

TÜRKİYE’DE KONUT FİYATLARI İLE MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASI

Yrd.Doç.Dr. İlkey ÖNER BADURLAR*

ÖZ

Bu çalışma 1990-2006 dönemi için Türkiye’de makro ekonomik değişkenlerin (gayrisafi yurtiçi hasıla, para arzı, kısa dönem faiz oranları ve döviz kuru) konut fiyatları üzerindeki dinamik etkilerini analiz eder. Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin araştırılmasında Johansen Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizinin sonuçları konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varolduğunu göstermektedir. Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki kısa dönemli dinamik ilişkinin araştırılmasında Vektör Hata Düzeltme Yöntemi (VECM) kullanılmıştır. VEC Granger Nedensellik/Block Exogeneity Wald Testi sonuçları, konut fiyatları ile faiz oranı ve döviz kuru arasında iki yönlü nedenselliğin bulunduğunu göstermektedir. Gayrisafi yurtiçi hasıla ve para arzından konut fiyatlarına doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Konut fiyatları, Makro ekonomik değişkenler, Nedensellik ilişkisi, VECM

INVESTIGATION OF RELATIONSHIP BETWEEN HOUSE PRICES AND MACROECONOMIC VARIABLES IN TURKEY

ABSTRACT

This study analyses the dynamic effects of macroeconomic variables (i.e. gross domestic product (GDP), money supply, short-run interest rates and exchange rates) on the house prices in Turkey for the period 2000-2006. Estimates of the long run relationship between house prices and macroeconomic variables are obtained using the Johansen cointegration test. The results of cointegration analysis suggest that there exists a long run relationship between house prices and macroeconomic variables. Vector Error Correction Model (VECM) is used to investigate of the short-run dynamic relationship between house prices and macroeconomic variables. The results of VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test show that there is bi-directional causality between house prices and interest rates and exchange rates. It is observed that one-directional causality exists from gross domestic product and money supply to house prices.

Keywords: House prices, Macroeconomic variables, Causality relation, VECM

* Bilecik Üniversitesi Bozüyük Meslek Yüksekokulu, e-mail: ioner@anadolu.edu.tr



1. GİRİŞ

Türkiye’de 1990-2006 döneminde konut piyasasının gelişimine bakıldığında; 1990’lı yıllarla birlikte devamlı hale gelen hiper-enflasyon ve ekonomik krizler (1994 ve 2001 ekonomik krizleri) ile beraber 1999 Ağustos ve Kasım aylarında yaşanan deprem felaketleri konut piyasasının zaman zaman gerilemesine ve durgunluğa girmesine yol açmıştır. 2000 yılından sonra ise Türkiye’de konut piyasası yeniden büyüme trendine girmiştir. Özellikle 2003 yılından itibaren enflasyon oranında meydana gelen düşüş, nominal ve reel faiz oranlarının düşmesine neden olmuş, bu da özellikle konut sektöründe ertelenmiş olan tüketimi harekete geçirmiştir. Faiz oranlarının düşmesi bankacılık sektörünün hanehalkına sunduğu ürünlere olan talebi ve dolayısıyla bu ürünlerin arzını artırmış, sonuçta konut kredileri artış trendine girmiştir. Ayrıca Mortgage yasasının çıkacağı beklentisi özellikle 2005 yılında konuta olan talebin patlamasına ve konut fiyatlarının yükselmesine neden olmuştur.

Bilindiği gibi konut piyasası makro ekonominin bütünü içerisinde büyük bir paya sahiptir. Konut ve barınma için yapılan harcamalar toplam servet içerisinde hanehalkı harcamalarının belirgin bir kısmını oluşturur. Chetty ve Szeidl (2004)’e göre, hanehalkı gelirlerinin % 20’si barınma harcamalarına ayrılmaktadır. Konut faaliyetleri, gelişmiş ekonomilerde aynı zamanda gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) içerisinde de büyük bir paya sahiptir (Davis ve Heathcote, 2005). Bu nedenle konut için yapılan harcamalar ile makro ekonomik değişkenler arasında bir ilişkinin olması ve konut fiyatlarının makro ekonomik değişkenlerden etkilenerek dalgalanması kaçınılmaz bir sonuçtur.

Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişki parasal aktarım mekanizması aracılığıyla incelenebilir. Genel olarak makro ekonomide ve aktarım mekanizmasında varlık fiyatlarının ve dolayısıyla konut fiyatlarının bir rol oynayabileceği fikri ekonomilerde yeni değildir ve Veblen (1904) ve Fisher’e (1933) kadar dayanır. Son yıllarda bu fikir artan bir şekilde popüler hale gelmiştir. Aktarım mekanizmasında gayrimenkul piyasasının direkt ya da dolaylı olarak rol oynadığı konusundaki araştırmaların çoğu parasal aktarım mekanizmaları ile ilgili Journal of Economic Perspectives Kış 1995 Sempozyumu’nda yayınlanmıştır (Iacoviello, 2000).

Makro ekonomi ve konut piyasası dalgalanmalarına ilişkin olarak bir çok ampirik çalışma vardır. Makro ekonomik değişkenlerin konut piyasası üzerindeki etkisini analiz eden ilk çalışmalarda; konut piyasasındaki arz ve talep şoklarını etkileyen değişkenlerin makro ekonomik değişkenler olduğuna ilişkin bir olguya rastlanmamıştır (Kearl, 1979; Follain, 1981; Shwab, 1983; Manchester, 1987; Haris, 1989). Sonraki yapılan ilgili çalışmalarda ise, konut piyasası ile makro ekonomik değişkenler arasında ilişki olduğuna dair bulgular vardır. Englund ve Ioannides (1997), 15 OECD ülkesinin yer aldığı bir çalışmada konut fiyatlarını uluslararası ampirik bir perspektifte ele almışlardır. Çalışmalarında, konut fiyatları üzerinde GSYİH’deki büyümenin etkisinin pozitif, faiz oranlarındaki artışın etkisinin ise negatif olduğunu belirtmektedirler. Ancak, konut fiyatlarını bir şokun takip edebileceğine ilişkin bir kanıt bulamamışlardır. Baffoe-Bonnie (1998)’de, ekonominin bütünü ile konut piyasası arasında tam etkileşim olduğunu hesaba katan bir VAR (Vector Autoregressive) modeli geliştirmiştir.

Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasında bir ilişki olduğuna dair diğer kanıtlar Uluslararası Ödemeler Bankası’nın (Bank of International Settlements, BIS) Para ve Ekonomi Departmanı bünyesinde yapılan çalışmalarda da elde edilmiştir. Kennedy ve Anderson (1994), ülkeler arası reel konut fiyatları ve hanehalkı tasarrufları arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik olarak yaptıkları bir çalışmada, konut fiyatları dalgalanmalarında düzenleyici faktörlerin belirlenmesindeki zorluğa değinmektedirler. Kennedy ve Anderson, ülkelerarası gayrimenkul piyasalarında spekülasyon olasılığı varsayımını yok sayarak, süregelen fiyat değişimlerinde para politikası tutumunun, konutun vergi durumunun ve finan-

sal serbestleşmenin rol oynayabileceğini varsaymaktadırlar. Borio, Kennedy ve Prowse (1994)’de, kredi ve diğer değişkenler ile reel varlık fiyat indeksi arasında kurdukları çoklu regresyonda, varlık fiyatlarında kredilerin önemli bir rol oynadığını ileri sürmektedirler. Ayrıca 1980’lerde İsveç, Finlandiya ve Norveç’te yaşanan varlık fiyatlarındaki artışın finansal serbestleşme sonucu kredilerde meydana gelen artıştan kaynaklandığını çalışmalarında belirtmektedirler.

Meltzer (1995), ABD’de tek ailenin oturduğu yeni ev fiyatlarının değişim oranları ile gayrisafi yurtiçi hasıla deflatörünü karşılaştırmış ve konut fiyatlarının değişim oranının tepe yaptığı dönemlerde yaklaşık iki yılda bir deflatöründe tepe yaptığını görmüştür. Meltzer, İngiltere ve İsveç içinde benzer sonuçlara ulaşmıştır. Higgins ve Osler (1997), 1984-1993 dönemi için OECD ülkelerinin verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada konut ve hisse senedi fiyatlarının bir çok ülkedeki spekülasyon fiyat balonları tarafından etkilendiğini ve varlık fiyatlarının 1990’lı yılların başlarındaki düşüşünün daha önceki balonların bir kalıntısı olduğunu kanıtlamaktadırlar. Higgins ve Osler, bu sonucu 1980’lerin sonlarında varlık fiyatları en fazla yükselen ülkelerin daha sonra varlık fiyatları en fazla düşen ülkeler olduğu gözlemine dayandırmaktadırlar. Konut piyasası ile makro ekonominin birlikte hareket ettiğine dair çok sayıda ülke için yapılmış çalışmalarda vardır. ABD için Green (1997), Baffoe-Bonnie (1998) ve Wen (2001); İngiltere için Bowen (1994); Japonya için Ito (1993) ve Seko (2003) tarafından yapılan çalışmalarda da benzer sonuçlar elde edilmiştir. Jud ve Winkler (2002), kentsel düzeydeki verileri kullanarak reel konut fiyatlarının değerindeki artışın gelirdeki reel değişimlerden, nüfustaki artıştan, faiz oranlarından ve yapı maliyetlerinden güçlü bir şekilde etkilendiği sonucuna varmaktadırlar. Tsatsaronis ve Zhu (2004), 17 endüstrileşmiş ülke arasında yaptıkları çalışmada konut finansmanı sistemlerindeki farklı düzenlemelerin konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerde önemli etkilere sahip olabileceğine işaret etmektedirler. Ülkeler arasında farklılık göstermekle birlikte, konut fiyatlarının genelde enflasyon oranına ve banka kredilerine bağlı olduğunu, aynı zamanda dalgalı mortgage oranlarının uygulandığı ülkelerde konut fiyatlarının kısa dönem faiz oranlarına karşı daha hassas olduğunu belirtmektedirler. Daha sonra Zhu (2006), gelişmiş altı Asya ülkesi arasında benzer bir çalışma yapmış ve yine konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasında güçlü bir ilişkinin olduğu sonucuna varmıştır.

Bu çalışmanın amacı; Türkiye’de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi araştırmaktır. Bu çalışmanın iktisat yazınına iki açıdan katkı yapması beklenmektedir: Birincisi, konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılmasına yönelik yapılan çalışmaların çoğu ABD, OECD ülkeleri, Asya Pasifik ülkeleri ile AB’ne dahil gelişmiş ülke verileri kullanılarak yapılmıştır. Türkiye için yapılan bu çalışma ile bu ülkeler için geçerli olan sonuçların Türkiye için de geçerli olup olmadığı araştırılacaktır. Ayrıca çalışmaların yapıldığı bu yabancı ülkelerin hemen hepsinde konut ipoteğine dayalı mortgage sistemi uygulanmaktadır. Türkiye’de ise mortgage sistemi Şubat 2007’de yasallaşmış olup, henüz yeni uygulanmaya başladığı için, söz konusu değişkenler ile konut fiyatları arasındaki ilişkinin yabancı ülkelerle benzerlik gösterip göstermeyeceği önem kazanmaktadır. İkinci olarak, Türkiye için bu konuda yapılmış bir çalışmanın olmamasıdır. Bu açıdan Türkiye’de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki hem kısa hem de uzun dönemli ilişkinin araştırılması Türkiye’deki iktisat yazınına da katkı sağlayacaktır.

Çalışmanın diğer bölümleri ise şu şekilde organize edilmiştir: İkinci bölümde her bir makro ekonomik değişken ile konut fiyatları arasındaki ilişkinin nasıl olduğuna ve literatürde bu yönde yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Çalışmada kullanılacak veri seti ve yöntemle ilişkin bilgiler ile analiz sonucunda elde edilen ampirik bulgular üçüncü bölümde yer almaktadır. Çalışmanın dördüncü bölümünde ise sonuç bölümü yer almaktadır.



2. KONUT FİYATLARI İLE MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİLER

Gayrimenkul piyasalarındaki dalgalanmalar (yapılan binalardaki azalmalar ya da artışlar gibi) para ve maliye politikasında meydana gelen şoklardan etkilenir. Makro ekonomik değişkenlerde; örneğin, para arzı, gayrisafi yurtiçi hasıla, faiz oranları, istihdam, enflasyon oranı ve döviz kuru gibi değişkenlerde meydana gelen dalgalanmalar hem konut fiyatlarını hem de yeni konut yapımını etkileyebilir. Gerçekten makro ekonomi ve konut piyasası birbirleriyle ilişkilidir ve birlikte hareket eder. Ampirik açıdan yapılan çalışmalar, konut fiyatlarındaki dalgalanmaların makro ekonomik değişkenlerde, özellikle de hanehalklarının kullanılabilir gelirleri ve gelir beklentileri ile nominal ve reel faiz oranlarında meydana gelen değişimlerden belirgin bir şekilde etkileneceğini öne sürmektedirler (Leung, 2004).

Bu çalışmada konut fiyatları ile ilişkilerinin olabileceği göz önüne alınarak incelenecek makro ekonomik değişkenler; gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH), para arzı, kısa dönem faiz oranları ve döviz kurudur. Diğer önemli bir makro ekonomik değişken olarak enflasyon oranının da modele dahil edilmesi gerektiği düşünülebilir. Lee (1992), yaptığı bir çalışmada para arzındaki değişimler ile faiz oranı ve enflasyon oranı arasındaki değişimler arasında güçlü bir korelasyon olduğunu ortaya koymuş ve bu nedenle para arzının değişken olarak alındığı bir modelde enflasyon ve faiz oranı değişkenlerinden birinin modele dahil edilmesi gerektiğini belirtmiştir. Bu çalışmada konut fiyatlarını ve konut talebini çok yakından ilgilendirdiği için faiz oranları veri setine dahil edilmiştir.

Gayrisafi yurtiçi hasılanın modele dahil edilmesinin nedeni; hem iktisadi faaliyetin bir göstergesi olması hem de konuta ilişkin faaliyetlerin GSYİH içerisinde büyük bir paya sahip olmasıdır. Giussani ve diğerleri (1992), yaptıkları bir çalışmada gayrisafi milli hasıladaki (GSMH) değişikliklerin konut fiyatları üzerinde belirgin bir etkisinin olduğunu bulmuşlardır. Yine Englaund ve Ioannides (1997), 15 OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında GSYİH'daki büyümenin konut fiyatları üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu bulmuşlardır. Konut piyasasındaki hareketlerin önemli bir bölümü konjonktür dalgalanmaları ile ilişkilidir. Davis ve Heathcote (2001), ABD'de konut ile ilgili yapılan yatırımların GSYİH'yı ya da konjonktürü takip ettiğini, oysa konut dışındaki yatırımların konjonktür ya da GSYİH'dan geri kaldığını bulmuşlardır. Zhu (2006), 6 Güneydoğu Asya ülkesini kapsayan çalışmada yaptığı analizler sonucunda; Kore ve Singapur'da konut fiyatları ile GSYİH arasında negatif bir ilişki olduğu, Hong Kong'da ise bu iki değişken arasında bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Modele dahil edilen diğer bir makro ekonomik değişken para arzıdır. Para arzının modele dahil edilmesi iki ayrı yaklaşım ile açıklanabilir: Bunlardan birincisi; parasal aktarım mekanizması içerisinde yer alan Tobin'in q teorisi, ikincisi ise servet etkisi kanalıyla para arzında meydana gelecek değişikliklerin varlık fiyatlarını ve dolayısıyla konut fiyatlarını etkileyebileceğini açıklayan Modigliani'nin Yaşam Boyu Gelir Teorisi'dir (Meltzer, 1995). Tobin'in q teorisi; aktarım sürecinin dayanıklı mallar için işlem ve bilgi maliyetlerinin yatırım, ayarlanmış tüketim ya da üretim değişikliği maliyetlerinden daha düşük olduğu varlık piyasalarında başladığını ve işlediğini kabul eder. Eğer para politikası hakkında bir belirsizlik var ise, varlık fiyatları bu belirsizliğe hızla karşılık verir. Varlık piyasalarındaki nispi fiyatlardaki değişiklikler ürün piyasalarına da yayılır; genişlemeci para politikası uygulandığında, varlığın fiyatı onun yenileme maliyetinden daha büyük olabilir ve üretim artar. Para arzındaki ani bir artış faiz oranlarını düşürür ve bu aynı zamanda konut hizmetlerinin kullanım maliyetlerini düşürürken, talep miktarını artırır. Buna bağlı olarak konut birimlerinin reel fiyatları artar, çünkü konut hizmetleri konut birimleri ile birebir ilgilidir (Boffoe-Bonnie, 1998). Tobin'in q teorisinin varlık fiyatlarına yansımaları şu şekildedir: Para arzı arttığı zaman hane halklarının ellerindeki para miktarı, tutmak istedikleri para miktarından daha fazla olacak ve hane halkları harcama yaparak bu ellerindeki fazla paradan kurtulacaklardır. Hane halkla-

rının bu fazla parayı harcayabileceği yerlerden en önemlisi varlık (hisse senedi ve gayrimenkul gibi) piyasalarıdır (Mishkin, 1992). Para arzının niçin modele dahil edildiğini açıklayan ikinci yaklaşım ise, Modigliani’nin Yaşam Boyu Gelir Teorisi’ne dayanır. Bu teoriye göre tüketim, tüketicinin beşeri sermaye, gayrimenkuller ve finansal servetinden oluşan yaşam boyu elde ettiği kaynaklar tarafından belirlenir. Yani tüketici tüketimini zamana yayar. Bu nedenle tüketim harcamalarını belirleyen unsur tüketicinin sadece bugünkü tüketimi değil, yaşam boyu sahip olduğu kaynaklardır. Tüketicilerin yaşam boyu sahip oldukları kaynakların en önemli bileşenlerinden biri de sahip oldukları gayrimenkullerdir. Gayrimenkul fiyatları arttığı zaman mevcut servetin değeri artacak ve bu da tüketicinin sahip olduğu yaşam boyu kaynakların ve tüketimin artmasına neden olacaktır. Tobin’in q kavramı ve servet etkisi aracılığı ile konut ve toprak fiyatlarının artmasına yol açan parasal genişleme toplam talepte bir artışla sonuçlanacaktır. Varlık fiyatları düştüğünde ise, yaşam boyu elde edilen kaynakların değeri ve dolayısıyla tüketimde düşecektir. Christiano, Eichengreen ve Evans (1999), kısa dönem ekonomik davranışların ve konut piyasalarındaki dalgalanmaların açıklanmasında para arzı şoklarının önemini vurgulamaktadırlar. Dreiman (2004)’de konut piyasası üzerinde paranın önemini belgeleyen bir çalışma yapmıştır. Lastrapes (2002), VAR modelini kullanarak yaptığı çalışmada, para arzı şoklarının en az toplam çıktı, fiyatlar ve faiz oranları kadar konut piyasasındaki dalgalanmalar üzerinde önemli dinamik etkilerinin olduğu sonucuna varmıştır. Ancak, para arzındaki değişimler ile konut fiyatları arasındaki ilişki her zaman pozitif olmayabilir. Çünkü para arzındaki dalgalanmalar enflasyonda belirsizlik yaratmak yoluyla konut piyasasını ve dolayısıyla konut fiyatlarını olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Tsatsaronis ve Zhu (2004), yaptıkları çalışmada para arzındaki dalgalanmaların enflasyona neden olarak konut fiyatlarını olumsuz yönde etkileyebileceği sonucuna varmaktadırlar.

Faiz oranı bireylerin konut satın alıp almama kararlarını etkileyen çok önemli bir değişkendir. Faiz oranları yükseldiğinde, hane halklarının konut satın alma istekleri engellenir ve bundan dolayı da konut talebi azalır. Faiz oranları düştüğünde ise, konuta olan talep artar ve dolayısıyla konut fiyatlarında da bir artış meydana gelir. Genelde, kısa dönem faiz oranlarında meydana gelen beklenmeyen bir düşüş konut fiyatlarında bir artışa yol açabilir. Yine bir çok çalışmada, faiz oranlarının tüketim harcamaları üzerindeki etkilerinin konut serveti aracılığıyla beklendiği, özellikle konut ipoteğinin önemli rol oynadığı sistemlerde kanıtlanmıştır (Muellbauer, 1992; Muellbauer and Murphy, 1997; Maclennan ve diğerleri, 1998). Englund ve Ioannides (1997), yaptıkları çalışmada faiz oranlarının konut fiyatları üzerindeki etkisinin negatif olduğu sonucuna varmışlardır. Apergis (2003), Yunanistan için ECVAR (Error Correction Vector Autoregressive) modelini kullanarak yaptığı çalışmada, konut ipoteğine dayalı (mortgage) borçlanma oranlarında meydana gelecek bir yükselişin reel konut fiyatlarında bir düşüşe neden olacağı sonucuna varmaktadır. Zhu (2006) yaptığı çalışmada ise, Endonezya ve Hong Kong’da konut fiyatları ile kısa dönem faiz oranları arasında negatif bir ilişki olduğu, Çin, Kore ve Singapur’da ise kısa dönem faiz oranlarının konut fiyatlarını pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmaktadır.

Çalışmaya dahil edilen bir diğer değişken döviz kurudur. Teorik anlamda döviz kurunun seyri ile ilgili olarak iki açılım yapılabilir: İlk olarak, uzun dönemde iki ülke arasında fiyat artış oranları arasındaki fark döviz kuruna yansyacaktır. Bir diğer deyişle uzun dönemde satın alma gücü paritesi teorisinin öngörülleri gerçekleşecektir. Ancak kısa dönemde döviz kuru değişikliklerini açıklamakta kullanılabilecek temel araç iki ülke arasındaki faiz oranı farklılıklarıdır. Faiz paritesi teorisi de denilen bu yaklaşıma göre, yurtiçi faiz oranı yurtdışı faiz oranından büyükse, bu durum yerli para üzerinde aktiflerin beklenen getirisini artıracacağı için yerli para değer kazanacaktır. Döviz kuru kanalı oranı dışa kapalı ekonomi modellerinde çoğu kez ihmal edilmiş olsa bile geleneksel dışa açık makro ekonomik modellerde önemli bir unsurdur. Burada aktarım zinciri, beklenen döviz kuru hareketlerinde faiz oranı farklılığına ilişkin açık faiz oranı paritesi durumu aracılığıyla faiz oranlarından döviz kuruna doğru çalışır. Bu nedenle, yurtiçi



faiz oranındaki bir artış, yurtdışı faiz oranı ile ilişkili olarak paranın güçlenmesine, buna karşılık hem net ihracatta hem de toplam talep düzeyinde bir azalmaya neden olur (Kuttner ve Mosser, 2002). Dolayısıyla faiz oranlarının yüksek, kurun düşük olduğu ve yerli paranın değer kazandığı dönemlerde, hem yurtiçi faiz oranının yüksek olmasından dolayı konut talebinde bir azalma olacak ve dolayısıyla konut fiyatları düşecek, hem de yerli paranın değer kazanmasından dolayı ülkenin net ihracat gelirlerinde ve toplam talep düzeyinde bir azalma olacağı için konut talebinde de bir azalma söz konusu olabilecektir. Döviz kurundaki değişmelerin konut fiyatlarına etkisi büyük oranda bir ekonomide dalgalı döviz kuru ya da sabit döviz kuru rejimlerinden hangisinin uygulandığına bağlıdır. Zhu (2006)'nun yaptığı Asya ülkelerindeki konut finansmanı sistemlerinin yapısını inceleyen çalışmada; esnek döviz kuru rejimi uygulayan ülkelerde (Endonezya, Singapur, Tayland ve Kore) döviz kurundaki değişmelerin konut fiyatları üzerinde belirgin bir etkisinin olduğu ortaya çıkmıştır. Özellikle bu ülkelerdeki yerli paranın ABD dolarına karşı değer kazanması ile konut fiyatları arasında doğru yönlü bir ilişkinin olduğu yapılan analizlerde gösterilmiştir. Yani yerli paranın değer kazandığı dolayısıyla döviz kurunun düşük olduğu dönemlerde konut fiyatları da düşük olmuştur. Bu sonuç, temel ekonomik değişkenlere dayalı bu iki değişkenin muhtemelen birlikte hareket ettiğini yansıtır. Daha önce Benson ve diğerleri (1999) tarafından ABD'de Washington eyaleti içinde yer alan Bellingham şehrindeki konut fiyatları ile ABD doları/Kanada doları kuru arasındaki ilişkiye yönelik olarak yapılan çalışmada da döviz kurundaki % 10'luk bir artışın Bellingham'daki konut fiyatlarını % 7,7 oranında artırdığı görülmektedir.

3. AMPİRİK ANALİZLER

3.1. Model

Türkiye'de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyan model aşağıdaki gibidir:

$$LHO_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LM_t + \beta_3 L(1+INTR_t) + \beta_4 LEX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelde HO ; konut fiyatlarını temsil eden konut sahipliğini, GDP ; gayrisafi yurtiçi hasılayı, M ; para arzını, $(1+INTR)$; kısa dönem faiz oranlarını ve EX ; döviz kurunu ifade etmektedir. Bu modelden hareketle Türkiye'de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin yönünün ne olacağı yapılacak ampirik testlerle belirlenmeye çalışılacaktır.

3.2. Veri ve Yöntem

Yukarıda ortaya konan modelin tahmin edilmesinde 1990-2006 dönemine ait üç aylık bazdaki veriler kullanılmıştır. Modelin tahmin edilmesinde kullanılan verilerin tümü TC Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) elde edilmiştir. Çalışmada Türkiye'de konut fiyatlarına yönelik bir fiyat indeksi hazırlanmadığı için, konut fiyatlarını temsil etmek üzere sabit fiyatlarla konut sahipliği rakamları kullanılmıştır¹. Ayrıca GSYİH rakamları da sabit fiyatlarla (1987=100) ele alınmıştır. Kısa dönem faiz oranlarını temsil etmek üzere de Merkez Bankası'nın gecelik (O/N) faiz oranları makro ekonomik değişken olarak modelde yer almaktadır. Çalışmada para arzını temsil etmek üzere modele dahil edilen para arzı değişkeni ise $M2Y$ 'dir. Gösterge döviz kuru olarak kullanılacak değişken ise akademik

¹ Konut fiyatlarını temsil etmek üzere yapı izin belgelerine ya da yapı ruhsatlarına göre hesaplanan inşaat istatistiklerinin kullanılmasının daha uygun olabileceği düşünülebilir. Ancak, bu istatistiklere ait verilere 2002 yılından önce ulaşmak mümkün olmadığı için çalışmaya dahil edilmemiştir.

araştırmalarda genel olarak kullanılan ve Türkiye’deki hanehalklarının da değer muhafaza aracı olarak yoğun bir şekilde elinde tuttuğu ABD Doları kurudur. Bundan dolayı 1 Amerikan dolarının YTL cinsinden değeri, yani dolaylı döviz kuru makro ekonomik bir değişken olarak bu çalışmaya dahil edilmiştir. Döviz kuru ve para arzına ait veriler gerekli indeksler kullanılarak reel hale getirilmiştir. Ayrıca tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmış ve veriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

Bu çalışmada ilk önce Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) yöntemi kullanılarak çalışmada kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadıkları araştırılacaktır. Durağanlığın araştırılmasında ilgili değişkenlere birim kök testi uygulanacaktır. Daha sonra Johansen’in (1988) Eşbütünleşme testi kullanılarak zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı araştırılacaktır. Eğer değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişki söz konusuysa, değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki ve Granger anlamında nedensellik ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Yöntemi (VECM) kullanılarak analiz edilecektir.

3.2.1. Birim Kök Testi: ADF

Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasında ortak bir stokastik trend varsa, birinci dereceden farkları durağandır ve değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığından söz edilebilir. Durağanlığın test edilmesinde son zamanlarda en yaygın olarak kullanılan birim kök testi Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) testidir. Bu testte bir zaman serisinin birim kök, birim kök ve sabit terim, birim kök-sabit terim ve trend bileşimi taşıyıp taşımadığını belirleyebilmek için uygun test istatistiği elde edilmektedir (Şıklar, 1999).

Çalışmada kullanılan değişkenlere seviyelerinde ve birinci farklarında ADF testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF test istatistiği	ADF test istatistiği
	Sabit terim içeren	Sabit ve trend terimi içeren
ho	-1.765081 (10)	-1.870351 (10)
gdp	-0.074412 (10)	-2.296960 (10)
m	-0.544418 (10)	-2.781319 (10)
1+int	-1.729252 (10)	-3.179477 (10)
ex	-2.633306(10)	1.224589 (10)
Δ ho	-5.133413* (10)	-5.389589* (10)
Δ gdp	-8.008334* (10)	-5.586150* (10)
Δ m	-8.544256* (10)	-8.482790* (10)
Δ (1+int)	-5.467759* (10)	-5.711294* (10)
Δ ex	-5.262254* (10)	-6.267537* (10)

Not: Serilerin logaritmik değerlerini ifade etmek için serilerin isimlerinin kısaltmalarında küçük harf kullanılmıştır.

Tahmin edilen katsayıların yanındaki parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriterine göre gecikme sayılarını göstermektedir.

* % 1 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddini gerektirmektedir.



ADF testi sonuçlarına göre çalışmada kullanılacak zaman serilerinin tamamı logaritmik düzeylerinde birim köke sahipken, logaritmik düzeylerin ilk farklarında durağan hale gelmekte; yani $I(1)$ özelliği sergilemektedir. İncelenen zaman serilerinde trendin varlığını araştırabilmek amacıyla, ilgili ADF testleri ayrıca trend bileşeni dahil edilerek tekrarlanmıştır. Tablo 1'in ilgili sütunlarının incelenmesinden de görülebileceği gibi, trend bileşeninin dahil edilmesi sonuçları değiştirmemektedir.

Durağanlığın tespit edilmesinde kullanılan bir diğer test de Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testidir. Zaman serilerinde ortaya çıkan yapısal değişiklikler, birim kök testlerinin sonuçlarını değiştirebilmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan birim kök testleri yanlış sonuçlar vermektedir. Zaman serisi değişkeninde analiz dönemi içerisinde görülen yapısal değişiklikler biliniyorsa, ADF testinde kullanılan modele kukla (dummy) değişkenlerin eklenmesi ile birim kök testi yapılır (Yurdakul, 2000). Bu aşamada Phillips-Perron testi, eğer incelenen dönemde bir yapısal kırılma söz konusu ise, bu yapısal kırılmanın birim kök testlerini ne yönde etkilediğini görebilmeyi sağlamaktadır. Türkiye ekonomisi incelenen dönem içerisinde 1994 ve 2001 yıllarında iki önemli ekonomik kriz yaşamıştır. Bu krizlerin veri setinde yaratabileceği olası bir yapısal kırılmanın birim kök testlerini ne yönde etkilediğini görebilmek amacıyla çalışmada yer alan zaman serilerinin birim kök içerip içermediği PP testi kullanılarak tekrar test edilmiştir. Uygulanan test sonucunda 1994 ve 2001 yıllarındaki ekonomik krizlerin neden olduğu olası kırılmaların etkisi dikkate alındığında sonuçlar değişmemekte ve ADF testi ile benzerlik göstermektedir. Her iki birim kök testine göre de değişkenler logaritmik düzeylerinde birim köke sahipken, birinci farklarında durağan hale gelmektedirler².

3.2.2. Eşbütünleşme Testi

Zaman serileri arasındaki nedenselliğin test edilmesinde, uygun bir yöntemin seçimi için bu serilerin eşbütünleşme özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir. Eşbütünleşme durağan olmayan zaman serileri arasındaki ilişkiyi analiz etmek için geliştirilmiş bir testtir. Bu test, tek başına durağan olmayan ancak doğrusal kombinasyonu durağan olan zaman serilerini ele almaktadır. Bu nedenle eşbütünleşme testi, tek başına durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal kombinasyonunun durağan olup olmaması durumunun araştırılmasına dayanmaktadır. Eşbütünleşme tekniği kullanmanın temelde iki noktada avantajı olduğu bilinmektedir (Nişancı, 2005). Birincisi, kısa ve uzun dönem etkileri arasında ayırım yapmaya imkan tanıması, ikincisi ise uzun dönem değerlerine doğru ayarlama hızının doğrudan tahmin edilebilmesidir.

ADF birim kök testinin sonuçlarına göre, tüm değişkenlerin birinci farklarında entegre oldukları görülmüş ve değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını araştırmak için son yıllarda yaygın olarak kullanılan Johansen'in Eşbütünleşme Testi (1988) değişkenlere uygulanmıştır. Johansen testi, maksimum olabilirlik yöntemini kullanarak eşbütünleşme ilişkisinin sayısını ve bu ilişkinin parametrelerini bulmaya yardımcı olmaktadır.

Eşbütünleşme testi uygulanmadan önce modelde kullanılan değişkenler için bir VAR modeli oluşturularak modele ilişkin gecikme sayısı ve hangi modelin verilere uygun olacağı belirlenmiştir. Buna göre, modelin gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre 2 olarak belirlenmiştir. Model seçimi ise Johansen (1992)'in önerdiği şekilde yapılmış ve seviyede deterministik trende izin veren, eşbütünleşme vektöründe ise sadece sabit terimin yer aldığı Model 3 serilere en uygun model olarak belirlenmiştir.

2 Phillips-Perron testinin sonuçları ADF testinin sonuçları ile benzerlik gösterdiğinden çalışmada ayrıca gösterilmemiştir.

Seçilen model ve belirlenen gecikme sayısı doğrultusunda uygulanan Johansen Eşbütünleşme testinin sonuçları İz Testi (Trace Test) ve Maksimum Öz Değer Test (Maximum Eigenvalue Test) istatistiklerine göre Tablo 2 ve Tablo 3’te yer almaktadır.

Tablo 2. İz Testi (Trace Test) Sonuçları

Varsayılan Eşbütünleşme Eşitliklerinin Sayısı	Öz Değer (Eigenvalue)	İz Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık**
Sıfır ($H_0:r = 0$)*	0.453994	99.11408	69.81889	0.0000
En çok 1 ($H_0:r \leq 1$)*	0.342557	59.78094	47.85613	0.0026
En çok 2 ($H_0:r \leq 2$)*	0.270086	32.52017	29.79707	0.0237
En çok 3 ($H_0:r \leq 3$)	0.152326	12.05635	15.49471	0.1542
En çok 4 ($H_0:r \leq 4$)	0.020020	1.314498	3.841466	0.2516

İz testi % 5 anlamlılık düzeyinde 3 tane eşbütünleşme eşitliği olduğunu gösterir.

* % 5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini gösterir.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999)’e göre olasılık (p-values) değerlerini gösterir.

Tablo 3. Maksimum Öz Değer Testi (Maximum Eigenvalue Test) Sonuçları

Varsayılan Eşbütünleşme Eşitliklerinin Sayısı	Öz Değer (Eigenvalue)	Mak. Öz Değer Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık**
Sıfır ($H_0:r = 0$)*	0.453994	39.33314	33.87687	0.0101
En çok 1 ($H_0:r \leq 1$)	0.342557	27.26078	27.58434	0.0549
En çok 2 ($H_0:r \leq 2$)	0.270086	20.46382	21.13162	0.0618
En çok 3 ($H_0:r \leq 3$)	0.152326	10.74185	14.26460	0.1676
En çok 4 ($H_0:r \leq 4$)	0.020020	1.314498	3.841466	0.2516

Mak. Öz Değer testi % 5 anlamlılık düzeyinde 1 tane eşbütünleşme eşitliği olduğunu gösterir.

* % 5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini gösterir.

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999)’e göre olasılık (p-values) değerlerini gösterir.

Tablo 2, İz testi sonuçlarına göre eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını iddia eden $H_0: r=0$ ve değişkenler arasında En çok 1 ($H_0:r \leq 1$) ve En çok 2 ($H_0:r \leq 2$) tane eşbütünleşme ilişkisi olduğunu iddia eden hipotezler için İz test istatistiği değerleri % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için söz konusu boş hipotezler reddedilmiştir. Buna karşılık değişkenler arasında En çok 3 ($H_0:r \leq 3$) eşbütünleşik ilişki olduğunu iddia eden hipotez ise % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu sonuçlara göre modelde yer alan değişkenler arasında üç tane eşbütünleşme vektörü vardır.

Tablo 3 ise Maksimum Öz Değer testi sonuçlarını göstermektedir. Bu teste göre değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını iddia eden $H_0: r=0$ hipotezi için Mak. Öz Değer test istatistiği değeri (39.33), % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden (33.87) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Değişkenler arasında ilişki olduğunu iddia eden diğer hipotezler ise % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilemediği için Mak. Öz Değer test istatistiği sonuçlarına göre de değişkenler arasında yalnızca bir adet eşbütünleşme vektörü söz konusudur.



İz testi ve Maksimum Özdeğer testinin sonuçlarına göre konut fiyatları ile gayrisafi yurtiçi hasıla, para arzı, faiz oranları ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinden söz edilebilir.

Tablo 4. Eşbütünleşme İlişkisinin Tahmini

Konut Fiyatlarına Göre Normalize Edilmiş Eşbütünleştirici Vektör

$$\text{LHO} = 5.636 + 0.196 \text{ LGDP} - 0.014 \text{ LM} - 0.163 \text{ LINTR} + 0.07 \text{ LEX}$$

$$(0.047) \quad (0.015) \quad (0.030) \quad (0.008)$$

*Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Tablo 4 konut fiyatlarına göre normalize edilmiş eşbütünleşik vektörü göstermektedir. Değişkenlerin önünde yer alan parametrelere ilişkin sonuçlar uzun dönem esneklikleri ifade etmektedir. Bu parametrelere bakıldığında konut fiyatlarının gayrisafi yurtiçi hasıla ve döviz kuru açısından uzun dönem esnekliği pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Gayrisafi yurtiçi hasıla ve döviz kurundaki artışlar konut fiyatlarını artırmaktadır. Çalışmada para arzı ile konut fiyatları arasındaki ilişki negatif yönlü olarak bulunmuştur. Literatürde de yer aldığı gibi para arzındaki artışlar her zaman için konut fiyatlarını pozitif yönde etkilememektedir (Tsatsaronis ve Zhu, 2004). Çünkü para arzındaki dalgalanmalar enflasyonist bir etki yaratarak konut fiyatlarını olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Türkiye için yapılan bu çalışmada incelenen dönem (1990-2006) göz önüne alındığında; özellikle 1994 yılından 2003 yılına kadar olan zaman diliminde Türkiye’de çok güçlü bir enflasyonist sürecin yaşandığı bilinmektedir. Söz konusu dönemde para arzındaki artışlar enflasyonist bir etki yaratarak konut fiyatlarını olumsuz yönde etkilemiştir³. Faiz oranları ile konut fiyatları arasında da negatif bir ilişki ortaya çıkmakta ve faiz oranlarının düşmesi konut fiyatlarını artırmaktadır.

3.2.3. Vektör Hata Düzeltme Modeli

Granger (1988), değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı durumunda, bu değişkenler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)’nin kullanılmasının uygun olacağını belirtmiştir. Hata düzeltme modeli, değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapmaya ve kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesine imkan tanımaktadır. Bu amaçla, durağan olmayan değişkenlerin birinci dereceden farkları alınarak, açıklayıcı değişkenler arasına uzun dönemli dengeye uyumlaşmayı yansıtan bir hata düzeltme terimi eklenmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi var olduğu durumda, en az bir yönlü nedensellik ilişkisinin bulunması gerekmektedir. Konut fiyatları ve makro değişkenler arasındaki kısa dönemli dinamik davranışları saptamak için kullanılan vektör hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \text{LHO}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \text{LHO}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \text{LGDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta \text{LM}_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta \text{LINTR}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{5i} \Delta \text{LEX}_{t-i} + \beta_6 \text{EC}_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3 Başka bir çalışmada enflasyon oranının modele dahil edilmesi, Türkiye’de enflasyon oranının konut fiyatları üzerindeki etkisinin ne yönde olacağını belirlemek açısından yararlı olacaktır.

$$\Delta LGDP_t = \beta_7 + \sum_{i=1}^n \beta_{8i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{9i} \Delta LHO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{10i} \Delta LM_{t-i} \quad (3)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \beta_{11i} \Delta LINTR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{12i} \Delta LEX_{t-i} + \beta_{13} EC_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$\Delta LM_t = \beta_{14} + \sum_{i=1}^n \beta_{15i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{16i} \Delta LHO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{17i} \Delta LGDP_{t-i} \quad (4)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \beta_{18i} \Delta LINTR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{19i} \Delta LEX_{t-i} + \beta_{20} EC_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$\Delta LM_t = \beta_{14} + \sum_{i=1}^n \beta_{15i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{16i} \Delta LHO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{17i} \Delta LGDP_{t-i} \quad (5)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \beta_{18i} \Delta LINTR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{19i} \Delta LEX_{t-i} + \beta_{20} EC_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$\Delta LEX_t = \beta_{28} + \sum_{i=1}^n \beta_{29i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{30i} \Delta LHO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{31i} \Delta LGDP_{t-i} \quad (6)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \beta_{32i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{33i} \Delta LINTR_{t-i} + \beta_{34} EC_{t-n} + \varepsilon_t$$

Denklemlerde EC_{t-n} hata düzeltme terimini ve n; gecikme sayısını göstermektedir. $\beta_6, \beta_{13}, \beta_{20}, \beta_{27}$ ve β_{34} sırasıyla $\Delta LHO, \Delta LGDP, \Delta LM, \Delta LINTR$ ve ΔLEX 'in uzun dönem ilişkisini gösteren hata düzeltme terimlerinin katsayılarıdır. $\Delta LHO_{t-i}, \Delta LGDP_{t-i}, \Delta LM_{t-i}, \Delta LINTR_{t-i}$ ve ΔLEX_{t-i} kısa dönem dinamiklerini göstermekte, önlerinde yer alan katsayılar da kısa dönem ilişkilerini yansıtmaktadır. Δ ; fark terimini, t; zamanı, ε_t ; otokorelasyonlu olmayan hata terimlerini göstermektedir.

VECM’de kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkileri arasındaki farkı birbirinden ayırmak önemlidir. Bağımsız değişkenlerdeki gecikme değerleri, kısa dönemli nedensel etkileri, hata düzeltme terimi ise uzun dönemli nedensel etkileri göstermektedir (Love ve Chandra, 2005). Granger (1988)’e göre VECM yardımıyla nedensellik iki şekilde değerlendirilmektedir (Kasman, 2006). İlki değişkenlerin önündeki katsayıların istatistiksel olarak anlamlılığının testi ile ilgilidir. İkincisi hata düzeltme teriminin önünde yer alan parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılığı ile ilgilidir. VECM’de nedenselliğin kaynağı:

- 1) Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamına birleşik olarak uygulanan F veya Wald x^2 testinin,
- 2) Gecikmeli hata düzeltme terimine (EC) uygulanan t-testinin,
- 3) Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamı ve gecikmeli hata düzeltme terimine beraber uygulanan F veya Wald x^2 testinin istatistiksel anlamlılığı ile belirlenebilir (Charemza ve Deadman, 1997; Masih ve Masih, 1995,1998).

Bu koşullardan sadece bir tanesinin geçerli olması, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için yeterlidir.

(2), (3), (4), (5) ve (6) no.lu denklemler Türkiye için konut sahipliği, gayrisafi yurtiçi hasıla, para arzı, faiz oranları ve döviz kuru serileri kullanılarak (1990-2006) dönemi için VECM ile tahmin edilmiştir.



Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre 2 olarak belirlenmiştir. Daha sonra ise Block Exogeneity Wald testi kullanılarak, konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi VEC Granger anlamında test edilmiştir. Tablo 5’te, Wald χ^2 testi ve t testinin sonuçları; Tablo 6’da ise Tablo 5’te yer alan sonuçların ortaya koyduğu nedensellik ilişkilerinin özeti yer almaktadır.

Tablo 5. VECM Kullanılarak Yapılan Nedensellik Testlerinin Sonuçları

Bağımlı değişken	Bağımsız değişkenler					
	Δ LHO (χ^2 testi)	Δ LGDP (χ^2 testi)	Δ LM (χ^2 testi)	Δ LINTR (χ^2 testi)	Δ LEX (χ^2 testi)	EC_{t-2} (t istatistiği)
Δ LHO	– [0.594]	1.038 [0.530]	1.268 [0.530]	2.596 [0.273]	1.498 [0.472]	-0.0482 (-1.9368)**
Δ LGDP	2.473 [0.290]	– [0.393]	1.864 [0.393]	7.159 [0.027]	3.116 [0.210]	-0.2232 (-0.9644)
Δ LM	1.235 [0.539]	0.622 [0.732]	– [0.630]	9.951 [0.006]	3.036 [0.219]	0.1210 (0.2448)
Δ LINTR	4.911 [0.085]***	0.170 [0.918]	0.921 [0.630]	– [0.401]	1.827 [0.401]	-1.3912 (-1.0781)
Δ LEX	2.759 [0.251]	12.169 [0.002]	0.224 [0.894]	3.128 [0.209]	– [0.209]	5.1058 (4.0068)*

() içindeki değerler t istatistiklerini, [] içindeki değerler olasılık () değerlerini göstermektedir.

*, ** ve ***, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisinin olmadığını iddia eden boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 6. Konut Fiyatları ile Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Nedenselliğin Yönü	Nedensellik İlişkisi
GDP→HO	Var
M→HO	Var
INTR→HO	Var
EX→HO	Var
HO→GDP	Yok
HO→M	Yok
HO→INTR	Var
HO→EX	Var

Tablo 5’e göre; konut fiyatlarının bağımlı değişken olduğu modelde, gayrisafi yurtiçi hasıla, para arzı, faiz oranları ve döviz kuru değişkenlerine ait katsayılar Wald x^2 testinin sonuçlarına göre istatistiksel olarak anlamlı olmamasına rağmen, hata düzeltme teriminin önündeki katsayı % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durumda çalışmada yer alan her bir makro ekonomik değişken konut fiyatlarındaki değişmeye Granger anlamında neden olmaktadır. Bu sonuç, konut fiyatlarının makro ekonomik değişkenlerin şimdiki ve geçmişteki değerlerinden etkilendiği anlamına gelmektedir. Konut fiyatlarından makro ekonomik değişkenlere doğru nedensellik ilişkisine bakıldığında ise; konut fiyatları % 10 anlamlılık düzeyinde faiz oranlarındaki ve % 1 anlamlılık düzeyinde döviz kurundaki değişimlere Granger anlamında neden olmaktadır. Fakat konut fiyatlarından gayrisafi yurtiçi hasılaya ve para arzına doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye için (1990-2006) dönemi üç aylık verileri kullanılarak konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişki araştırılmıştır. Çalışmada yer alan makro ekonomik değişkenler; gayrisafi yurtiçi hasıla, para arzı, kısa dönem faiz oranları ve döviz kurudur. Sözü edilen makro ekonomik değişkenler ile konut fiyatları arasında yapılan Johansen’in Eşbütünleşme Testi sonucunda, değişkenler ile konut fiyatları arasında uzun dönemde bir denge ilişkisi söz konusudur. Uzun dönemde konut fiyatları ile gayrisafi yurtiçi hasıla ve döviz kuru arasında pozitif, para arzı ve faiz oranları arasında ise negatif bir ilişki ortaya çıkmıştır. Konut fiyatları ile para arzı arasındaki ilişkinin negatif çıkması para arzında meydana gelen artışların enflasyonist bir etki yaratarak konut fiyatlarını olumsuz yönde etkilediğini ortaya koymaktadır.

Konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki ise VECM kullanılarak analiz edilmiştir. Konut fiyatları ile çalışmaya dahil edilen makro ekonomik değişkenler arasındaki nedenselliği araştırmaya yönelik olarak yapılan VEC Granger Nedensellik / Block Exogeneity Wald Testi sonuçlarına göre, konut fiyatları ile faiz oranı ve döviz kuru arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi söz konusu iken, konut fiyatları ile gayrisafi yurtiçi hasıla ve para arzı arasında, gayrisafi yurtiçi hasıla ve para arzından konut fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır.

Çalışmada elde edilen sonuçlar ile literatürde yer alan diğer çalışmalar karşılaştırıldığında benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Ancak literatürde yer alan çalışmaların tamamına yakınında incelenen ülkelerde hanehalklarına düşük faizli kredi olanağı sağlayan ipoteğe dayalı konut finansmanı sistemi (mortgage) uygulanmaktadır ve konut fiyatlarına ilişkin fiyat indeksleri hazırlanmaktadır. Türkiye’de ise mortgage sistemi, çalışmada incelenen dönemden sonra yasallaşmış olup (Şubat 2007), henüz yeni uygulanmaya başlamıştır. Bu açıdan bakıldığında; bu çalışma, Türkiye’de mortgage sistemi tam olarak uygulanmaya başladığında ve sistem oturduğu zaman yapılacak çalışmalarda mortgage sisteminden önceki ve sonraki dönemlerin karşılaştırılmasında araştırmacılara ışık tutacaktır. Ayrıca Türkiye’de konut fiyatlarına yönelik bir fiyat indeksi mevcut değildir. Çalışmada konut fiyatlarını temsil etmek üzere gayrisafi yurtiçi hasıla hesapları içerisinde yer alan konut sahipliği verileri kullanılmıştır. Türkiye’de eğer konut fiyatlarına ilişkin indeksler oluşturulabilirse konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler hakkında daha net ve kesin sonuçlar elde edilebilecektir.

KAYNAKÇA

- Apergis, N. (2003).** Housing Prices and Macroeconomics Factors: Prospects within the European Monetary Union. *International Real Estate Review*, 6 (1), 63-74
- 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, 179-197
- Benson, E.D., Hansen, J.L., Schwartz, A.L. ve Smersh, G.T. (1999).** Canadian/U.S. Exchange Rates and Nonresident Investors: Their Influence on Residential Property Values, *Journal of Real Estate Research*, 18(3), 433-461
- Borio, V., Kennedy, N. ve Prowse, S.D. (1994).** Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries: Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications, *BIS Economics Papers*, 40
- Bowen, A. (1994).** Housing and The Macroeconomy in the United Kingdom, *Housing Policy Debate*, 5(3), 241-251
- Charemza, W.W. ve Deadman D.F. (1997).** New Directions in Econometric Practise, Cheltenham: Edvard Elgar
- Chetty, R. ve Szeidl, A. (2004).** Consumption Commitments and Asset Prices, *Paper Presented at the 2004 SED Meeting*.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. ve Evans, C. (1999).** Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?, in J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*.
- Davis, M. ve Heathcote, J. (2001).** Housing and the Business Cycle, *Working Paper; Forthcoming in International Economic Review*.
- Davis, M. ve Heathcote, J. (2005).** Housing and the Business Cycle, *International Economic Review*, 46(3), 751-784
- Dreiman, M. (2004).** Drawing Inferences About Housing Supply Elasticity from House Price Responses to Income Shocks, *Journal of Urban Economics*, 55(2), 316-337
- Englaund, P. ve Ioannides, Y.M. (1997).** House Price Dynamics: An International Empirical Perspective, *Journal of Housing Economics*, 6, 119-136
- Follain, J.R. (1981).** Does Inflation Affect Real Behavior? The Case of Housing, *Southern Economic Journal*, 48, 570-582
- Giussani, B., Hsai, M., ve Tsolacos, S. (1992).** A Comparative Analysis of the Major Determinants of Office Rental Values in Europe, *Journal of Property Valuation and Investment*, 11, 157-173
- Granger, C.W.J. (1988).** Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, Vol: 39, 199-211
- Green, R. (1997).** Follow the Leader: How Changes in Residential and Non-Residential Investment Predict Changes in GDP, *Real Estate Economics*, 25(2), 253-270

- Haris, J. (1989).** The Effect of Real Interest on Housing Prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2, 47-60
- Higgins, M. ve Osler, C. (1997).** Asset Market Hangovers and Economic Growth: The OECD During 1984-1993, *Oxford Review of Economic Policy*, 13(3), 110-34
- Iacoviello, M. (2000).** House Prices and The Macroeconomy In Europe:Results From A Structural VAR Analysis. *European Central Bank Working Paper Series*, 18, 1-66
- Ito, T. (1993).** The Land/Housing Problem in Japan: A Macroeconomic Approach, *Journal of the Japanese and International Economics*, 7(1), 1-31
- Johansen, S. (1988).** Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254
- Johansen, S. (1992).** Determination of Cointegration Rank in the Presence of A Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 383-397
- Jud, D. ve Winkler, D. (2002).** The Dynamics of Metropolitan Housing Prices, *Journal of Real Estate Research*, 23(1-2), 29-45
- Kasman, S. (2006).** Hisse Senetlerinin Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasında Bir İlişki Var mı?, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 238, 88-99
- Kearl, J.H., (1979).** Inflation, Mortgages and Housing, *Journal of Political Economy*, 87, 1-29
- Kennedy, N. ve Anderson, P. (1994).** Household Saving and Real House Prices: An International Perspective, *BIS Working Paper*, 20
- Kuttner, K.N. ve Mosser, P.C. (2002).** The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions, *FRBNY Economic Policy Review*, 5, 15-26
- Lastrapes, W.D. (2002).** The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations, *Journal of Housing Economics*, 11(1), 40-74
- Lee, B.S. (1992).** Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, *Real Activity and Inflation*, *Journal of Finance*, 47, 1591-1603
- Leung, C. (2004).** Macroeconomics and Housing: A Review of the Literature, Chinese University of Hong Kong, mimeo.
- Love, J. ve Chandra, R. (2005).** Testing Export-led Growth in South Asia, *Journal of Economic Studies*, Vol: 32, No: 2, 132-145
- Maclennan, D., Muellbauer, J., ve Stephens, M. (1998).** Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU, *Oxford Review of Economic Policy*, 14 (3), 54-80
- Manchester, J. (1987).** Inflation and Housing Demand: A New Perspective, *Journal of Urban Economic Literature*, 30, 102-142



- Masih A.M.M. ve Masih R. (1995).** Temporal Causality And The Dynamic Interactions Among Macroeconomic Activity Within A Multivariate Cointegrated System: Evidence From Singapore And Korea, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131 (2), 265-285
- Masih A.M.M. ve Masih R. (1998).** A Multy Cointegrated Modelling Approach Intesting Temporal Causality Between Energy Consumption, Real Income And Prices with an Appliccation to Two Asian LDCs, *Applied Economics*, 30
- Meltzer, A.H. (1995).** Monetary, Credit and (Other) Transmission Process: A Monetarist Perspective, *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 49-72
- Mishkin, S.F., (1992).** The Economics of Money Banking and Financial Markets, Harper Collins Publisher: New York, 651-653
- Muellbauer, J. (1992).** Anglo-German Differences in Housing Market Dynamics: The Role of Institutions and Macroeconomic Policy, *European Economic Review, Papers and Proceedings*, 36, 539-548
- Muellbauer, J. ve Murphy, A. (1997).** Booms and Busts in the UK Housing Market, *Economic Journal*, 107, 1701-1727
- Nişancı, M. (2005).** Eşbütünleşme Tekniği İle Türkiye’de Yakıt Talebinin Analizi, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı: 19, No: 2, 19-30.
- Phillips, P.C.B. ve Peron, P. (1988).** Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, Vol: 75, No: 2, 335-346.
- Seko, M. (2003).** Housing Prices and Economic Cycles: Evidence from Japanese Prefectures, Paper Presented in the “Nexus Between the Macro Economy and Housing” Workshop
- Shewab, R. (1983).** Real and Nominal Interest Rates and The Demand For Housing, *Journal of Urban Economics*, 13, 230-251
- Şıklar, E. (1999).** Yükselen Hisse Senedi Piyasalarında Eşbütünleşme Analizi, *TC Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt:XV, Sayı:1-2, 123-144
- Tsatsoronis, K. ve Zhu, H. (2004).** What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence, *BIS Quarterly Review*, March, 65-78
- Wen, Y. (2001).** Residential Investment and Economic Growth, *Annals of Economics and Finance*, 2(2), 437-444
- Yurdakul, F. (2000).** Yapısal Kırılmaların Varlığı Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri, Gazi Üniversitesi, *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı: 2, 21-33.
- Zhu, H. (2006).** The Structure of Housing Finance Markets and House Prices in Asia, *BIS Quarterly Review*, December, 55-69