매매가격을 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석하였다. 결과는 거시경제변수의 영향보다는 미분양과 전세 가격이 가장 많은 영향관계로 나타났다. 2014년부터 2016년까지 주택 공급량 증가와 제조업과 조선업 침체 등의 요인으로 수급 불균형이 심화되었고, 아파트가격은 크게 하락하여 수도권과 지역 부동산시장의 양극화를 확인하였다. 성주한 외(2019)는 서울과 경남의 주택 가격을 VEC(1)모형 분석을 하였다. 서울시의 주택 가격은 2011년 이후 하락으로 시작하여 2018까지 가파르게 상승하였고, 경남은 같은 기간 서울과 상반되는 주택시장이 형성되었다. 서울의 영향요인은 미분양 변화율과 금리로 나타났다. 서울은 주택 공급량과 회사채 수익률의 조정이 필요하다고 설명했고, 경남은 전세 가격, 인구, 주택건설 인허가 실적 순으로 하락의 요인으로 분석되었다. 이영수(2010)의 연구는 외환위기 전, 후 기간의 주택가격과 전세 가격 및 이자율의 관계를 분석하였다. VECM 모형을 통한 외환위기 이후 장기균형식과 단기균형식의 분석 결과로는 장기적으로는 전세 가격은 이자율과 주택 가격에 양(+), 미분양률에 음(-)의 반응으로 나타났으며, 단기적으로는 이자율은 t기에는 주택가격에 양(+), 전세 가격에 음(-)의 반응이고, t-1, t-2기는 음(-)의 반응으로 판단되었다. 전해정·박헌수(2012)는 거시경제변수와 주택시장의 상관관계를 VAR모형 분석을 하였다. 결과는 주택가격에 회사채수익률은 음(-), 산업생산지수와 주택담보대출금은 양(+), 인구는 양(+), 실업률은 음(-)의 영향 관계로 나타났다. 충격의

반응은 지역(강남, 전국, 강북, 서울)마다 다르므로 차별화 정책을 설명하였다. 주원·김천구(2017)는 참여정부의 부동산 정책이 현재 부동산시장에 주는 시사점은 수요억제책에 집중되어 공급부족으로 지역 간 가격 양극화 현상과 주택 수급불균형을 설명하였다. 주용성·정성용(2012)은 전국과 대구시 주택 가격에 미치는 관계 변수는 광의의 통화, 회사채 수익률, 소비자 물가지수로 나타났으나 변동의 강도와 시기는 전국에 비해 대구시는 작고 좁게 형성되었다. 대구는 무역수지가 가장 큰 반응 변수로 나타났다. 조기제 외(2017)은 양도소득세가 주택가격에 거시경제변수와 함께 영향을 미치는지 벡터오차수정모형(VECM) 모형으로 분석했다. 양도소득세 규제의 영향은 전국, 부산, 서울지역의 아파트 가격에 장기적으로 음(-)의 영향 관계가 있었다. 단기적으로도 전국 아파트가격에 양도소득세와 규제는 음(-)의 관계가 형성되었다. 정수연·강지엽(2017)은 벡터자기회귀모형으로 2012년부터 2015년까지 제주도의 아파트 가격 상승 분석 결과는 인구이동보다는 이자율의 영향이 크게 나타났다. 한경수(2011)는 VAR 모형으로 인구증감과 지역총생산에 의해서 춘천과 원주는 3년간 주택가격에 양(+)의 관계가 나타났다.

Bian and Gete(2015)는 중국은 주택 선호도, 개인 신용상태, 인구수, 저축 증가, 생산성의 다섯 개의 요인 충격에는 주택 투자에는 인구의 충격이 가장 크게 나타났다.

Case(2000)는 미국의 주거·상업용 부동산시장과 거시경제변수의 관계를 분석하였다. 주거용은 거시경제 요인 등을 토대로 주택가격이 형성되며, 부동산 시장의 침체기에도 급격한 하락은 나타나지 않는 것으로 나타났다. 한편, 상업용 부동산은 하락기에는 거시경제 요인으로 가격은 하락의 위험이 있는 것으로 분석되었다.

Taltavull de La Paz(2003)는 도시 및 경제구조와 주택가격과의 영향 관계를 분석하였다. 도시의 팽창으로 인한 인구의 증가 시기에는 인구수, 급여, 도시의 경제 체계는 주택가격에 정(+)의 관계가 형성되었고, 노후 주택보다는 신축 주택에 더 강하게 주택 가격은 반응하는 것으로 설명하였다.

III. 분석 모형 및 추정 방법²⁾

1. 단위근 검정과 요한슨 공적분 검정

대부분 경제변수들의 시계열이 불안정적(non-stationary)이라는 점에 주의해야 한다. 단위근 검정을 하여 단위근이 없는 것으로 나타나는 경우에는 원자료를 가지고 회귀분석을 하고, 단위근이 있는 경우에는 안정적인 시계열로 바꾸는 방법으로는 차분³⁾을 통해 안정적인 시계열로 만들 수 있다. 그러나 차분을 통한 안정성 회복 방법은 시계열이 담고 있는 고유의 잠재정보를 상실할 수 있어, 동태적이고 안정적인 장기균형 도출에는

2) 김중규·정동준(2012)의 논문 pp. 112-114를 부분적으로 수정하여 인용한다.

3) $\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = (1 - L)X_t$, 여기서 L 은 시차연산자(Lag operator).

실패할 가능성이 높다는 문제를 안고 있으며, 또한 차분한 변수들만을 사용한다 하더라도 허구적 회귀(spurious regression) 현상이 나타날 수도 있음을 간과하게 된다.

요한슨(Johansen, 1988) 검정 방법은 방정식 체계에 의한 다변량 시계열 분석을 통하여 공적분의 존재 유무를 검정하는 방법이다. 이 방법에 의하면 몇 개의 공적분이 존재하는지를 검정할 수 있으며, 동시에 각각의 공적분 벡터를 추정할 수 있다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (\text{식 1})$$

단, $\Pi_i : p \times p$ 계수행렬,

$X_{t-i} : p \times 1$ 벡터 ($i = 1, 2, \dots, k$),

$\mu, \varepsilon_t : p \times 1$ 벡터

여기서 Π_i 는 $p \times p$ 의 계수 행렬, X_{t-i} 는 $p \times 1$ 시차변수벡터($i=1, 2, \dots, k$), μ 와 ε_t 는 각각 상수항과 백색잡음(white noise)으로 간주되는 오차항으로 $p \times 1$ 벡터이다. (식 1)을 차분형태로 변형하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} \\ &+ \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{식 2})$$

단, $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i$

($i = 1, 2, 3, \dots, k-1$)

$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$

(식 2)에서 X_{t-k} 항의 계수인 Π 가 변수 X_t 들 사이에 존재하는 장기적인 균형관계에 관한 정보를 포함하게 되는데, 공적분 검정은 행렬 Π 의 위수(rank)가 몇 개가 되는지를 검토하는 것이다. 즉,

X_t 가 불안정한 시계열로 $I(1)$ 이면, 이 변수를 1차 차분한 ΔX_t 는 안정적인 시계열인 $I(0)$ 가 될 것이다.

2. VECM

벡터오차수정모형(VECM)을 설명하기 앞서 오차수정모형을 설명하고자 한다. 오차수정모형(error correction model)은 공적분된 변수들의 중요한 특성을 나타낼 수가 있으며, 변수 사이에 균형관계가 존재하는 경우 임의의 어느 한 지점에서의 장기균형으로부터의 괴리가 시간이 흐름에 따라 조정될 것이라는 개념에 근거한다. 장기적인 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 파악할 수 있다.

Engle and Granger(1987)는 두 변수 X_t 와 Y_t 가 모두 1차 적분 시계열이고 공적분되어 있으면 다음의 오차수정모형이 존재함을 보였다. 다음 2단계로 균형오차와 두 변수의 과거 값들을 포함한 모형을 추정한다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta X_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (\text{식 3})$$

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (\text{식 4})$$

α_0 는 상수항, α_1 는 장기균형점에서 이탈했을 경우, 장기균형점으로의 복귀속도(조정계수)를 나타내는 것으로, $\alpha_1 < 0$ 일 때, Y_t 는 균형점에 안정적으로 접근하려는 형태를 나타낸다.

VECM은 장기균형의 특징을 파악함과 동시에 단기적 조정과정을 동태적인 측면에서 파악할 수 있다. 즉, 장기균형에서 이탈된 불균형이 단기적으로 어떻게 조정되어 나가는지 분석하는 모형이다. 본 연구에 적용된 울산아파트 매매가격지수의 벡터오차수정모형(VECM)은 아래와 같이 표현할 수 있다(모든 변수들은 로그 차분한 것이다).

$$\begin{aligned} \Delta LUAPI_t = & \alpha + \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta LUAPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta LUAJPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta LUUNSOLD_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \epsilon_i \Delta LINT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \zeta_i \Delta LUPOP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \eta_i \Delta LBSISH_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta LUCSI_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \iota_i \Delta LUUEMR_{t-i} + \kappa_t \end{aligned}$$

(식 5)

LUAPI, 울산아파트 매매가격지수; LUAJPI, 울산아파트 전세가격지수; LUUNSOLD, 울산아파트 미분양수; LINT, 회사채수익률(AAA, 3년 만기); LUPOP, 울산인구수; LBSISH, 전국 조선업황지수; LUCSI, 울산현재생활형편지수; LUUEMR, 울산 실업률; κ_t , 오차항; ECT, 오차수정항; n, 공적분 검정시 사용한 최적차수.

IV. 실증연구 결과 분석

1. 기초 조사 자료의 내용

본 연구는 울산지역 아파트 매매가격 변화에 관한 연구로 2009년 8월부터 2019년 7월까지 120개의 시계열 자료를 구축하였다. 사용된 변수

는 울산아파트 매매가격지수(UAPI), 울산아파트 전세가격지수(UAJPI), 울산 미분양수(UUNSOD), 회사채 수익률(INT), 울산 인구수(UPOP), 전국 조선업황지수(BSISH), 울산 현재생활형편지수(UCSI), 울산 실업률(UUEMR)이다. 자료 구득 경로는 아파트 매매가격과 아파트 전세 가격은 한국감정원을 통해서 자료를 수집하였고, 울산아파트 미분양수는 국토교통부 미분양주택현황이다. 실업률과 인구수는 통계청, 회사채수익률은 금융투자협회 자료이다. 조선업 업황 및 울산현재생활형편은 한국은행을 통해서 자료를 수집하였다. 각 변수의 설명은 다음과 같다(〈표 1〉 참조).

아파트 매매 실거래 가격 지수(UAPI)는 실제 거래 신고된 아파트 가격지수이다(2017년 11월 100 기준; 한국감정원, 2020a). 아파트 전세 가격지수(UAJPI)는 지자체 및 대법원에서 임대차 계약 확인을 부여 받은 아파트 전세 가격지수이다(2017년 11월 10일 기준; 한국감정원, 2020b). 울산아파트 미분양(UNSOLD)은 주택사업자가 주택시장으로부터 분양되지 않은 공동주택이다(국토교통부, 2020a). 회사채수익률(INT, AAA, 3년 만기)은 회사채 발행량, 통화 공급량, 기대인플레이션 실물경제 등으로 거시경제에 의해 결정된다(금융투자협회, 2020). 즉, 일반투자자가 만기까지 보유시 얻는 수익을 말한다. 한편, 회사채 신용등급은 A~D이다. 등급이 낮을수록 위험성과 수익률이 높다. 울산인구수(UPOP)는 지자체에 주민등록된 인구수이다(통계청, 2020). 전국조선업황지수(BSI)⁴⁾는 기업 체감경기에 대한 심

4) 기업의 실적과 계획, 경기동향 등에 대해 기업가들의 의견을 직접 조사해 지수화한 것으로 체감경기이다.

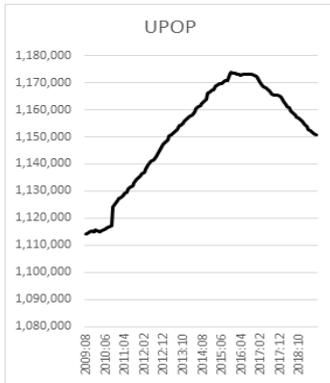
〈표 1〉 변수의 정의 및 기초

변수명	변수 영문명	변수 설명	단위	평균값	표준편차	최소값	최대값	출처
울산아파트 매매가격 지수	UAPI	거래 신고된 아파트가격(2017=100)	지수	88.3	12.2	64.4	104.8	한국 감정원 (2020a)
울산아파트 전세가격 지수	UAJPI	지자체 및 대법원으로 부터 확인된 전세 (2017=100)	지수	91.3	9.8	68.2	101.4	한국 감정원 (2020b)
울산아파트 미분양수	UUNSOD	일반인을 대상으로 분양되지 않은 공동주택	호수	2,473	2,228	89	8,025	국토부 (2020a)
회사채 수익률	INT	일반투자자가 회사채를 만기때 얻을 수 있는 수익(3년 만기, AAA)	%	2.9	1.0	1.3	5.2	한국은행 (2020)
울산 인구수	UPOP	주민등록인구	명	1,151,190	18,754	1,114,265	1,174,051	통계청 (2020)
조선업협 지수	BSISH	기업 체감경기에 대한 경제 활동 분석 (100=불변, 100 < 긍정, 100 > 부정)	지수	61.1	15.5	29.0	98.0	한국은행 (2020a)
울산 현재생활형편 지수	UCSI	소비자들의 체감경기를 대표하는 지표 (100=불변, 100 < 긍정, 100 > 부정)	지수	89.6	5.4	80.0	103.0	한국은행 (2020b)
울산 실업률	UUEMR	실업률(%) =[실업자÷경제활동인구]×100	%	3.2	0.9	1.2	5.9	통계청 (2020)

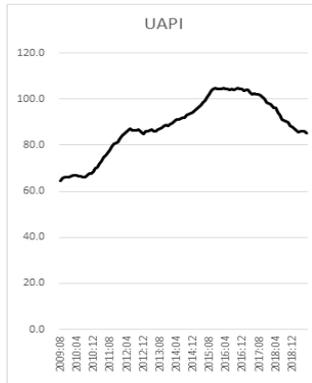
리지수로 경제 분석에 사용된다(한국은행, 2020a). 전반적인 경기의 전망, 판단 등이 매출 및 생산, 투자 등에 영향을 미친다. 기업의 실적과 경기 동향, 계획 등을 직접 설문조사하여 지수화한 것이다(100 기준으로, 100이면 불변, 100보다 작으면 악화, 100보다 크면 호전). 울산현재생활형편 지수(UCSI)는 경제상황과 생활형편, 소비지출, 고용 등 항목별로 지역 소비자를 통해 설문조사한 지수이다(한국은행, 2020b). 경제주체로서 소비자들의 체감경기를 파악하는 대표적인 지표이다(100기준으로, 100보다 작으면 악화, 100보다 크면 호전). 울산 실업률(UUEMR)은 만 15세 이상이고 노동할 의지와 능력이 있어도 일자리가 없는 상태인 사람을 기준으로 한다(네이버, 2020).

〈그림 1~6〉까지의 설명은 다음과 같다. 〈그림

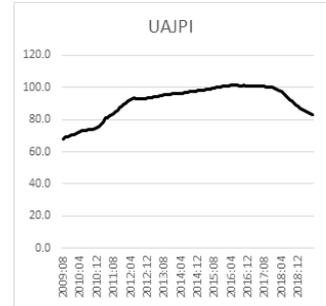
1〉 인구수는 2015년 11월 이후 지속적으로 인구의 감소가 이어지는 것으로 나타나고 있다. 〈그림 2〉 울산아파트 실거래 가격지수는 2015년 11월 이후부터 지속적인 하락과 함께 하락의 폭이 크게 나타나고 있다. 〈그림 3〉 울산아파트 전세 가격지수는 2015년 12월부터 하락으로 나타나고 있다. 〈그림 4〉 조선업 업황지수는 분석 기간 내 전 기간 모두 100 이하로 분석되었으며, 2015년부터 2016년도까지의 기간 내 지수는 29에서 55의 지수로 나타나 업황 악화로 나타나고 있다. 한편, 2018년 12월부터는 62지수로 약간의 변동이 나타나고 있다. 〈그림 5〉 울산 실업률은 2015년 6월부터 지속적으로 증가하여 2018년 4월 5.9%, 2019년 4월 5.2%이다. 〈그림 6〉 울산, 전국, 서울의 아파트 매매가격 비교에서는 울산아파트가



〈그림 1〉 울산 인구 수



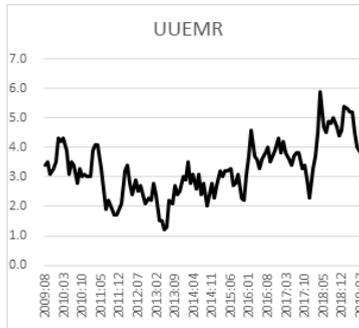
〈그림 2〉 울산 아파트 매매가격



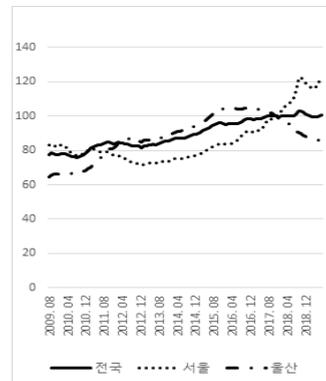
〈그림 3〉 울산 아파트 전세 가격



〈그림 4〉 전국조선업업황지수



〈그림 5〉 울산 실업률



〈그림 6〉 아파트 매매가격 비교
(전국, 서울, 울산)

격은 같은 기간 2015년 하반기부터 2019년 7월 까지 하락하는 가운데 서울과 전국은 상승하는 추세를 보이고 있다.

2. 단위근 검정 결과 분석

단위근 검정은 Augmented Dickey-Fuller (ADF)⁵⁾ 검정과 Phillips-Perron(PP)⁶⁾ 검정을

이용하였다(Phillips and Perron, 1988). ADF 검정에서는 차분변수에서 울산아파트 매매가격 증가율, 울산아파트 전세 가격 증가율, 이자율 증가율이 5% 유의수준에서 단위근이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. PP 검정의 수준변수에서는 울산 현재생활형편지수와 울산 실업률을 제외하고는 5% 유의수준에서 단위근이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였으나, 차분변수에서

5) Augmented Dickey-Fuller unit root test, Said and Dickey(1984).

6) Phillips, P. C. B., and P. Perron, 1988.

는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열로 나타났다.

〈표 2〉 단위근 검정의 결과를 살펴보면 ADF 검정을 통한 결과보다는 PP 검정이 상대적으로 높은 검정력을 갖는다고 판단되었다. 그러나 ADF 검정 결과를 살펴보면 수준 변수들이 모두 불안정적이라는 점을 보았을 때, 수준변수들을 모두 I(1)

〈표 2〉 선형추세를 포함한 단위근 검정결과

변수	ADF	
	수준변수	차분변수
UAPI	-1.286	-2.614
UAJPI	-0.045	-2.479
UUNSOLD	-2.246	-4.205**
INT	-2.571	-2.743
UPOP	0.555	-3.955*
BSISH	-1.973	-4.059**
UCSI	-3.277	-4.267**
UUEMR	-3.177	-5.141**
변수	PP	
	수준변수	차분변수
UAPI	0.738	-7.788**
UAJPI	1.051	-4.945**
UUNSOLD	-1.567	-10.272**
INT	-2.004	-9.187**
UPOP	1.908	-9.142**
BSISH	-2.989	-15.412**
UCSI	-6.461**	-17.297**
UUEMR	-3.458*	-12.378**

주 1) **는 1%, *는 5% 내에서 귀무가설이 기각됨을 의미한다.
 2) 단위근 검정식의 시차(lag)는 6(월간 자료)으로 적용하였다.
 ADF, Augmented Dickey-Fuller; UAPI, 울산아파트 매매가격지수; UAJPI, 울산아파트 전세가격지수; UUNSOLD, 울산아파트 미분양수; INT, 회사채수익률(AAA, 3년만기); UPOP, 울산인구수; BSISH, 전국 조선업황지수; UCSI, 울산현재생활형편지수; UUEMR, 울산 실업률, PP, Phillips-Perron.

변수들이라고 가정하고 실증 분석을 하였다.

3. 공적분 검정 결과 분석

〈표 3〉 Johansen 공적분 검정 결과 울산아파트 매매가격지수 증가율, 울산아파트 전세가격지수 증가율, 울산아파트 미분양 증가율, 회사채 수익률 증가율, 울산 인구수 증가율, 전국 조선업황지수 증가율, 울산현재생활형편지수 증가율, 울산 실업률 증가율 사이에서 5% 유의수준에서 변수들 상호 간에 공적분 관계가 6개 존재하는 것으로 나타났다.

공적분의 개수가 1개가 아니기 때문에 정확한 장기균형식을 구할 수 없다고 판단하여 일반화된 충격반응함수를 보고자 한다.

〈표 3〉 울산아파트 매매가격지수, 울산아파트 전세가격지수, 울산미분양, 회사채수익률, 울산 인구수, 전국 조선업황지수, 울산 현재생활형편지수, 울산 실업률의 공적분 검정 결과 분석

공적분수	특성근 (eigenvalue)	통계량	p값
0	0.493	252.375**	0.000
1	0.376	174.173**	0.000
2	0.262	119.884**	0.000
3	0.222	84.878**	0.002
4	0.198	55.925**	0.007
5	0.131	30.412*	0.042
6	0.104	14.213	0.077
7	0.013	1.561	0.211

주 1) 귀무가설(H_0)은 r (공적분수)이고, 대립가설(H_1)은 $r + 1$ 이다.
 2) **는 1%, *는 5% 내에서 귀무가설이 기각됨을 의미한다.
 3) AIC 정보기준으로 적정 시차(lag)는 1을 사용하였다.
 4) MacKinnon, Haug, and Michelis(1998)의 p값을 사용하였다(통계프로그램인 EViews9 참조).

4. VECM을 이용한 결과 분석

〈표 4〉는 벡터오차수정모형(VECM)의 추정 결과이다. 울산아파트 전세가격지수 증가율은 $t-1$ 기의 계수가 0.418로 가장 크다. 이는 단기의 울산아파트 매매가격지수 증가율은 울산아파트 전세가격지수 증가율 변수에 가장 큰 영향을 받는 것을 의미한다. 또한 울산아파트 매매가격지수 증가율 자체 변수에 대해서는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 울산 인구수 증가율은 단

기적으로 울산아파트 매매가격지수 증가율에 양(+)의 영향을 보여주었다. 울산 미분양 증가율과 전국조선업황지수의 증가율, 울산 현재생활형편 지수 증가율에는 단기적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 그 영향은 미미한 것으로 분석되었다. 회사채 수익률 증가율과 울산 실업률 증가율에는 단기적으로 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 계수의 크기가 작은 것을 보았을 때 마찬가지로 그 영향은 미미하다고 판단하였다.

〈표 4〉 VECM 추정 결과

시차	$\Delta LUAPI$	$\Delta LUAJPI$	$\Delta LUUNSOLD$	$\Delta LINT$	$\Delta LUPOP$	$\Delta LBSISH$	$\Delta LUCSI$	$\Delta LUUEMR$
ECT_{t-1}								
$\Delta LUAPI_{t-1}$	0.276 (2.938)	0.169 (3.482)	-3.485 (-1.047)	-0.205 (-0.267)	0.025 (2.860)	-2.897 (-1.545)	0.358 (0.693)	-1.951 (-0.856)
$\Delta LUAJPI_{t-1}$	0.418 (3.296)	0.646 (9.847)	1.394 (0.310)	-0.128 (-0.123)	-0.014 (-1.187)	0.152 (0.060)	-0.156 (-0.224)	-1.807 (-0.588)
$\Delta LUUNSOLD_{t-1}$	-0.003 (-1.394)	0.001 (0.518)	0.060 (0.627)	-0.043 (-1.976)	-0.001 (-1.034)	-0.121 (-2.245)	-0.014 (-0.995)	0.156 (2.379)
$\Delta LINT_{t-1}$	0.002 (0.208)	0.001 (0.145)	0.532 (1.344)	0.167 (1.826)	-0.001 (-0.553)	-0.195 (-0.877)	0.022 (0.370)	0.322 (1.187)
$\Delta LUPOP_{t-1}$	0.019 (0.020)	0.526 (1.087)	6.254 (0.189)	-2.531 (-0.330)	0.062 (0.700)	2.702 (0.144)	4.656 (0.907)	-3.983 (-0.175)
$\Delta LBSISH_{t-1}$	-0.006 (-1.424)	-0.001 (-0.561)	-0.070 (-0.452)	0.117 (3.268)	0.001 (0.625)	-0.236 (-2.695)	0.006 (0.256)	-0.194 (-1.820)
$\Delta LUCSI_{t-1}$	-0.022 (-1.254)	-0.018 (-1.959)	-0.502 (-0.776)	0.135 (0.903)	-0.006 (-3.863)	0.754 (2.071)	-0.197 (-1.968)	-0.876 (-1.978)
$\Delta LUUEMR_{t-1}$	0.002 (0.710)	-0.001 (-0.759)	-0.120 (-0.886)	-0.034 (-1.107)	0.001 (1.691)	0.035 (0.464)	0.004 (0.209)	-0.054 (-0.585)
C	0.001 (1.073)	-0.001 (-0.308)	-0.004 (-0.199)	-0.007 (-1.394)	0.001 (2.961)	0.005 (0.384)	-0.003 (-1.037)	0.013 (0.826)
R-squared	0.484	0.784	0.057	0.165	0.512	0.190	0.133	0.125
Adj. R-squared	0.441	0.766	-0.021	0.095	0.471	0.123	0.061	0.052

VECM, Vector Error Correction Model; LUAPI, 울산아파트 매매가격지수; LUAJPI, 울산아파트 전세가격지수; LUUNSOLD, 울산아파트 미분양수; LINT, 회사채수익률(AAA, 3년만기); LUPOP, 울산 인구수; LBSISH, 전국 조선업황지수; LUCSI, 울산현재생활형편지수; LUUEMR, 울산 실업률.

5. 충격반응함수를 이용한 결과 분석

VECM의 추정 결과보다 예상치 못한 충격을 다루는 충격반응함수가 더욱 중요하기 때문에 울산아파트 매매가격지수 증가율에 대한 보다 일반화된 충격반응함수를 보고한다. VECM을 위한 일반화된 충격반응함수를 사용하였다(통계프로그램인 EViews9 참조).

(그림 7)은 각 변수들의 충격에 대한 울산아파트 매매가격지수 증가율의 반응을 나타낸 것이다. 울산아파트 매매가격지수 증가율은 그 자체의 충격에 의하여 양의 반응을 나타내었고, 울산아파트 전세가격 지수 증가율의 충격에 의해서는 약한 양의 반응에서 시작한 후 지속적으로 상승하는 모습을 보여주었다. 울산아파트 미분양 증가율의 충격에 대하여는 음의 반응에서 시작한 후 일정하게 반응하는 모습을 나타내었다. 회사채 수익률 증가율 충격에 의해서는 중립적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 울산 인구수 증가율의 충격에 의해서는 양(+)¹⁾의 영향을 주는 것으로 나타났고, 이를 통해 인구의 변화는 아파트 매매가격지수와 밀접한 관계가 있음을 확인했다. 조선업황지수의 증가율에 의해서는 양(+)²⁾의 영향에서 시작하여 음(-)³⁾의 영향으로 전환되는 것으로 나타난 것은 반응 초기에는 업황 영향을 받았지만, 그 이후는 다른 제조업의 경기 변동에 따른 영향을 받았다고 볼 수 있다. 울산현재생활형편지수 증가율의 충격에 의해서는 양(+)⁴⁾의 영향에서 시작하여 일정하게 반응을 보이고 있고, 울산 실업률 증가율의 충격에 의해서는 양(+)⁵⁾의 반응에서 시작하여 음(-)⁶⁾의 반응으로 전환된 이후 일정하게

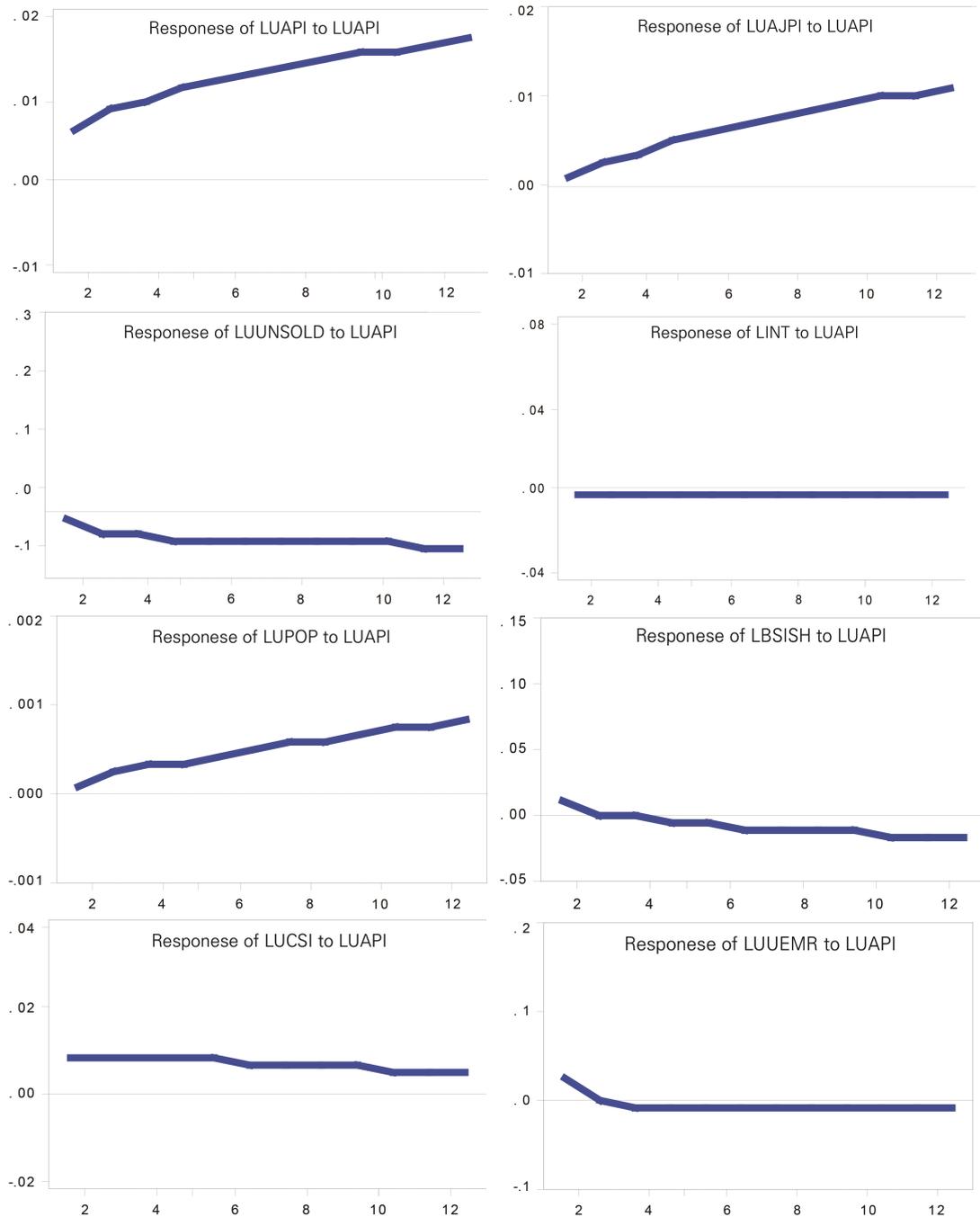
음(-)의 영향을 보여주었다. 이는 최초 대량 실업의 충격은 즉각적 반응보다는 약간의 시차를 두고 발생한 것임을 알 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 산업도시 울산을 대상으로 부동산 시장의 변동을 살펴보았다. 울산의 지역 경제는 도시 경쟁력의 선두 역할을 하는 조선업의 불황으로 인하여 하청업체 폐업 등의 요인으로 많은 실업자가 발생하였고, 이는 최근 몇 년간 인구의 순유출이 지속되는 결과를 초래하였다. 따라서 주택시장은 즉각적으로 인구의 변화와 함께 아파트 가격은 하락하였다. 지역 경제의 중요한 지표인 울산아파트 매매가격 결정 요인을 분석하기 위해 아파트시장 관련 변수들과 거시경제변수 및 지역경제변수들로 구성된 8개의 변수로 벡터오차수정모형(VECM)으로 충격반응함수의 파급효과를 동태적으로 분석하였다. 데이터는 월간 자료로 2009년 8월부터 2019년 7월까지 기간이다.

안정성 검정을 위해서 단위근 검정으로 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillipse-Perron(PP) 검정을 사용한 결과, ADF 검정에서 모든 수준 변수들이 불안정하다는 결과를 참고하여 수준 변수들이 I(1)변수라고 가정하고 분석하였다.

장기균형식을 알아보기 위하여 공적분 검정을 해본 결과, 울산아파트 매매가격지수 증가율과 다른 변수들 사이에는 6개의 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 1개의 장기균형식이 도출되지



LUAPI, 울산아파트 매매가격지수; LUJPI, 울산아파트 전세가격지수; LUUNSOLD, 울산아파트 미분양수; LINT, 회사채수익률(AAA, 3년만기); LUPOP, 울산 인구수; LBSISH, 전국 조선업황지수; LUCSI, 울산현재생활형편지수; LUUEMR, 울산 실업률

〈그림 7〉 충격반응함수 추정 결과

않아 장기균형식을 구할 수가 없어서 일반화된 충격반응함수를 살펴보고자 하였다. VECM 분석을 통하여 살펴본 결과 단기의 울산아파트 매매가격지수 증가율은 울산아파트 전세가격지수 증가율 변수에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 예상치 못한 충격을 살펴보는 충격반응함수를 이용한 분석에서는 울산아파트 매매가격지수 증가율은 미분양 증가율에 의해서는 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났고, 조선업황지수 증가율에 의해서는 1기까지 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 실업률 증가율에 의해서는 2기 이후 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났고, 인구 증가율에 의해서는 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

본 분석을 통하여 살펴본 결과, 아파트 매매가격에는 그 자체의 고유 특성이 산업경기보다 더 큰 영향을 끼친 것을 알 수 있다. 하지만 산업경기 지수를 통하여 살펴보면 울산 조선업황의 침체로 인하여 울산 전체의 실업률이 증가하게 되었고, 이는 인구감소로 이어지게 되었으며, 울산 지역 아파트 매매가격의 하락을 초래하게 된 결과로 보여 준다.

이러한 결과들을 통해 지역성이 강한 산업도시의 아파트 시장은 인구 유출 등의 요인으로 급격한 냉각 시장이 지속되었고, 큰 폭의 아파트 매매가격 하락과 동시에 지역 경제 또한 사회 경제 여건 변화로 침체는 가속화되었다. 따라서 정부는 도시의 위기 상황을 고려한 도시 관리 정책의 모

색이 필요하며, 아울러 울산시는 울산도시기본계획 타당성 검토로 2025년과 2030년도 목표계획 인구 145만 명과 150만 명⁷⁾ 인구를 수정하여 균형잡힌 도시 기능 대비와 함께 제조업 중심의 산업구조에서 탈피하여 장기발전계획 수립으로 서비스산업 육성, 압축도시, 첨단도시 등의 준비에 도움이 되길 바라고, 지난 2010년 수립된 '2020주택종합계획'이 목표연도에 도달함에 따라 '2030주거종합계획' 수립에는 울산의 장래추계인구 2025년 111만 명, 2035년 107만 명, 65세 이상 고령화 구성비 2025년 17.3%, 2035년 28.2% 및 생산가능인구(25~49세) 2025년 34.5%, 2035년 28.8%⁸⁾를 토대로 주거수요 추정에 대한 체계적인 활용이 필요할 것으로 보이며, 이에 대한 선제적 대응 정책 수립이 되었으면 한다.

본 연구에서는 조선업황지수가 울산의 데이터가 아닌 전국의 데이터를 사용하였다. 이는 한국은행에서 발표하는 조선업황지수가 지역별 구분이 아닌 전국 단일의 자료만을 제공하기 때문이다. 울산이 전국 조선업의 대표성을 가지는 것은 사실이지만, 데이터의 세분화가 이루어지지 못한 것은 아쉬움으로 남는다.

ORCID

황경욱 <https://orcid.org/0000-0002-7759-0016>

정동준 <https://orcid.org/0000-0002-7441-1326>

7) 울산시청, 도시계획연혁. 2016년 2월: 울산도시기본계획 승인, <http://www.ulsan.go.kr/metro/fhmetroinfo1>

8) 통계청, 장래인구추계. 2019년 6월, 공표 http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPB001

참고문헌

1. 국토교통부, 2020a, “미분양현황,” KOSIS, Accessed March 3, 2020, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=116&tblId=DT_MLTM_2082&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=I1_2&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE
2. 국토교통부, 2020b, “주택보급률” e-나라지표, Accessed March 3, 2020, http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1227
3. 금융투자협회, 2020, “채권정보센터,” Accessed March 3, 2020, <http://www.kofiabond.or.kr/>
4. 김경민, 2018, 「서울아파트시장과 거시 경제변수 요인들간 동향상관관계 분석」, 『부동산학보』, 73: 115-129.
5. 김동환, 2015, 「VECM 모형을 이용한 주택시장과 거시경제변수 관계 분석」, 『대한부동산학회지』, 33(2): 181-205.
6. 김진석, 2019, 「거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향: 제주도 아파트시장을 중심으로」, 서울대학교대학원 석사학위논문.
7. 김중규 · 정동준, 2012, 「유동성과 금리가 부동산 가격 변동에 미치는 영향 분석」, 『주택연구』, 20(1): 105-125.
8. 김창식, 2020, 한국경제연구원 인식조사, 울산시민 10명 중 8명(78.4%) “우리지역 소멸할 것”, 12월 10일, 경상일보, <http://www.ksilbo.co.kr>
9. 네이버, 2020, “실업률”, 네이버 지식백과, Accessed March 3, <https://terms.naver.com/entry.nhn?docId=938205&cid=43667>
10. 변세일 · 김규식 · 방보람 · 박천규, 2016, 「지역 부동산 시장의 차별적 변화와 시사점」, 『국토정책 Brief』, 568: 1-12.
11. 성주한, 2019, 「창원시의 아파트 매매가격형성에 대한 영향요인 분석: 미분양 아파트의 영향을 중심으로」, 『주거환경』, 17(1): 1-12.
12. 성주한 · 김형근 · 정상철, 2019, 「서울과 경남의 주택가격에 대한 정책 어떻게 할 것인가?」, 『부동산학보』, 77(1): 95-108.
13. 이영수, 2010, 「주택가격과 전세가격: VECM 분석」, 『부동산학연구』, 16(4): 21-32.
14. 전해정 · 박헌수, 2012, 「주택시장과 거시 경제변수 요인들 간의 동태적 상관관계 분석」, 『주택연구』, 20(1): 125-147.
15. 주원 · 김천구, 2017, 「참여정부 부동산 정책이 현재에 주는 시사점」, 『한국경제주평』, 752: 1-16.
16. 주용성 · 정성용, 2012, 「지역경제 특성을 반영한 주택가격 변동유발 요인에 관한 연구」, 『한국지역정보학회지』, 14(2): 153-168.
17. 조기제 · 이선우 · 정동준, 2017, 「양도소득세와 경제변수가 아파트가격 변동에 미치는 영향에 관한 실증 분석」, 『부동산 · 도시연구』, 9(2): 89-109.
18. 정수연 · 강지협, 2017, 「제주도 주택가격상승, 이자율 효과인가? 인구효과인가?」, 『감정평가학 논집』, 15(2): 31-47.
19. 통계청, 2020, “주민등록현황.” e-지방지표, Accessed March 3, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B04006&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=A_7&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE
20. 한경수, 2011, 「부동산 가격영향요인이 주택매매 가격지수에 미치는 영향: 강원도 영서지역을 중심으로」, 『경영교육연구』, 26(2): 547-565.
21. 한국감정원, 2020a, “부동산통계.” Accessed March 3, <https://www.r-one.co.kr/rone/resis/statistics/statisticsViewer.do>
22. 한국감정원, 2020b, “아파트전세가격지수,” KOSIS, Accessed March 3, 2020, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL

- 20171E&vw_cd
23. 한국은행, 2020a, “BSI (Business Survey Index), 기업경기실사지수,” KOSIS, Accessed March 3, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_041Y007&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=301_F01&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE
 24. 한국은행, 2020b, “CSI (Consumer Survey Index),” KOSIS, Accessed March 3, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_040Y004&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=J1_7&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE
 25. Bian T. Y. and P. Gete, 2015, “What drives housing dynamics in China? A sign restrictions VAR approach,” *Journal of Macroeconomics*, 46: 96–112.
 26. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, “Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing,” *Econometrica*, 55(2): 251–276.
 27. Case, K. E, 2000, “Real estate and the macro economy,” *Brooking Papers on Economic Activity*, 2:119–162.
 28. Seo, B. 1998, “Statistical inference on cointegration rank in error correction models with stationary covariates,” *Journal of Econometrics*, 85(2): 339–385.
 29. Phillips, P. C. B., and P. Perron, 1988, “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2): 335–346.
 30. Said, S. E. and D. A Dickey, 1984, “Test for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order,” *Biometrika*, 71: 599–607.
 31. Johansen, S., 1988, “Statistical analysis of co-integration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3): 231–254.
 32. Taltavull de La Paz, P., 2003, “Determinants of housing prices in Spanish cities,” *Journal of Property Investment & Finance*, 21(2): 109–135.

논문접수일: 2020년 2월 12일

심사(수정)일: 2020년 4월 30일

게재확정일: 2020년 6월 12일

국문초록

본 연구는 조선업의 불황으로 많은 실업자가 발생한 산업 도시 울산의 아파트 매매가격을 분석한다. 최근 몇 년간 인구의 변화와 함께 아파트 가격이 하락한 영향요인을 벡터오차수정모형(VECM)으로 충격반응함수의 파급효과를 분석하였다. 변수로는 울산아파트 매매 및 전세 가격지수, 울산 인구수, 울산 실업률, 전국 조선업황지수 등을 사용하였으며 데이터는 월간 2009년 8월부터 2019년 7월까지이다. 분석결과는 고유 특성 자체(아파트 매매 및 전세가격)의 영향이 큰 것으로 나타났다. 인구수, 조선업황지수는 양(+)의 영향으로 나타났고, 실업률은 2기 이후 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만 조선업황의 침체로 울산 전체의 실업률이 증가하게 되었고, 이는 인구감소로 이어지게 되었으며, 울산 지역 아파트 매매가격의 하락을 초래하게 된 결과를 보여준다. 본 연구를 통하여 울산 산업구조의 변화와 고령화 등을 고려한 도시기본계획 및 주거종합계획 수립에 도움이 되었으면 한다.

주제어 : 울산 아파트 매매가격 하락, 조선업황, 인구감소, 벡터오차수정모형, 실업률

