



HOUSING PRICES AND MORTGAGE INTEREST RATE: TODA-YAMAMOTO CAUSALITY TEST*

DOI: 10.17261/Pressacademia.2015414369

Murat Engin Akkas¹, Guven Sayilgan²

¹ Republic of Turkey Prime Ministry. muratenginakkas@gmail.com

² Ankara University. sayilgan@ankara.edu.tr

Keywords

House price index, new house price index, mortgage interest rate, Toda Yamamoto causality, MWald test.

ABSTRACT

This study analyzed the causality between house prices and mortgage interest rate. Study term is 2010:01-2015:04 because of the fact that the house price indexes were calculated since 2010. We applied the Toda-Yamamoto (1995) causality test which eludes the shortfalls associated with the standard Granger (1969) causality test. The study also estimated the impulse response functions and variance decompositions. The MWALD results revealed one way causality between mortgage interest rate and house price index, where the former Granger causes the latter. The reverse is not correct. Same results are valid for new house price index. According to the impulse response function results, shocks to the mortgage interest rate have a lagged and significantly negative impact on both the house price index and new house price index. Variance decomposition results show that both house price index and new house price index have been explained by their own lag values and the values of mortgage interest rate. These results contain some conclusions about Turkish housing markets for both academicians and practitioners.

JEL Classification

C32, R31, R39

FİYATLARI VE KONUT KREDİSİ FAİZİ: TODA-YAMAMOTO NEDENSELLİK TESTİ

Anahtar Kelimeler

Konut fiyat endeksi, yeni konut fiyat endeksi, konut kredisi faizi, Toda Yamamoto nedensellik, MWald testi.

ÖZET

Bu çalışmada konut fiyatları ve konut kredisi faizi arasındaki nedensellik analiz edilmiştir. Konut fiyat endekslerinin hesaplanmasına 2010 yılından itibaren başladığı için çalışma 2010:01-2015:04 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada Granger (1969) nedensellik testinin karşılaştığı bazı sorunlardan kaçınmak için Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışmada ayrıca etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yöntemleri uygulanmıştır. MWALD testi sonuçlarına göre konut kredisi faizinden konut fiyat endeksine doğru tek yönlü Granger nedensellik olgusu gözlemlenmiş olup, diğer yönde Granger nedensellik gözlenmemiştir. Yeni konut fiyat endeksi için de aynı sonuçlar elde edilmiştir. Etki-tepki analizleri sonucuna göre, konut kredisi faizi şoklarının konut fiyatları ve yeni konut fiyatları üzerinde gecikmeli ve anlamlı negatif bir etkiye sahiptir. Varyans ayrıştırma sonuçlarına göre hem konut fiyat endeksi hem de yeni konut fiyat endeksinin kendi gecikmeli değerleri yanı sıra konut kredisi faizi tarafından da açıklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar Türkiye konut piyasasına dair, teorisyen ve uygulayıcılar açısından önemli sayılabilecek çıkarımları içermektedir.

JEL Sınıflandırması

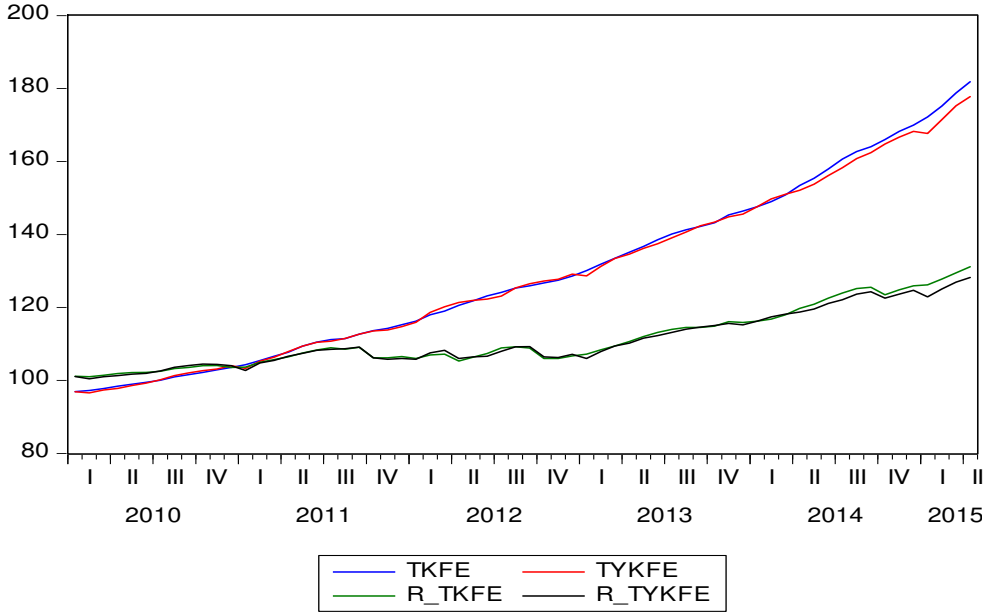
C32, R31, R39

* A previous version of this article has been presented at the 19th Turkish Finance Symposium, Çorum, Turkey, 21-24 October, 2015. The authors would like to thank the Editor for the valuable comments on our submitted manuscript.

1. GİRİŞ

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Türkiye konut piyasasındaki fiyat değişimlerinin takip edilmesine yönelik endeks hesaplamalarına 2010 yılında başlamıştır. TCMB Türkiye Konut Fiyat Endeksi (TKFE) için tüm değerlendirme raporlarını, Türkiye Yeni Konutlar Fiyat Endeksi (TYKFE) için yapım yılı içinde bulunulan yıl ile bir önceki yıl olan konutlara ait değerlendirme raporlarını kullanmaktadır. Endekslerin hesaplanmasında kullanılan veriler, konut kredisi kullandıran bankalar tarafından, bireysel konut kredisi kullanılması aşamasında hazırlanan değerlendirme raporlarından derlenmektedir. Konut kredilerine temel oluşturan değerlendirme raporları gayrimenkul değerlendirme şirketleri tarafından düzenlenmektedir (TCMB, 2015). Aşağıdaki şekilde nominal ve reel TKFE ve TYKFE endeks serileri çizdirilmiştir:

Şekil 1: Nominal ve Reel Konut Fiyat Endeksleri



Bu çalışmanın amacı Türkiye’de konut fiyatları ile konut kredisi faizi arasındaki nedenselliği belirlemektir. Çalışmada TKFE ve TYKFE ile konut kredi faizi arasındaki nedensellik, farklı dereceden bütünleşik veriler arasındaki nedenselliği inceleme imkanı sağlayan, Toda-Yamamoto (1995) yöntemi ile analiz edilmiştir. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik yöntemiyle oluşturulan VAR modeline etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması testleri uygulanmıştır. TKFE ve TYKFE 2010 yılı başından itibaren yayımlanmaya başlanan bir istatistik olduğundan henüz akademik çalışma yönünden çok yeni bir veri setidir. Bu çerçevede, çalışma 2010:01-2015:04 dönemini kapsamaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde konu ile ilgili literatür incelenmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde elde edilen ampirik sonuçlar sunulmuş ve son bölümde de bu sonuçlara ait değerlendirmeler yapılmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Konut fiyatları ile konut kredisi faizi arasındaki ilişkiyi farklı yöntemlerle analiz eden birçok çalışma bulunmaktadır. Baffoe-Bonnie (1998) vektör oto regresyon (VAR: Vector Auto Regression) modelini uyguladığı çalışmada, konut fiyatlarının konut kredi faiz oranından ve işsizlik oranından kaynaklanan şoklara çok duyarlı olduğu sonucuna varmıştır. Chen ve Patel (1998) Taipei konut fiyatlarına ilişkin yaptıkları çalışmada kısa dönem faiz oranının konut fiyatlarının Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Apergis ve Rezitis (2003) Yunanistan konut piyasasında yeni konut fiyatları ile konut kredi faizleri arasındaki ilişkiyi hata düzeltme vektör oto regresyon (ECVAR: Error Correction Vector Autoregressive) modeli ile analiz etmişlerdir. Etki tepki fonksiyonu sonuçlarına göre, konut kredi faizinin yeni konut fiyatları üzerinde negatif etkisinin olduğu görülmüştür. Hofmann (2004) 20 gelişmiş ülkeyi kapsayan çalışmada uzun dönemli nedenselliğin konut fiyatlarından banka kredilerine doğru olduğu sonucuna varmıştır. Luo, Liu ve Picken (2006) Victoria’da konut fiyatları ile uzun dönemde konut kredisi faizi oranı arasında bir ilişki bulunsa da bu ilişkinin dönemler arasında değiştiği ve dolayısıyla sabit olmadığı sonucuna varmışlardır. Sarı, Ewing ve Aydın (2007) faiz oranının Türkiye konut fiyatlarına etkilerinin olduğu sonucuna varmışlardır. Badurlar (2008) Türkiye’de konut fiyatları ile faiz oranı arasında çift yönlü nedenselliğin bulunduğu sonucuna varmıştır. Hepşen ve Kalfa (2009) 2002-2007 dönemini kapsayan çalışmalarında Türkiye’deki konut piyasasında, inşaat izinleri ile faiz oranı arasında çift yönlü nedenselliğin olduğunu tespit etmişlerdir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, konut kredisi faizi ile konut fiyatları arasında nedensellik olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmaktadır. Çalışmada, konut kredisi faizi değişkeni olarak bankalarca TL üzerinden açılan konut kredilerine uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranları (TP.KTF12: Konut), konut fiyatlarını temsil etmek üzere TKFE ve TYKFE ayrı ayrı kullanılmıştır.

Nedenselliğin tahmin edilmesinde kullanılan veriler, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi istatistiklerinden elde edilmiştir. TKFE ve TYKFE serileri 2010 yılı Ocak ayı ile başladığından, çalışmada 2010 Ocak - 2015 Nisan dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Buna göre, gözlem sayısı her bir değişken için 64 olarak gerçekleşmiştir. Nedenselliğin tahmininde Eviews 7.0 ekonometri paket programı kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler gerekli endeksler kullanılarak reel hale getirilmiştir. Değişkenlere ilişkin açıklamalar aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Kısaltma	Açıklaması
TKFE	Türkiye konut fiyat endeksi
TYKFE	Türkiye yeni konut fiyat endeksi
KTFAIZ	Konut kredilerine uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı
R_TKFE	TÜFE ile indirgenen TKFE
R_TYKFE	TÜFE ile indirgenen TYKFE
R_KTFAIZ	TÜFE ile indirgenen KTFAIZ

Nedensellik araştırmasında kullanılan yöntemler incelendiğinde, düzeyde durağan değişkenler arasındaki nedensellik araştırmalarında Granger (1969) tarafından geliştirilen VAR modeli kullanılmaktadır. Düzeyde durağan olmayan değişkenler aynı fark derecesinde durağanlaştıklabildiklerinde, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM: Vector Error Correction Model) modeli uygulanmaktadır.

Toda ve Yamamoto (1995), değişkenlerin durağan olmaması durumunda dahi düzey değerlerinin yer aldığı VAR modelinin tahmin edilebileceğini ve dönüştürülmüş WILD (MWILD) testinin uygulanabileceğini göstermişlerdir. Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen gecikmesi arttırılmış VAR modelinde; değişkenlerin düzeyde durağan olmaması, eşbütünleşik olmasına benzer sorunlar, sorun olmaktan çıkmaktadır. Nedensellik araştırmasında değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesinin (d_{max}) gecikme uzunluğundan (k) küçük olması, Toda-Yamamoto yönteminin uygulanması için gereklidir. Toda-Yamamoto yönteminde, düzeyde duran olup olmadıklarına bakılmaksızın, düzeydeki değişkenler ile maksimum bütünleşme derecesi kadar fazladan gecikme eklenerek [$k+(d_{max})$]. dereceden VAR modeli tahmin edilmekte ve MWILD hipotez testi uygulanmaktadır.

4. AMPİRİK ANALİZLER

4.1. Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizlerde zaman serilerinin durağanlığı önemlidir. Ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir. Durağanlık, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç olarak tanımlanmaktadır. (Gujarati, 2003:797).

Bu çalışmada durağanlığın araştırılmasında, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF: Augmented Dickey-Fuller) testi uygulanmıştır. Aşağıdaki tabloda gösterilen ADF birim kök testi sonuçlarına göre; R_KTFAIZ serisi düzeyde, R_TKFE ve R_TYKFE serileri ise birinci farkları alındığında durağanlık koşulunu sağlamaktadırlar. Bu bağlamda, değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) 1 olarak tespit edilmiştir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	Kesmesiz ve Trendsiz		Kesmeli		Kesmeli ve Trendli	
	t-stat	p-val	t-stat	p-val	t-stat	p-val
R_KTFAIZ (Düzye)	-2.275	0.023	-4.445	0.000	-4.698	0.002
R_KTFAIZ (Fark)	-4.755	0.000	-4.707	0.000	-4.610	0.002
R_TKFE (Düzye)	2.927	0.999	1.988	0.999	-0.244	0.990
R_TKFE (Fark)	-5.067	0.000	-6.042	0.000	-6.393	0.000
R_TYKFE (Düzye)	3.224	0.999	1.538	0.999	-1.042	0.930
R_TYKFE (Fark)	-6.425	0.000	-4.421	0.000	-4.842	0.001

4.2. Gecikme Sayısı

VAR analizinde modelde yer alan serilerin gecikme sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Modelde gecikme sayısı SC (Schwarz Information Criterion) ve HQ (Hannan-Quinn Information Criterion) kriterlerine göre 1, LR (Sequential Modified LR Test Statistic), FPE (Final Prediction Error) ve AIC (Akaike Information Criterion) kriterlerine göre ise 4 olarak belirlenmektedir. Uygulamada bilgi kriterlerinin farklı gecikme uzunluklarını göstermesi durumunda sıkça kullanılan yöntem LR sonucunu dikkate almaktır. LR kriteri de FPE ve AIC gibi 4 gecikmeyi gösterdiği için gecikme sayısı (k) 4 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3: Gecikme Sayısı Seçimi İçin Bilgi Kriterleri

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	42.69703	9.429874	9.504922	9.458646
1	214.8160	0.621401	5.199720	5.424863*	5.286034*
2	5.496667	0.645360	5.236615	5.611855	5.380473
3	2.505076	0.713429	5.334793	5.860128	5.536194
4	12.83808*	0.619629*	5.190079*	5.865510	5.449023
5	2.298906	0.687339	5.287855	6.113381	5.604342
6	0.766884	0.792894	5.422037	6.397659	5.796067
7	1.280890	0.904126	5.541265	6.666982	5.972838
8	7.551872	0.863651	5.479343	6.755156	5.968460
9	1.610185	0.979657	5.584396	7.010304	6.131055
10	9.116021	0.874575	5.444177	7.020181	6.048380
11	4.888042	0.891250	5.429470	7.155570	6.091216
12	7.785641	0.812260	5.294959	7.171155	6.014248

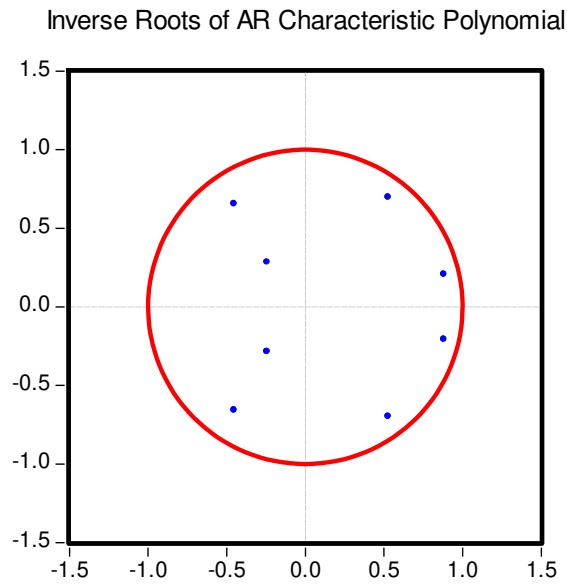
Bulunan gecikme sayısında otokorelasyon sorunu olup olmadığını test etmek için LM Testi kullanılmıştır. Aşağıdaki tablodaki olasılık değerlerine bakıldığında, 4. gecikmede otokorelasyon sorununun olmadığına ilişkin sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo 4: Otokorelasyon LM Testi Sonuçları

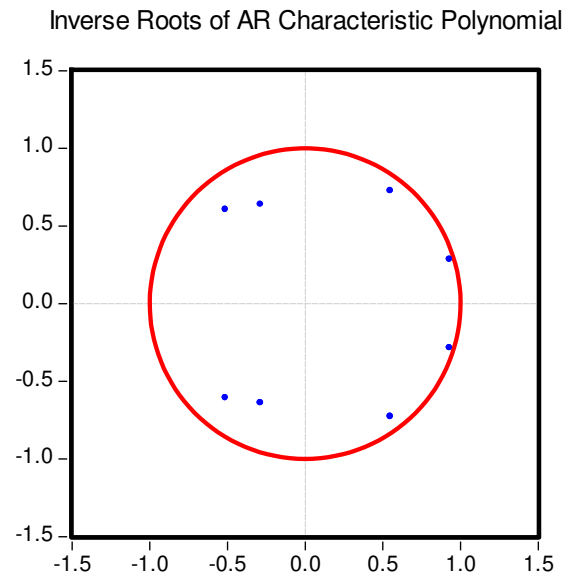
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.349983	0.8528
2	0.703572	0.9509
3	5.683355	0.2241
4	6.559062	0.1611
5	0.558758	0.9675
6	3.391392	0.4946
7	6.152288	0.1881
8	7.023299	0.1347
9	1.703533	0.7901
10	1.963458	0.7425
11	4.332347	0.3629
12	6.343597	0.1749

Gecikme sayısı 4 olarak belirlenerek tahmin edilen VAR modellerinin durağan olduğu, AR karakteristik polinomunun ters köklerinin hepsinin birim çemberin içinde yer aldığını gösteren aşağıdaki şekillerden anlaşılmaktadır.

Şekil 2: R_TKFE-R_KTFAIZ Modeli AR Karakteristik Polinomlarının Ters Kökleri



Şekil 3: R_TYKFE-R_KTFAIZ Modeli AR Karakteristik Polinomlarının Ters Kökleri



4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto yaklaşımına göre nedenselliğin araştırılacağı R_KTFAIZ ile R_TKFE ve R_TYKFE değişkenlerine ait verilerin düzey değerlerinin yer aldığı denklemler aşağıdaki gibidir:

$$R_TKFE_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1,i} R_TKFE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2,i} R_TKFE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1,i} R_KTFAIZ_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2,i} R_KTFAIZ_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$R_KTFAIZ_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \varphi_{1,i} R_KTFAIZ_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \varphi_{2,i} R_KTFAIZ_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1,i} R_TKFE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \theta_{2,i} R_TKFE_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$R_TYKFE_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \vartheta_{1,i} R_TYKFE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \vartheta_{2,i} R_TYKFE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_{1,i} R_KTFAIZ_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda_{2,i} R_KTFAIZ_{t-j} + \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

$$R_KTFAIZ_t = \tau_0 + \sum_{i=1}^k \sigma_{1,i} R_KTFAIZ_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \sigma_{2,i} R_KTFAIZ_{t-j} + \sum_{i=1}^k \omega_{1,i} R_TYKFE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \omega_{2,i} R_TYKFE_{t-j} + \varepsilon_{4,t} \quad (4)$$

Toda ve Yamamoto nedensellik testi denklem (1), (2), (3) ve (4) kullanılarak aşağıdaki MWALD testi hipotezleri ile gerçekleştirilmiştir.

$$H_0: \beta_{1,1} = \beta_{1,2} = \dots = \beta_{1,k} = 0$$

$$H_0: \theta_{1,1} = \theta_{1,2} = \dots = \theta_{1,k} = 0$$

$$H_0: \lambda_{1,1} = \lambda_{1,2} = \dots = \lambda_{1,k} = 0$$

$$H_0: \omega_{1,1} = \omega_{1,2} = \dots = \omega_{1,k} = 0$$

$\beta_{1,i} = 0, \forall i$ hipotezi test edilip reddedilirse, konut kredisi faizinden konut fiyatlarına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. $\theta_{1,i} = 0, \forall i$ hipotezi test edilip reddedilirse, konut fiyatlarından konut kredisi faizine doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

$\lambda_{1,i} = 0, \forall_i$ hipotezi test edilip reddedilirse, konut kredisi faizinden yeni konut fiyatlarına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. $\omega_{1,i} = 0, \forall_i$ hipotezi test edilip reddedilirse, yeni konut fiyatlarından konut kredisi faizine doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Toda-Yamamoto nedensellik yönteminde VAR modeline sonradan ilave edilen terimlerin katsayıları ($\beta_{2,i}, \theta_{2,i}, \lambda_{2,i}$ ve $\omega_{2,i}$) MWALD testinde dikkate alınmamaktadır.

Bu çerçevede, $k=4$ ve $d_{\max}=1$ olmak üzere, denklem (1), (2), (3) ve (4) kullanılarak oluşturulan iki VAR modeline göre değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi test edilmiştir. Aşağıdaki tabloda MWALD testi sonuçları gösterilmiştir:

Tablo 5: MWALD Testi Sonuçları

Boş Hipotez		X^2 İstatistik	Olasılık	Sonuç
R_KTFAIZ \neq > R_TKFE	Granger nedensellik yok	9.973	0.040	H_0 Ret
R_TKFE \neq > R_KTFAIZ	Granger nedensellik yok	1.857	0.762	H_0 Kabul
R_KTFAIZ \neq > R_TYKFE	Granger nedensellik yok	11.506	0.021	H_0 Ret
R_TYKFE \neq > R_KTFAIZ	Granger nedensellik yok	6.5137	0.163	H_0 Kabul

Toda-Yamamoto yöntemi ile uygulanan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, "R_TKFE, R_KTFAIZ'nin Granger nedeni değildir" ve "R_TYKFE, R_KTFAIZ'nin Granger nedeni değildir" hipotezlerinin reddedilememelerine karşın, "R_KTFAIZ, R_TKFE'nin Granger nedeni değildir" ve "R_KTFAIZ, R_TYKFE'nin Granger nedeni değildir" hipotezleri %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmişlerdir. R_KTFAIZ'den R_TKFE'ye ve R_TYKFE'ye doğru tek yönlü Granger nedensellik vardır. Başka bir deyişle konut kredisi faizinin konut fiyatı endeksi ve yeni konut fiyatı endeksini etkilemediğini öne süren hipotezler reddedilmiştir. Konut kredisi faizi, konut fiyatı endeksinin ve yeni konut fiyatı endeksinin Granger nedenidir. Bu sonuç, Türkiye'de incelenen dönem için konut kredi faizleri ile konut fiyatları ve yeni konut fiyatları arasında nedensellik ilişkilerinin bulunduğunu göstermektedir. Bu çerçevede Türkiye'de konut kredi faizlerinde meydana gelen gelişmelerin konut fiyatları ve yeni konut fiyatları üzerinde önemli etkileri olacağını beklemek yanlış olmayacaktır.

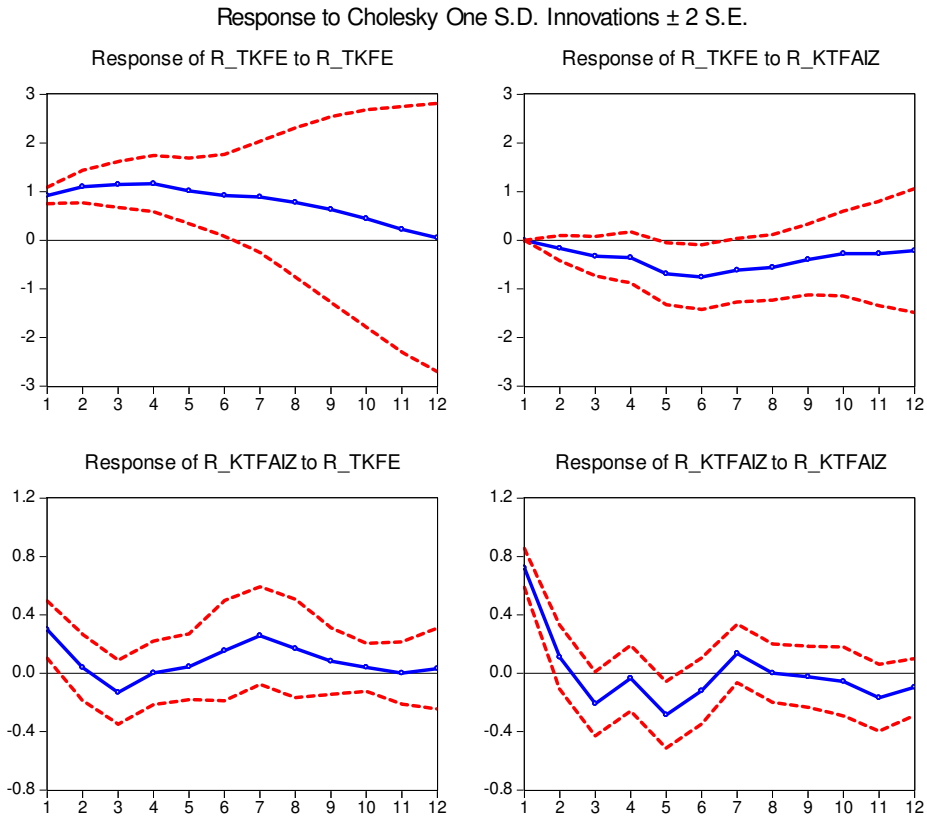
Etki tepki grafikleri ise Şekil 4 ve 5'te gösterilmektedir. R_KTFAIZ değişkeninde yaşanan pozitif bir şoka R_TKFE ve R_TYKFE değişkenlerinin 12 dönemlik zaman içinde negatif yönde önce artan sonra azalan tepki göstermiştir. R_KTFAIZ'de meydana gelen bir standart sapmalı şoka R_TKFE'nin en düşük negatif tepkisi 6. dönemde -0,759952 birim olarak, R_TYKFE'nin en düşük negatif tepkisi yine 6. dönemde -0.602752 birim olarak meydana gelmiştir. R_TKFE'nin tepkisi 5, 6 ve 7. dönemlerde, R_TYKFE'nin ise 6. dönemde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum, konut kredisi faizindeki bir şokun beş ay gecikme ile konut fiyatlarını etkilediğini, altı ay gecikme ile de yeni konut fiyatlarını etkilediğini göstermektedir.

R_TKFE ve R_TYKFE'nin varyans ayrıştırma sonuçları sırasıyla Tablo 6 ve Tablo 7'de gösterilmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre; ilk dönem konut kredisi fiyatlarında meydana gelen değişikliğin tümü kendisi tarafından açıklanırken bu durum sonraki dönemlerde farklılık göstermiş ve nihayet son dönemde % 78'i kendisi tarafından, %22'lik

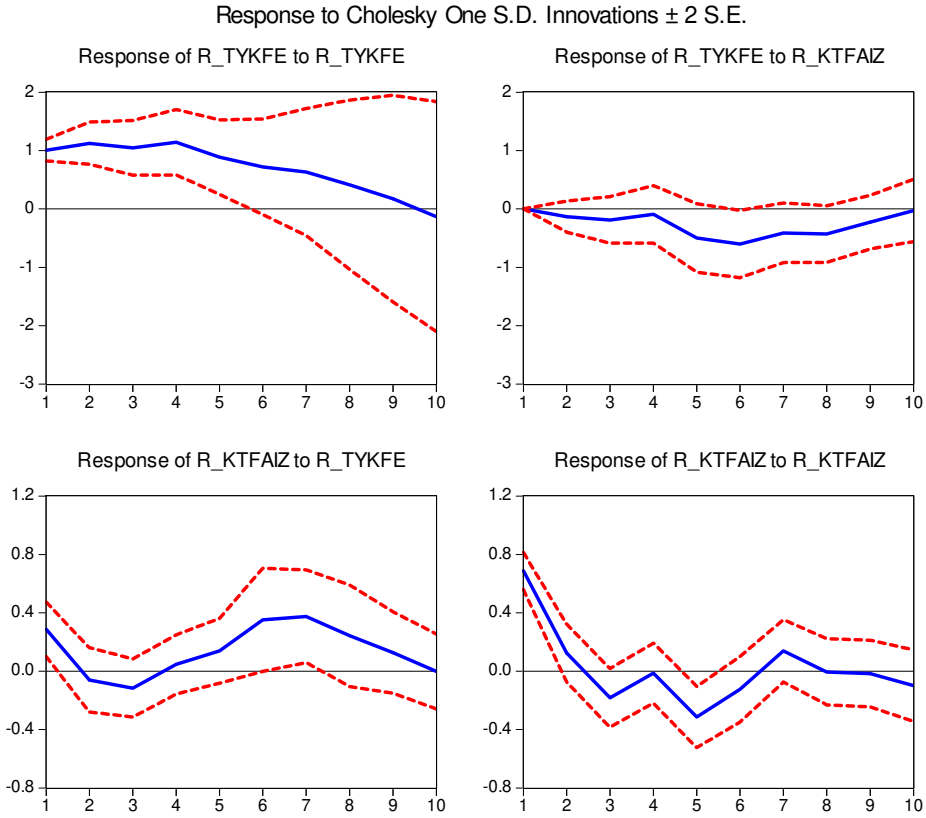
kısmı konut kredisi faizi tarafından açıklanmaktadır. Benzer şekilde, ilk dönem yeni konut kredisi fiyatlarında meydana gelen değişikliğin tümü kendisi tarafından açıklanırken son dönemde % 87'si kendisi tarafından, %13'lük kısmı konut kredisi faizi tarafından açıklanmaktadır. Bu sonuçlar; konut kredisi faizi ile konut fiyatları ve yeni konut fiyatları arasındaki ilişkiyi göstermektedir.

Sonuçlar; Türkiye'de konut piyasasındaki fiyatların konut kredisi faizinden etkilendiği yönündeki genel kanıyı desteklemekle beraber, yeni konut fiyat endeksinin etkilenmesinin, konut fiyat endeksinin etkilenmesinden mutlak değer olarak daha az olduğunu da ortaya koymaktadır.

Şekil 4: R_TKFE-R_KTFAIZ Modeli Etki Tepki Grafikleri



Şekil 5: R_TYKFE-R_KTFAİZ Modeli Etki Tepki Grafikleri



Tablo 5 R_TKFE için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Period	S.E.	R_TKFE	R_KTFAİZ
1	0.918686	100.0000	0.000000
2	1.443472	98.69206	1.307939
3	1.871106	96.13414	3.865859
4	2.231204	94.72736	5.272641
5	2.546229	88.55600	11.44400
6	2.812238	83.31614	16.68386
7	3.013474	81.27339	18.72661
8	3.161947	79.84811	20.15189
9	3.248437	79.40899	20.59101
10	3.290347	79.23159	20.76841
11	3.309268	78.78153	21.21847
12	3.316655	78.45445	21.54555

Tablo 6: R_TYKFE İçin Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Period	S.E.	R_TYKFE	R_KTFAIZ
1	1.006442	100.0000	0.000000
2	1.514859	99.22910	0.770897
3	1.850417	98.44865	1.551346
4	2.176304	98.69592	1.304079
5	2.402022	94.62172	5.378279
6	2.578747	89.87026	10.12974
7	2.686600	88.33134	11.66866
8	2.751920	86.42756	13.57244
9	2.766937	85.89556	14.10444
10	2.770342	85.92131	14.07869
11	2.808271	86.27452	13.72548
12	2.888263	87.01152	12.98848

5. SONUÇ

Bu çalışmada, konut fiyatları ve yeni konut fiyatları ile konut kredisi faizi arasındaki nedensellik ilişkileri Toda ve Yamamoto (1995) yöntemi ile araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler Türkiye Konut Fiyat Endeksi, Türkiye Yeni Konutlar Fiyat Endeksi ve bankalarca TL üzerinden açılan konut kredilerine uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı olup, 2010:01-2015:04 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen VAR modeli ile analiz edilmiştir. Modelde kullanılan serilerin durağanlığı için birim kök testleri yapılmış ve maksimum bütünleşme dereceleri belirlenmiştir. VAR modeline serilerin maksimum bütünleşme derecesi kadar fazladan gecikme eklenerek MWALD testi yapılmıştır. MWALD testi sonuçlarına göre, %5 anlamlılık seviyesinde, konut kredisi faizinden konut fiyatı endeksine ve yeni konut fiyatı endeksine doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonuçlarına varılmıştır. Elde edilen bulgular Badurlar (2008) ve Hofmann (2004) tarafından ortaya konulan sonuçlardan farklıdır. MWALD testi sonuçları Apergis ve Reztis (2003), Baffoe-Bonnie (1998), Chen ve Patel (1998), Luo, Liu ve Picken (2006) ve Sarı, Ewing ve Aydın (2007) çalışmalarını destekler niteliktedir.

Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre; konut kredisi faizi ikinci döneme kadar konut fiyat endeksi ve yeni konut fiyat endeksindeki değişim üzerinde önemli bir katkısı olmazken, onuncu döneme kadar konut fiyat endeksi ve yeni konut fiyat endeksindeki değişime katkısı artmış ve onuncu dönem itibarıyla sırasıyla yaklaşık % 20, % 14 oranında gerçekleşmiştir.

Bu çalışmanın bulguları, faiz oranlarındaki değişimin, konut fiyatlarının değişimine neden olacağı şeklindeki kuramsal bakış açısıyla da uyumludur. "Konut kredilerinin daha düşük faizle açılmasına olanak sağlayacak politikaların; konut edinme motivasyonunu artıracığı" önermesi araştırmanın bulgularıyla desteklenmektedir. Ayrıca, konut kredisi faiz oranlarındaki yükselişin konut talebini dolayısıyla konut fiyatlarını düşürmesi etkisi 5-6 aylık bir gecikme ile meydana geldiği ve yeni konut fiyat endeksindeki etkilenmenin, konut fiyat endeksindeki etkilenmeden mutlak değer olarak daha az olduğu görülmektedir.

KAYNAKLAR

- Apergis, N. and Rezitis, A. (2003), Housing Prices and Macroeconomic Factors in Greece: Prospects within the European Monetary Union, *Applied Economics Letters*, 10, p.799-804.
- Badurlar, İ. O. (2008), Türkiye’de Konut Fiyatları ile Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Araştırılması. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), p.223-238.
- Baffoe-Bonnie, J. (1998), The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(2), p.179-197.
- Beltratti, A. and Morana C. (2010), International Housing Prices and Macroeconomic Fluctuations. *Journal of Banking & Finance*, 34, p.533-545.
- Bjørnland, H. C. and Jacobsen, D. H. (2009), The Role Of House Price In The Monetary Policy Transmission Mechanism In Small Open Economies. *Norges Bank Working Paper 06*.
- Case, K. E. and Shiller R. J. (1990), Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 18(3), p.253-273.
- Chen, M. and Patel K. (1998), House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. *Journal of the Asian Real Estate Society*, 1(1), p.101-126.
- Çil Yavuz, N. (2006), Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma Ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, p.162-171.
- Dickey, D. F. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p.427-431.
- Gujarati, D. N. (2003), *Basic Econometrics*. (4th Edition). McGraw-Hill.
- Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, p.424-38.
- Hepşen A. and Kalfa N. (2009), Housing Market Activity and Macroeconomic Variables: An Analysis of Turkish Dwelling Market Under New Mortgage System. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 38(1), p.38-46.
- Hepşen A. and Vatanserver M. (2012), Relationship Between Residential Property Price Index and Macroeconomic Indicators in Dubai Housing Market. *International Journal of Strategic Property Management*, 16(1), p.71-84.
- Hirata, H., Köse, M. A., Otrok, C. and Terrones M. E. (2012), Global House Price Fluctuations: Synchronization and Determinants. *NBER Working Paper Series*. www.nber.org/papers/w18362
- Hofmann, B. (2004), Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence. *Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper*, No.22/2003.
- Luo, Z., Liu C. and Picken D. (2006), Granger Causality Among House Price and Macroeconomic Variables in Victoria. *Pacific Rim Property Research Journal*, 13(2).
- Meidani, A. A., Zabihi M. and Ashena M. (2011). House prices, Economic Output, and Inflation Interactions in Iran. *Research in Applied Economics*, 3(1), p.1-13.
- Prakash, D. L. (2012), The Association between Unemployment, Mortgage Rates and House Prices: Granger Causality Test of Local, State and National Data. *Advances in Management*, 5(2), p.22-27.
- Sarı, R., Ewing, B. and Aydın, B. (2007), Macroeconomic Variables and the Housing Market in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 43(5), p.5-19.
- Toda, H. Y. and Yamamoto T. (1995), Statistical Inferences In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, p.225-250.
- TCMB. (2015), Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kfe/kfe.php
- Won, K. Y. and Chan, H. L. (2011), Studying the Dynamic Relationships Between Residential Property Prices, Stock Prices, and GDP in Hong Kong, *Hong Kong Shue Yan University, Working Paper Series*.