

İpotekli Konut Finansmanı Sisteminin Gelişme Koşulları: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz

Kürşat Yalçınar^(a) Yener Coşkun^(b)

12 Ocak 2013 tarihinde alındı; 26 Haziran 2013 tarihinde revize edildi;
9 Eylül 2013 tarihinde kabul edildi.

Özet

Çalışmamızda, makroekonomik değişkenlerin ülkemizdeki konut kredisi hacmi üzerindeki dinamik etkileri (2005: 01)-(2011: 09) dönemi için analiz edilmektedir. Değişkenler arasındaki uzun/kısa dönemli ilişkilerin araştırılmasında, eşbütünleşme testi/vektör hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Ayrıca vektör-otoregresyon, Granger nedensellik testleri, varyans ayrıştırması, etki-tepki analizleri uygulanmıştır. İnceleme sonucunda, konut kredisi hacminin uzun dönem denge denkleminde, konut kredisi reel faiz oranı ile ters yönlü, para politikaları (arzu)/finansal servet (M2), yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü ve kişi başına reel GSYİH ile doğrusal yönlü ilişkili olduğu belirlenmiştir. Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinde, konut kredisi hacminde ortaya çıkan değişimlerin açıklanmasında, konut kredisi dışındaki en etkili değişkenler, sırasıyla yapı kullanma izin belgeleri, konut kredisi reel faiz oranı, kişi başına reel GSYİH ve M2 olarak belirlenmiştir. Söz konusu bulgular ülkemizdeki ipotekli konut finansmanı sisteminin gelişme koşullarının konut talebi, piyasadaki faaliyet düzeyi, kredi maliyetleri ve finansal istikrar gibi klasik koşulların yanı sıra, bölüşüm sorunlarının çözülmesi gibi karmaşık sosyo-ekonomik/politik süreçlerle de ilişkili olabileceğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Mortgage, Konut, Konut Finansmanı, Eşbütünleşme.

JEL Sınıflaması: G21, R21, O18.

Abstract. Conditions of Mortgage Market Development: A Critical Empirical Review for Turkey

This paper aims to define conditions of mortgage market development in Turkey in a period of (2005: 01)-(2011: 09) by defining dynamic causal relationships between volume of housing credit and macroeconomic indicators. We employ VAR, cointegration analysis, VECM, Granger causality tests, impulse-response functions and variance decomposition models. In the long term equation, real interest rate variable is negatively and residential buildings floor area according to occupancy permits, real GDP per person and monetary aggregate/financial wealth (M2) variables are positively cointegrated with housing credit. According to impulse-response/variance decomposition findings, the most effective variables on housing credit are consecutively defined as occupancy permits, real interest rate, real GDP per person and M2. Outcome of models also implies that development of mortgage market may be also related to complex socio-economic/politic processes such as solving income inequalities besides conventional conditions involving financial stability, mortgage costs, housing demand and housing market activity level.

Keywords: Mortgage, Housing, Housing Finance, Cointegration.

JEL Classification: G21, R21, O18.

* Yener Coşkun'un doktora tezi kapsamında hazırlanan bu çalışmada ileri sürülen görüşler yazarlara ait olup, yazarların bağlantılı olduğu kurumların görüşlerini yansıtmaz. Yazarlar, katkıları nedeniyle Prof. Dr. Nezir Köse, Burcu Yıldırım ile çalışmanın tartışıldığı American Real Estate Society (ARES) ve European Real Estate Society (ERES) yıllık konferanslarındaki ilgili oturumların katılımcılarına teşekkür eder.

(a) Prof. Dr. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü öğretim üyesidir.
E-mail: yalciner@gazi.edu.tr

(b) Dr. Yener Coşkun (MRICS), Sermaye Piyasası Kurulu'nda Baş Uzman ve İzmir Ekonomi Üniversitesi ve University of Sarajevo'da misafir öğretim görevlisidir. W: <http://ankara.academia.edu/yenercoskun>;
<http://people.iue.edu.tr/yenercoskun>, E: ycoşkun@spk.gov.tr

1. Giriş

İpotekli konut finansmanı sistemi (İKFS), konut finansmanının piyasa mekanizmasına tabi kurum, kural ve araçlar çerçevesinde gerçekleştirilmesini kolaylaştırmaktadır. İKFS'nin etkin olması durumunda; konutta fiyata erişebilirliğin gelişmesi, konut sahipliğinin artması, genel ekonomik faaliyet seviyesi ile birlikte yapı sektörü başta olmak üzere, birçok sektörün gelir/istihdam yaratma kapasitesinin artması gibi faydaların ortaya çıkması beklenmektedir. Ancak, ülkemizde uzun yıllardır uygulanmaya çalışılmakla birlikte İKFS'nin yeterince başarılı olamadığı gözlenmektedir. Söz konusu olgunun altında yatan temel neden, yapısal sorunlar nedeniyle İKFS'nin tamamlanmışlık derecesinin yetersiz olmasıdır. Ülkemizdeki İKFS birincil piyasasının az gelişmesine neden olan temel finansal sorunlar; hane halkının konut finansmanına yönelik servet birikiminin ve sürdürülebilir alım gücünün yetersiz olması, konut kredilerinin vade/faiz yapısının fiyata erişebilirliği yeterince desteklememesi ve İKFS'nin desteklenmesine yönelik kamusal teşvik/garanti sistemlerinin bulunmaması olarak belirlenebilir. Söz konusu yapısal sorunlar, ülkemizdeki konut sorununun önemli finansal göstergeleri/sonuçları arasında değerlendirilmesi gereken, konut kredileri hacminin düşük olmasına, kurumsal olmayan (informel) konut finansman biçimlerinin yaygınlık kazanmasına ve dolayısıyla İKFS'nin tamamlanmışlık derecesinin gelişmemesine neden olmaktadır. Konut piyasasında son yıllarda gözlenen canlanma karşısında paradoksal bir önerme gibi görünmekle birlikte, konut kredisi hacminin yetersiz olması, aynı zamanda konut kredisine dayalı konut talebinin ve formel konut finansman sisteminin yaygınlık kazanamamasına da neden olmaktadır.

Ülkemizdeki İKFS'nin gelişme koşullarını analiz eden bu çalışmada (2005: 01)-(2011: 09) dönemi için makroekonomik değişkenlerin, İKFS'nin gelişmişlik derecesinin ölçütü olarak, ipotekli konut kredisi hacmi üzerindeki dinamik etkileri incelenmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında Johansen Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi sonrasında, vektör hata düzeltme modeli (VECM) çerçevesinde değişkenler arasında kısa dönem ilişkinin bulunup bulunmadığı incelenmiştir. Ayrıca, Granger nedensellik testleri, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri uygulanmıştır. Ampirik analizler sonucunda makroekonomik istikrarı güçlendiren, konut kredisi reel faiz oranlarını düşük seviyede istikrarlı kılan ve konut talebini destekleyen politikaların aynı zamanda konut piyasalarının gelişmesini de destekleyebileceği, ancak söz konusu politikaların İKFS'nin gelişmesi/konut sorununun çözülmesi sürecinde daha etkin sonuçlar vermesinin, gelir/servet yetersizliğine yönelik bölüşüm politikalarındaki başarımla ilişkili olabileceği sonucuna ulaşılmıştır. Çalışma, 5 bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde;

İKFS'nin tamamlanmışlık derecesi ve konut kredisi hacmi arasındaki ilişkiye, üçüncü bölümde; çalışmaya ilişkin yazın taramasına yer verilmiştir. Dördüncü bölümde; veri seti, yöntem, test sonuçları, değerlendirme ve politika önerileri yer almaktadır. Son bölüm ise, sonuca ayrılmıştır.

2. İKFS'nin tamamlanmışlık derecesi ve konut kredisi hacmi

Ülkemiz taşınmaz ve konut piyasaları, son yıllarda önemli bir ivme kazanmıştır. Söz konusu gelişmede, anılan sektörün büyüme, istihdam, doğrudan yabancı yatırım, cari açığın finansmanı gibi önemli ekonomik konuların temel bir unsuru haline gelmesi (bkz. Coşkun, 2011a; 2011b) etkili olmuştur. Ayrıca kentsel dönüşüm ve TOKİ'nin faaliyetleri nedeniyle gündeme gelen taşınmaza dayalı rant yaratılması ve paylaşılması süreçleri önemli sosyo-ekonomik sonuçlara neden olurken, taşınmaz ekonomisinin büyümesini de desteklemiştir. Taşınmaz piyasalarının önemli bileşenlerinin başında, konut (finansmanı) sorununun çözülmesinde merkezi bir önemi bulunan konut finansmanı piyasası gelmektedir. Ülkemizdeki İKFS'ne yönelik güncel düzenleyici altyapı, 5582 sayılı Konut Finansmanı Sistemine İlişkin Çeşitli Kanunlarda Değişiklik Yapılması Hakkında Kanun, 6362 sayılı Sermaye Piyasası Kanunu, 6502 sayılı Tüketicinin Korunması Hakkında Kanun ve çeşitli kurumlar tarafından yayımlanan ikincil düzenlemelerden oluşmaktadır.¹

Konut finansmanı piyasalarının İKFS'nin işlevsellik koşullarını ne ölçüde karşılayabildiği yazında tamamlanmışlık düzeyi kavramı ile ifade edilmektedir.² İKFS'nin tamamlanmışlık düzeyi arttıkça; kredi kullanan kişi sayısı ve konut finansman aracı çeşitliliği artmakta, kredi/değer oranı yükselmekte ve konut kredisi risk primleri düşmektedir. Söz konusu gelişmeler, konut öz sermayesi çekişlerinin işlevsellik kazanmasında da etkili olmaktadır (Buckley, Chiquier ve Lea, 2009: s.9). İpotekli konut finansmanı piyasasının tamamlanmışlık seviyesi üzerinde etkili olan başlıca etkenler; ürün çeşitliliği, ipotekli konut kredisi ürünlerine erişim yaygınlığı, dağıtım kanallarının yaygınlığı ve piyasada bilginin mevcudiyeti olarak belirlenebilir.

1 İKFS'nin işlevsellik koşulları değerlendirildiğinde, düzenleme altyapısının yeterli olmasının önemli bir unsur olduğu anlaşılmakla birlikte, ülkemizdeki İKFS'nin tamamlanmışlık derecesinin/fiyata erişebilirliğinin geliştirilmesinin önündeki en önemli sorunların başında, konut finansmanına yönelik gelir/servet/kamusal teşvik yetersizlikleri gelmektedir. Ayrıca, 5582 sayılı Kanun'un tamamen piyasa odaklı bir konut finansmanı sistemine yönelmesi ve alt/orta gelir grubunun konut finansmanı sorunlarına yönelik kamusal teşvik sistemleri öngörmemesi, konut sorununun çözülmesini ve İKFS'nin gelişmesini engelleyen diğer unsurlar olarak ön plana çıkmaktadır (bkz. Coşkun ve Yalçınar, 2014). Aynı yaklaşım, 6362 sayılı yeni Sermaye Piyasası Kanunu'nun İKFS'ye yönelik düzenlemelerinde de sürdürülmektedir. 5582 sayılı Kanun'un temel amaçlarının başında, kredi kurumlarının konut kredisiyle ilişkili risk yönetim süreçlerinin güçlendirilmesi yoluyla İKFS birincil piyasalarının geliştirilmesi gelmektedir. Araştırma konumuzun dışında kalmakla birlikte, bu konudaki etkinliğin yapısal koşullar (banka kredilerindeki vade uyumsuzluğundan kaynaklanan riskler, makro ekonomik risklerin konut kredisi piyasasını olumsuz yönde etkilemesi vb.) ve teknik nedenlerle (erken ödeme cezası oranının yetersiz olabilmesi (bkz. Erdem, 2007), ipotekli konut finansmanı ikincil piyasalarının gelişmemiş olması vb.) sınırlı olabileceği düşünülmektedir.

2 Ülkemizde taşınmaz-finans piyasaları arasındaki karşılıklı ilişkinin gelişme koşullarına yönelik incelemeler için bkz. Alp ve Özkan (2005); Coşkun (2011b; 2013a).

Öte yandan sermaye piyasası finansmanının varlığı da, kredi verenlerin borç verme istekliliğini ve düzenleyicilerin (özellikle uzun dönemli sabit faizli ürünler başta olmak üzere) bazı ürünlerin kullanılmasına izin vermesini desteklemektedir (Mercer Oliver Wyman ve European Mortgage Federation, 2010: s.58). Kredi kullanma kültürünün çeşitli nedenlerle yeterince gelişmemiş olması, konut kredileri hacminin düşük olması, kredilerin vadesinin kısa ve maliyetlerinin yüksek olması, kredi tahsisinde risk iştahının düşük olması, İKFS birincil piyasa düzenlemelerindeki yetersizlikler ve etkin koşullarda fiyat erişilebilir konut finansmanı ürünlerinin sunulamaması gibi olgular ülkemizdeki İKFS birincil piyasasında önemli bir tamamlanmışlık sorunu bulunduğuna işaret etmektedir.

Bununla birlikte, ülkemizdeki konut kredisi hacmine 2003-2011 döneminde bakıldığında, önemli bir büyüme eğiliminin bulunduğu görülmektedir. 2003 yılında 0,5 milyar Euro olan konut kredisi hacmi, 2011 yılı sonu itibarı ile 32 milyar Euro'ya yükselmiştir.³ 2003 ve 2011 yıllarında AB üyesi ülkelerde ipotekli konut kredilerinin GSYİH'ya oranı sırasıyla % 41 ve % 51,7 iken, söz konusu oranlar ülkemizde % 0,2 ve % 5,8 olarak gerçekleşmiştir.⁴ Öte yandan, 2003 yılı itibarı ile, AB üyesi ülkelerde kişi başına ipotekli konut kredisi tutarı 8.510 Euro iken, söz konusu tutar Türkiye'de 10 Euro olmuştur. 2011 yılında ise AB üyesi ülkelerde ve Türkiye'de kişi başına ipotekli konut kredisi tutarı sırasıyla; 13.010 Euro ve 430 Euro olarak gerçekleşmiştir (European Mortgage Federation, 2012: ss. 77-79, 89).

3. Yazın taraması

3.1. Ampirik analizdeki değişkenler

İKFS'nin gelişmesindeki diğer ön koşulların sabit olduğu varsayımıyla, ampirik çalışmada konut kredisi hacmi ülkemizdeki İKFS'nin (tamamlanmışlık derecesinin) gelişmesinin temel ölçütü olarak kabul edilmiştir. Konut kredileri hacmini belirleyen etkenlerin araştırıldığı çalışmada ulaşılan bulgular doğrultusunda çeşitli politika önerileri geliştirilmiştir. Ampirik analizlerde kullanılan değişkenlerin modeldeki konumuna, değişkenlerin belirlenmesinde dikkate alınan yazına, değişken kullanımının yazına katkısına, modelde kullanılan zaman serilerinin ham veri kaynaklarına, verilerin analize elverişli hale getirilmesinde kullanılan yöntemlere ilişkin açıklamalar aşağıda yer alan tabloda özet olarak sunulmaktadır.

3 BDDK verilerine göre 2013/Haziran ayı itibarı ile ülkemizdeki konut kredisi hacmi, yaklaşık 39,5 milyar Euro'dur (99,6 milyar TL'nin 28.06.2013 tarihli TCMB Euro döviz satış kuru karşılığı) (İnternet: <http://ebulten.bddk.org.tr/AylikBulten/Gelismis.aspx>, Erişim Tarihi: 13.08.2013).

4 BDDK'nın 2006-2012/Haziran dönemi verilerine göre, konut sektörü, bankaların kredi kullandığı temel sektörler arasında yer almaktadır. 2006-2012/Haziran döneminde bankacılık sektörünün kullandığı nakdi kredilerin yaklaşık %10-11'lik bölümü bireysel konut kredilerine aktarılmıştır. Buna karşılık konut kredilerinden kaynaklanan takipteki alacakların, bankacılık sektörünün toplam takipteki alacaklar portföyündeki payı düşüktür. Bu kapsamda, 2012/Haziran itibarı ile bireysel konut kredilerine ilişkin takipteki alacakların toplam içindeki payı, % 3,2 olarak gerçekleşmiştir (BDDK, 2012: ss. 14, 37).

Tablo 1. Ampirik Analizdeki Değişkenlerin Nitelikleri, Kullanılan Veriler ve Kaynakları

Değişken Adı ve Sembolü	Değişken Kullanımına İlişkin Örnek Yazın ve Araştırmadaki Kullanım Orjinalitesi (Katkı)	Değişkenin Modeldeki Konumu, Ham Verinin Kaynağı ve Verinin Oluşturulması
MKRD: konut kredisi hacmi (bağımlı değişken)	Wolszwyk (2005: s.14); Doğan (2006: s. 36); Hillebrand ve Koray (2008: s. 23&2); Ergeç ve Taşdemir (2008: s.127); Öztürk ve Fitöz (2009); Çobandağ (2010); Katiipoğlu ve Hepşen (2010); İbicioğlu ve Karan (2012); Erdem, Oruç ve Varlı (2012)	İKFS'nin gelişmesinin temel ölçütü; Bağımlı değişken. Kaynak: Konut kredisi ham verileri; BDDK'nın Türk bankacılık sektörü interaktif aylık bülteni içinde yer alan tüketici kredileri kapsamında aylık brüt konut kredisi verileri (TL konut kredileri+döviz endekslisi konut kredileri+takipteki konut kredileri). MKRD Oluşturma: Aylık frekanslı seri analize doğal logaritması alınarak kullanılmıştır.
RFO: konut kredisi reel faiz oranı	Calza, Gartner ve Sousa (2001: s.8); Clavijo, Jama ve Munoz (2005: s.24); Tsatsaronis ve Zhu (2004: s.73); Doğan (2006: s. 36); Hillebrand ve Koray (2008); Ergeç ve Taşdemir (2008: s.127); Öztürk ve Fitöz (2009: s. 36); Katiipoğlu ve Hepşen (2010: s. 34); Çobandağ (2010: s.132); Erdem ve ark. (2012: s. 76); İbicioğlu ve Karan (2012: s.73)	Finansal istikrar/kredi maliyeti/fiyatta erişilebilirlik-İKFS ilişkisi; RFO ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS. RFO Oluşturma: RFO verisi bankalarca TL üzerinden açılan kredilere uygulanan ağırlıklı ortalam konut kredisi faiz oranlarını, gerçeğeşen (ex-post) TÜFE enflasyon oranı versinden fark alınarak Fisher denklemi-doğrusal yaklaşımla çevrilmeye ve reel hale getirilmiştir.
TU, TÜFE	Saner (2008); Ügal ve Gökçekt (2009: s.7); Öztürk ve Fitöz (2009: s.36)	Finansal istikrar-İKFS ilişkisi; TU ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS (Tüketici fiyatları alt başlığı altında, 2003=100). TU Oluşturma: Tramo-Seats yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmış serinin ayrı ayrı hem kendisi hem de doğal logaritması denemmiştir.
COY/M2; Çekirdek olmayan yükümlülükler/M2	Shin (2010); Shin ve Shin (2011); TCMB (2011: ss. 59-61); Hahn, Shin ve Shin (2011)	Finansal riskler/kriz-İKFS ilişkisi; COY ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB, BDDK. COY/M2 Oluşturma: Nominal veriler olarak COY bankalar mevduatı, repodan sağlanan fonlar, bankalara borçlar ve bankaların tahvil ihraçları kalemlerinin toplamından oluşmaktadır. Nominal aylık COY değerleri nominal M2 verilerine bölünerek oran (%) değerleri bulunmuştur.
PLE; piyasa likiditesi endeksi	Yıldırım (2011); TCMB (2009: ss.69-70); TCMB (2010: ss.77-80).	Finansal riskler/kriz ve İKFS ilişkisi; PLE ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB, İMKB, Hazine Müst. PLE Oluşturma: Piyasa likiditesi endeksi=0,5*taahhüt piyaması likiditesi + 0,5* döviz likiditesi. Tahvil piyasasındaki likidite en iyi alış-satış fiyat teklifleri arasındaki fark ile likidite yetersizliğin oranının ortalamasından oluşurken, döviz piyasası likiditesi TCMB'nin TL/USD döviz alış kurlarının belirlediği kotasyonlar üzerinden en iyi-alış satış teklif aralıklarının gerçesinde hesaplanmıştır (Yıldırım, 2011: 12).
CAD: cari açık/ GSYİH	Uygun (2001: s.18) da cari açık/döviz rezervi; Berk (2010) da cari açık; Aizenman ve Jinjark (2008: s.19) de cari açık/GSYİH ölçütüne yer verilmektedir.	Finansal riskler/kriz-İKFS ilişkisi; CAD ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS ve TÜİK. CAD Oluşturma: Ödemeler dengesi analitik bütöncüsünde yer alan yıllıklandırılmış aylık cari açık verileri, karşılık gelen aydaki kurdan TL'ye dönüştürülmesi ve GSYİH'nin yıllıklandırılmış aylık değerlerine oranlanmıştır. Çeyreklik GSYİH verilerinin aylıklandırılması ise Santos Silva ve Cardoso (2001)'de yer alan dinamik Chow-Lin yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Bu yöntem bağımlı değişken olan GSYİH'nin ilişkili olduğu aylık frekanslı verilerin bağımsız değişken olarak kullanıldığı bir regresyon analize dayanmaktadır. Yardımcı değişkenlerin belirlenmesinde Taşdemir (2008) de yer alan sistematik de dikkate alınmıştır. Kullanılan yardımcı göstergeler şunlardır: (i) sanayi üretim endeksi, (ii) ithalat miktar endeksi, ve (iii) ihracat miktar endeksi. GSYİH çeyreklik verileri (1998=100) sabit fiyatlar kullanılmak suretiyle mevsim ve takvim etkilerinden arındırılarak aylıklandırılmış ve nihai olarak deflasyon de TEFE yardımıyla aylıklandırılması ile aylık cari GSYİH değerlerine ulaştırılmıştır.
TKRD: takipteki konut kredileri/ toplam konut kredileri	ORJİNAL KULLANIM; Ülkemizdeki yazın dikkate alındığında orijinal kullanımdır.	Finansal riskler/kriz-İKFS ilişkisi; TKRD ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: BDDK. Türk bankacılık sektörü interaktif aylık bülteni. TKRD Oluşturma: Seri sektörün aylık takipteki toplam konut kredisi verisinin brüt konut kredisine (TL konut kredileri+döviz endekslisi konut kredileri+takipteki konut kredileri) bölünmesiyle elde edilmiştir.
İTKRD: inşaat sektörü takipteki krediler/ toplam inşaat kredileri	ORJİNAL KULLANIM; Ülkemizdeki yazın dikkate alındığında orijinal kullanımdır.	Finansal riskler/kriz-İKFS (inşaat sektörü) ilişkisi; MKRD ve İTKRD arasındaki ilişki. Kaynak: BDDK. Türk bankacılık sektörü interaktif aylık bülteni. İTKRD Oluşturma: Sektörel kredi dağılımı-inşaat-takipteki krediler verisinin, sektörel kredi dağılımı-inşaat-toplam nakdi krediler brüt (camlı kredi + takipteki kredi) versinine bölünmesi ile elde edilmiştir.
M2/GSYİH	Sarı, Ewing ve Aydın (2007); Saner (2008); Öztürk ve Fitöz (2009); Hepşen ve Kalfa (2009); Katiipoğlu ve Hepşen (2010).	Para politikatlarındaki ve finansal serveteki değişim (temsil) İKFS ilişkisi; M2/GSYİH ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS'nin parasal serisi-analitik bütöncüsünde yer alan M2 verileri kullanılmıştır. 2005 yılı Aralık ayı sonrasında kullanılan M2 verisi, 2005 yılı Aralık öncesi M2Y versine tekabül ettiği için; inceleme döneminde M2Y (2005/1-2005/11) dönemi için ve M2 (2005/12-2011/9) dönemi için verileri nominal M2 verisi olarak derlenmiştir. M2/GSYİH Oluşturma: Nominal aylık M2 verileri (CAD'ın oluşturulmasında belirlenen aylıklandırılma yöntemi kullanılarak hesaplanan) cari aylık GSYİH verilerine bölünerek oran (%) değerleri bulunmuştur.
KFE: konut fiyatı endeksi	ORJİNAL KULLANIM; Yazında fiyat endeksinin değişken olarak kullanıldığı ve bina yapım maliyetlerinin konut fiyatları için temsili değişken olarak kullanıldığı çalışmalarına örnek olarak bkz. Clavijo ve ark. (2005: 24); Wolszwyk (2005); Ügal ve Gökçekt (2009: 9); Aperiş (2003: 66); Halıcıoğlu (2005: 8).	Konut piyasası gelişmeleri/fiyatta erişilebilirlik-İKFS ilişkisi; KFE ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: Reidin 2007 Haziran=100 Türkiye Kompozit Sanlık Konut Fiyat Endeksi ve TÜİK Bina İnşaat Maliyet Endeksi. KFE Oluşturma: TÜİK veri setinde yer alan Bina İnşaat Maliyet Endeksi; (i) konut ve diğer kullanımları içeren bina alt endeksi ve (ii) bir dairesi ikamet amaçlı bina ve iki ve daha fazla dairesi ikamet amaçlı bina kullanımlarını içeren konut alt endeksinde oluşmaktadır. Çalışmamızda ("ii") kapsamında yer alan konut alt endeksi esas alınmıştır. Bu konut alt endeksinde karşılık gelen bina inşaat maliyeti endeksi alt bileşenlerinin 1991-2006 dönemi (1991=100) eski serisi ile 2005-2011 dönemi (2005=100) yeni serisi çeyreklik frekanslıdır. Yeni seri eski serinin artışı oranı ile geçmişi götürülmesi ile böyümeye temsili bir konut fiyat endeksi elde edilmiştir. Bu seri doğrusal enterpolasyon kullanılarak aylık hale getirilmiştir. Nihai olarak elde edilen seri doğal logaritması alınarak analize dâhil edilmiştir.
Kİ: yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüzölçümü	Clavijo ve ark. (2005: s.26); Halıcıoğlu (2005: s.8); Akın (2008: 43); Saner (2008: s.85); Sarı ve ark. (2007: s.10).	Konut piyasası faaliyet düzeyi/konut talebi-İKFS ilişkisi; Kİ ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: Özel inşaat istatistikleri-yapı kullanma izin belgelerine göre (TÜİK, aylık), iki ve daha fazla dairesi ikamet amaçlı binaların yüz ölçümü (m ² , düzey), TCMB EVDS. Kİ Oluşturma: Düzey veri olarak alınan ham verinin doğal logaritması alınmıştır.
İO: tarım dışı işsizlik oranı	Sarı ve ark. (2007: ss.6, 10); Clavijo ve ark. (2005: s.27).	Gelirdeki değişim/yetersizlik-İKFS ilişkisi; İO ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB. İO Oluşturma: Analizde, TÜİK tarafından yayımlanan kurumsal olmayan nüfusun yıllar ve cinsiyete göre işsizlik durumu (15+yaş) verisi kapsamında tarım dışı işsizlik oranı esas alınmıştır. Ham veriler Tramo-Seats yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır.
KB: kişi başına reel GSYİH	Kalra, Mihaljek ve Duenwald (2000: s.13); Saner (2008: s.99); Öztürk ve Fitöz (2009: s.36); Erdem ve ark. (2012: s.76).	Gelirdeki değişim/yetersizlik-İKFS ilişkisi; KB ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS ve TÜİK. KB Oluşturma: CAD veri seti için aylık olarak elde edilen cari yıllıklandırılmış GSYİH verisi (ABD doları) yıl ortası nüfusa bölünerek ABD doları cinsinden kişi başına aylık GSYİH bulunmuştur.
RGSYH: reel GSYİH	Saner (2008: s.99); Kalra ve ark. (2000: s.13); Öztürk ve Fitöz (2009: s.36).	Gelirdeki değişim/yetersizlik-İKFS ilişkisi; RGSYH ve MKRD arasındaki ilişki. Kaynak: TCMB EVDS ve TÜİK. RGSYH Oluşturma: CAD veri seti için aylık olarak elde edilen reel yıllıklandırılmış GSYİH verisi kullanılmıştır. Verilerin doğal logaritması alınmıştır.
RFV: yurt içi yerleşiklerin net reel finansal varlıkları	ORJİNAL KULLANIM Ülkemizdeki yazın dikkate alındığında orijinal kullanımdır. Konut piyasalamına yönelik genel analiz için ayrıca bkz. Akın (2008).	Finansal serveteki değişim/yetersizlik-İKFS ilişkisi; MKRD ve RFV arasındaki ilişki. Kaynak: BDDK ve TÜİK. RFV Oluşturma: Hane halkının finansal varlıklarından temsilen tasarruf mevduatı, döviz tevdiat hesabı, katılma hesapları ve özel cari hesapları (BDDK mevduat türleri itibarıyla eski seri, yeni serinin artışı oranı ile devam ettirilmiştir); hane halkı finansal yükümlülüklerini temsilen ise hane halkı tüketici kredileri ve kredi kartı borçlarının toplamı alınmıştır. Yükümlülükler varlıklardan mahsup edilerek net finansal varlık değeri bulunmuştur. Söz konusu netleştirilmiş serinin TÜFE ile reel hale getirilmiş hali ve bunun doğal logaritması modelde denemmiştir.

Kaynak: Coşkun (2013a).

* Seçilen vekil değişkenler, miktar üzerinden hesaplandığından, reel değişimleri ifade etmektedir. Bu nedenle GSYİH verilerinin aylık frekansa dönüştürme, sabit fiyatlarla (reel) GSYİH zaman serisinin kullanılmasına gerekmektedir.

** Çalışmadaki veri aralığı, Ocak 2005-Eylül 2011 dönemlerini kapsamakla birlikte, Ocak 2005-Mayıs 2007 dönemi için de konut fiyat endeksinin tahmin edilmesine ihtiyaç duyulmuştur. Bu tahminde, bina inşaat maliyet endeksi açıklayıcı değişken olarak alınmıştır. Konut fiyat endeksinin bağımlı, bina inşaat maliyet endeksinin bağımsız değişken olarak alındığı doğrusal regresyon modelinin parametreleri Haziran 2007-Eylül 2011 verileri kullanılarak EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular, bina inşaat maliyet endeksinde ait katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir. Bu nedenle, Ocak 2005-Mayıs 2007 dönemi için Reidin fiyat endeksinin değerleri, bina inşaat maliyet endeksinin değerleri kullanılarak tahmin edilmiştir.

Konuya ilişkin yazın ve araştırmadaki varsayımlar kapsamında, İKFS'nin gelişmesinin ölçütü olarak, konut kredisi hacmindeki değişim üzerinde etkili olabilecek temel unsurlar; gelir/servet yetersizliği, kredi maliyetleri, fiyata erişebilirlik, konut talebi, konut piyasasındaki faaliyet düzeyi, finansal istikrar ve finansal riskler olarak belirlenmiştir.⁵ Ampirik analizde aylık nominal ipotekli konut kredisi verisinin doğal logaritması bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Uzun dönem denge denkleminin bağımlı değişkeni olan konut kredisi hacmi (MKRD) ve bununla uzun dönem denge ilişkisi olduğu belirlenen konut kredisi reel faiz oranı (RFO), M2/GSYİH oranı (M2), yapı kullanma izin belgelerine göre iki ve daha fazla daireli ikamet amaçlı binaların yüz ölçümü (Kİ) ve kişi başına reel GSYİH'ya (KB) ilişkin yazın taraması aşağıda yer almaktadır.

3.2. Konut kredileri (MKRD)

Konut talebi/arzu, konut kredisi hacmi (talebi), konut inşaatları ve taahhüt sektörünün yükümlülükleri gibi konut piyasasındaki faaliyet düzeyini etkileyen değişkenler, demografik etkenlerden ve istihdam piyasasındaki değişimlerden etkilenmektedir (Clavijo ve ark., 2005: s.27; Sarı ve ark., 2007: 6, 10). İpotekli konut kredisi hacminin artması ile ilişkili olan finansal etkenlerin belirlenmesi kolay görünmemektedir⁶ (Wolswijk, 2005: s.12). Kredi talebini etkileyen faktörleri araştıran çalışmaların önemli bir bölümünde, ekonomik faaliyet değişkeni (reel GSYİH veya sanayi üretimi gibi) ve finansman maliyetleri⁷ temel belirleyiciler olarak modele dahil edilmektedir. Ancak yazında, ekonomik faaliyetlerin kredi talebini etkileme biçimine ilişkin bir uzlaşımın bulunmadığı görülmektedir (Calza ve ark., 2001: s.7).

5 Tablo 1'den de anlaşılacağı üzere, ülkemizdeki konut kredisi hacmi (MKRD) ile karşılıklı ilişki içinde bulunduğu varsayılan değişkenler ve çalışmada kullanılan semboller; konut kredisi reel faiz oranı (RFO), TÜFE (TU), cari açık/GSYİH oranı (CAD), çekirdek olmayan yükümlülükler/M2 oranı (COY), piyasa likiditesi endeksi (PLE), M2/GSYİH oranı (M2), toplam takipteki konut kredileri/toplam konut kredileri oranı (TKRD), toplam inşaat sektörü takipteki krediler/toplam inşaat kredileri oranı (ITKRD), konut fiyatı endeksi (KFE), yapı kullanma izin belgelerine göre iki ve daha fazla daireli ikamet amaçlı binaların yüz ölçümü (Kİ), tarım dışı işsizlik oranı (IO), reel GSYİH (RGSYH), kişi başına reel GSYİH (KB) ve yurt içi yerleşiklerin net reel finansal varlıkları (RFV) olarak belirlenmiştir. Değişkenlere ilişkin açıklamalardan anlaşılacağı üzere (bkz. 3.1); çalışmamız ulaşılan sonuçların yanı sıra değişkenlerin çeşitliliği açısından da yazına katkı sağlamaktadır.

6 Genel olarak belirtmek gerekirse, konut piyasalarını analiz eden ekonometrik modellerdeki sorunların farklı yaklaşımları ortaya çıkarması nedeniyle, konut piyasaları için genel olarak kabul edilen bir model bulunmamaktadır. Ayrıca, konut piyasaları bir örnek değildir ve ülkeye/kente göre önemli farklılıklar göstermektedir. Bu nedenle, araştırmacıların (konut talebi ile ilişkili) gelir ve fiyat değişkenleri üzerindeki uzlaşımı yavaş ilerlemektedir. Ayrıca, konut talebi denklemlerine hangi sosyo-ekonomik değişkenlerin dahil edilebileceği ve bunların dahil edilme biçimleri üzerinde de bir uzlaşım bulunmamaktadır (Halicioğlu, 2005: s.3). Malpezzi ve Mayo (1987: ss.689,691) de konut piyasalarına ilişkin veri sorunlarının özellikle GOÜ'lerin konut piyasalarına yönelik analizlerde kapsamı olumsuz yönde etkilediği belirtilmektedir.

7 Faiz oranlarının taşınmaz (ve özellikle de konut) piyasasına etkilerine yönelik kapsamlı bir yazın bulunmaktadır. Bu kapsamda, Japon taşınmaz piyasasında 1990'lı yıllarda ortaya çıkan büyük çöküşe giden süreçte, hisse senedi ve arazi piyasalarının karşılıklı ilişki içinde olduğu bir ekonomik çevrede, faiz oranlarının düşük olmasının ve krediye erişimin kolay olmasının etkili olduğu belirtilmektedir (Stone ve Ziemba, 1993: s.163). Söz konusu olgunun, başta ABD olmak üzere, küresel finansal kriz sürecinde, finansal çöküş yaşayan gelişmiş ülke ekonomileri için de gözlenmesi mümkündür.

Konut piyasasına yönelik yatırımlar, bankaların kredi tahsisleri ve tüketici bilançosu (bütçesi) ile ilişkilidir (Bernanke and Gertler 1995: s.44-45). Chan (1999: s.134) konut (özellikle de spekülatif yapı) üretiminde önemli bir etken olan krediye erişebilirliğin konut arzını etkilediğini bulgulamıştır. Konut kredilerinin makroekonomik değişkenlerle etkileşimini inceleyen yazına bakıldığında,⁸ 1970-2006 dönemi ve 17 sanayileşmiş ülke için yaptıkları analizde, Goodhart ve Hofmann (2008) konut fiyatları, parasal değişkenler ve makroekonomi arasında çok yönlü güçlü bir bağlantı olduğunu ve konut fiyatları hızla yükselirken para ve kredi şoklarının etkisinin daha güçlü olduğunu bulgulamıştır.⁹1998-2004 döneminde Çin'deki 31 eyalet ve büyük şehirdeki taşınmaz piyasası ve makroekonomi arasındaki ilişkiyi inceleyen Peng ve Tam (2008: ss. 241-242), taşınmaz fiyatları ile GSYİH büyümesi arasında iki yönlü bir ilişkinin bulunduğunu, kredi genişlemesinin taşınmaz fiyatlarındaki artışları hızlandırmadığını, buna karşılık konut fiyatlarındaki artışların kredilerin artmasına neden olduğunu bulgulamıştır. Ülkemiz konut finansmanı yazınında, konut kredilerinin ilişkili olduğu değişkenlere yönelik belirlenmeler aşağıda yer alan yazın taramasında incelenmiştir.

3.3. Konut kredisi reel faiz oranı (RFO)

Faiz oranlarının, konut piyasasında neden olduğu etkiler, çeşitli açılardan inceleme konusu edilmiştir.¹⁰ Painter ve Redfearn (2001: ss. 1,18) de faiz oranlarının konut sahipliği oranları üzerinde uzun dönemli etkisinin bulunmadığını, buna karşılık yapımına başlanan konut sayısının (konut arzı değişiminin zamanlamasının) faiz oranındaki değişikliklere duyarlı olduğunu bulgulamıştır. Yazarlar, ayrıca faiz oranlarındaki azalmanın konut fiyatlarını artırdığını belirtmektedir. Euro bölgesinde özel sektör kredi talebinin kaynaklarını araştıran Calza ve ark. (2001) uzun dönemli reel

8 Konut kredileri ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki, yazında farklı amaçlarla incelenmiştir. Avrupadaki ipotekli konut kredilerinin artışına yönelik çalışmalar genellikle vergi yapılarındaki etkilerin analiz edilmesi üzerinde yoğunlaşmaktadır. Yazındaki diğer bir araştırma konusu ise, ipotekli kredi konusundaki ülkeler arasındaki farklılıklardır (Wolswijk, 2005: s.13). Öte yandan, konut kredisi hacminin artması konut yatırımlarının artması yoluyla ekonomik büyüme süreçlerine de olumlu etkide bulunabilir. Bu kapsamda, Liu, Park ve Zheng (2002) konut yatırımlarının ekonomik büyüme üzerinde uzun dönemli etkiye sahip olduğunu ve ekonomik büyümenin de konut ve konut dışı yatırımları etkilediğini bulgulamıştır.

9 Banka kredisi ve konut fiyatları arasındaki ilişkinin analizi için bkz. Gerlach and Peng (2005); Goodhart ve Hofmann (2004); Goodhart ve Hofmann (2008), Goodhart, Hofmann ve Segoviano (2006); Hofmann (2003).

10 Düşük reel faiz oranları bankacılık sistemindeki likiditenin artmasına ve kredilerin genişlemesine neden olmaktadır (Tsatsaronis ve Zhu, 2004: s.76). Faiz oranları, konut piyasasını temelde iki açıdan etkileyebilmektedir. İlk olarak, faiz oranları doğrudan konut alıcısının borçlanma maliyetlerini ve ikamet amaçlı konutların nisbi fiyatlarını etkilemektedir. İkinci olarak, konut yapımının yapı maliyetindeki faiz giderlerinin büyüklüğü faiz oranları tarafından belirlenmektedir. Yapı sektöründeki rekabetçi yapı ise fonlama maliyetlerinin konut fiyatına yansımaya neden olmaktadır (Painter ve Redfearn, 2001: s. 5). Ayrıca, faiz oranları varlık fiyatlamasında etkili olan değişkenlerin başında gelmektedir. Konut fiyatları ve faiz oranı arasındaki ilişki, yazında gelişmiş/gelişen ülkeler perspektifinden inceleme konusu edilmiş ve faiz oranlarındaki değişimlerin konut fiyatları üzerinde etkili olduğuna ilişkin bulgulara ulaşılmıştır. Örneğin; G. Kore'de konut değerleri ve faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştıran Cho ve Ma (2006) uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki olduğunu belirlerken, kısa dönemde faiz oranından konut değerinin büyümesine doğru tek yönlü bir nedenselliğin bulunduğunu bulgulamıştır.

kredilerin, reel GSYİH ile pozitif ve reel kısa/uzun vadeli faiz oranları ile ters yönlü ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Portekiz'deki konut piyasasını inceleyen Martins ve Villanueva (2003: s. 28), faiz oranının % 1 artmasının konut kredisi alma olasılığını % 2,9 oranında azalttığını, ayrıca konut kredisi büyüklüğünün de faiz oranı değişiminden olumsuz yönde etkilendiğini bulgulamıştır. Wolswijk (2005: ss. 14, 29) reel konut kredisinin logaritmasını temel bağımlı değişken olarak kullandığı çalışmasında; reel konut kredisinin finansal serbestleşmeye yönelik tedbirlerden, hisse senedi piyasasındaki büyümeden ve konut fiyatlarındaki artıştan olumlu yönde etkilenirken, vergi sonrası faiz oranlarından olumsuz yönde etkilendiğini bulgulamıştır. ABD'de ipotekli konut kredilerinin ve konut kredisi faiz oranlarının volatilitesi arasındaki ilişkiyi inceleyen Hillebrand ve Koray (2008: ss. 2382-2385) de konut kredisi faiz oranındaki oynaklığın ve ex-ante reel konut kredisi faiz oranının artmasına rağmen, ipotekli konut kredisinin de arttığı bulgulanmıştır. Gupta, Jurgilas, Miller ve Wyk (2012: s. 69) ABD'de finansal serbestleşme sonrasında konut piyasalarının faiz oranlarındaki değişime daha duyarlı hale geldiğini belirlemiştir.

Ülkemiz konut piyasalarına yönelik analizler kapsamında, Doğan (2006: ss. 36-37) reel faizlerdeki %1'lik azalmanın, konut kredilerinin denge değerinde %1,8'lik artışa neden olduğunu bulgulamıştır. Nominal faiz oranı ve toplam konut kredisi arasında nedensellik ilişkisinin bulunduğu belirlendiği Çobandağ (2010: ss.132, 142) da yer alan ampirik analiz sonucunda nominal faiz oranının yükselmesinin toplam konut kredisinin azalmasına neden olduğu bulgulanmıştır. Katipoğlu ve Hepşen (2010: ss.34-35) da konut kredilerinden faiz oranına ve faiz oranından konut kredilerine doğru uzun dönemli bir nedenselliğin bulunduğu belirlenmiştir. Ergeç ve Taşdemir (2008: ss.127,129) para arzı ve faiz oranları ile konut kredileri arasında bir nedenselliğin bulunmadığını bulgulamıştır.¹¹ Öztürk ve Fitöz (2009: ss.36, 43) adimsal regresyon analizi sonucunda (kişi başına milli gelir ve TÜFE'nin yanısıra), faiz oranının konut talebini açıklamada istatistiksel olarak anlamlı olduğunu belirlemiştir. İbicioğlu ve Karan (2012: s. 73) kısa dönemde faiz, işsizlik ve güven endeksindeki değişimin konut kredisi talebindeki değişimin Granger nedenseli olduğunu ve varyans ayrıştırması sonucunda konut kredisindeki değişimin çok büyük bir oranının faiz oranındaki değişimle açıklandığını belirlemiştir. İpotekli konut kredisi hacmini, ülkemiz taşınmaz piyasasına yönelik talep fonksiyonunun bağımlı değişkeni olarak kullanan Erdem ve ark. (2012: s. 76) konut kredileri hacmi ile (ev fiyatları ve kişi

11 Ergeç ve Taşdemir (2008: 127, 129) uzun vadeli olmasının konut kredilerinin kısa dönemli faizlere ve para arzına duyarlılığının düşük olduğu fikrini güçlendirdiğini, konut kredileri talebi üzerinde konut fiyatlarına yönelik beklentiler gibi başka faktörlerin nispeten daha belirleyici olduğunu düşünülebileceğini ve konut kredilerinin para politikalarından etkilenmemesinin Türkiye'deki konut kredisi sisteminin gelişmemiş olmasının bir sonucu olarak değerlendirilebileceğini belirtmektedir.

başına düşen GSYİH'nın yanısıra) faiz oranları arasında uzun dönemli ilişki olduğunu bulgulamıştır. Dolayısıyla, ulusal/uluslararası yazındaki bulgular çerçevesinde, finansal istikrar/kredi maliyetleri/fiyata erişebilirlik ve (konut kredisi hacminin artması bağlamında) İKFS'nin gelişmesi arasında ilişki olup olmadığının belirlenmesi amacı ile konut kredisi reel faiz oranı ampirik analize dahil edilmiştir.

3.4. Para politikaları (arzı)/finansal servet (M2)

Küresel likiditenin artması finansal piyasalardaki faaliyetleri artırırken (bkz. Kerry, 2008:s. 181), kredi kurumlarının likiditesinin artması da kredi arzını artırabilmektedir.¹² Diğer makroekonomik değişkenler üzerinde belirleyici etkileri olan para arzındaki değişimler, faiz oranı ve konut kredisi talebi başta olmak üzere, konut piyasası ile ilgili değişkenleri de etkilemektedir. Konuya ilişkin yazında da bu yönde bulguların olduğu gözlenmektedir.¹³ Örneğin Baffoe-Bonnie (1998: s. 193) bölgesel konut piyasalarındaki fiyatların ve konut satışlarının bölgesel istihdam artışı, enflasyon, ulusal faiz oranı ve para arzından etkilendiğini bulgulamıştır. Lastrapes (2002: s. 2) ise para arzı şoklarının (üretim seviyesi, fiyatlar ve faiz oranlarındaki değişimlerin yanı sıra) konut piyasası değişkenlerini de etkilediğini belirlemiştir. Öte yandan, küresel finansal krizin nedenlerinin tartışıldığı yazında parasal genişlemenin krizin nedenleri arasında olabileceği ileri sürülmektedir (bkz. Goodhart, 2008; Taylor, 2008; Yiu, 2009). Ülkemiz konut piyasalarına yönelik analizler incelendiğinde, konut piyasaları ile para piyasaları arasındaki ilişkinin ağırlıklı olarak M2 değişkeninin modelde kullanılması yoluyla araştırıldığı görülmektedir. Bu kapsamda Saner (2008: ss. 93,95) de; konut talebini açıklamada istatistiksel olarak (kişi başına milli gelir, faiz oranı ve TÜFE değişkenlerinin anlamlı olduğu ve) M2/GSMH değişkeninin anlamlı olmadığı bulgulanmıştır. Para arzı göstergesi olarak çalışmalarında M2'yi kullanan Hepşen ve Kalfa (2009: ss.40,42) yapı kullanım izninin (BİST GYO endeksi, TÜFE ve) M2'nin Granger nedeni olduğunu bulgulamıştır. Sarı ve ark. (2007: ss. 10,16) de (diğer değişkenlerin yanı sıra) para arzı şoklarının konut piyasası yatırımları üzerinde önemli

12 Bu kapsamda Brooks (2007: s.9) ülkemizdeki para politikasının likidite pozisyonuna bağlı olarak bankacılık sektörü üzerinden etkinlik kazandığını belirtmektedir.

13 Taşınmaz ve hisse senedi fiyatlarının para politikası kapsamında yakından takip edilmesi gereklidir (Mishkin, 2001: ss. 1,15). "Tobin'in q Kuramı"nda para politikası, ekonomiyi hisse senetlerinin değerlendirilmesi çerçevesinde etkilemektedir (bkz. Tobin, 1969). Bu kapsamda, parasalci yaklaşımda, para arzının artması varlıklara yönelik harcamaların da artmasına neden olmaktadır. Yaşam boyu gelir teorisini ileri süren Modigliani (1971) ise tüketim harcamalarının, finansal serveti de kapsayan, yaşam boyunca sağlanan varlıklar tarafından belirlendiğini ileri sürmektedir. Tobin'in q kuramı ve finansal servete ilişkin açıklamalar, hisse senedi piyasasına yönelik olmakla birlikte, servet etkisi yaratan bir varlık kategorisi olması nedeniyle, konutun - geniş anlamda taşınmazların - ekonomik etki bakımından hisse senetlerine benzetilmesi mümkündür. Bu kapsamda, servetin çok önemli bir bileşeni olan, konut ve arazi fiyatlarının parasal genişleme nedeniyle artması; servetin ve tüketimin de artmasına neden olmaktadır (bkz. Mishkin, 1996: ss. 6-8).

etkilerinin olduğu bulgulanmıştır. Genel ekonomik faaliyetlerin ipotekli konut finansmanı piyasasında neden olduğu değişimin açıklanmasında M2 değişkeninden yararlanan Katipoğlu ve Hepşen (2010: s. 32, 34) da; ipotekli konut kredilerinin M2'nin Granger nedeni olduğu ve konut kredilerinin (tüketici güven endeksi ve TÜFE'nin yanı sıra) M2'deki değişimlerden de etkilendiği bulgulanmıştır. Konut talebini belirleyen etkenler kapsamında M2 değişkeninin de kullanıldığı Öztürk ve Fitöz (2009: s.28) da parasal büyüklüklerdeki artışın, yani ekonomideki likidite genişlemesinin, konut arzını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çerçevede M2/GSYİH oranı para politikalarındaki (arzındaki)/(temsilen) finansal servetteki değişimin, konut kredisi hacmi üzerindeki etkisinin analiz edilebilmesi için ampirik analize dahil edilmiştir.

3.5. Kişi başına reel GSYİH (KB)

Konut finansmanının etkin biçimde işleminin temel ön şartlarından birisi de; konut talep edenlerin yeterli gelire sahip olmasıdır.¹⁴ Gelir seviyesindeki değişim üzerinde etkili olan unsurların başında; genel ekonomik faaliyetler ve istihdam seviyesindeki değişimler gelmektedir. Taşınmaz geliştirme [ve konut piyasası] açısından değerlendirildiğinde; hane halkı geliri konut fiyatlaması açısından birinci derecede önemlidir (Schmitz ve Brett, 2007: ss. 42-43). Konut piyasalarına yönelik bölgesel analizlerin yanı sıra, ekonominin bütününe yönelik analizlerde de gelir değişkeni konut piyasalarındaki değişimleri açıklayabilecek önemli unsurlar arasında yer almaktadır. Painter ve Redfearn (2001: s. 18) de kısa dönemde faiz oranları ve mevcut gelir gibi ekonomik değişkenlerin konut sahipliği oranı üzerinde etkili olmadığı ve konut sahipliğinin zaman içinde (uzun dönemde) değişimini belirleyen en önemli etkenlerin gelir artışı ve demografik değişim olduğu bulgulanmıştır. Tsatsaronis ve Zhu (2004: s. 74) de hane halkı gelirin konut fiyat hareketleri üzerindeki açıklayıcı gücünün çok sınırlı olduğunu ve konut satın alma kararının kredi hacmine oranla nominal aylık ödeme tutarına daha duyarlı olduğunu belirlemiştir. Bu çerçevede, ekonomik faaliyetlerin hızlanmasının bir sonucu olarak kullanılabilir gelirin artmasının yurtiçi tasarruf miktarını (bkz. Gürgür ve Karaca, 2007: s. 12) ve kredi geri ödeme kapasitesini artırarak efektif konut talebini artırabileceği düşünülebilir.

14 Diğer kısıtlarla birlikte, gelir kısıtı ülkemizdeki İKFS'nin gelişmesinin önemli engellerinin başında gelmektedir (bkz. Alp, 2006: s. 69; Coşkun ve Yalçınar, 2014: 249).

Kişi başına gelirdeki değişim, konut piyasalarına yönelik analizlerde kullanılan ölçütler arasında yer almaktadır.¹⁵ Spekülatif balon modelinde reel GSYİH, kişi başına reel GSYİH, nominal ücret, reel ücret ve nüfus değişkenlerine yer veren Kalra ve ark. (2000: ss. 13, 26) de, kısa dönemli konut fiyatı değişikliklerinin (diğer değişkenlerin yanı sıra), kişi başına reel GSYİH büyümesi ile de ilişkili olduğu bulgulanmıştır. 1964-1997 dönemi için ülkemizdeki konut talep denklemlerinin tahmin edildiği Durkaya ve Yamak (2004: ss. 75, 83) de konut talebi ve kişi başına düşen gelir arasında pozitif ve güçlü ilişkiler bulgulanmıştır. Çalışmada gelir elastikiyeti 1.9 ile 3.8 arasında çeşitli değerlerde hesaplanmış ve gelirdeki 0.01'lik bir değişimin konut talebinde aynı yönde yaklaşık olarak 0.02 ile 0.04 arasında değişiklik gerçekleştirdiği belirlenmiştir. Yazarlar söz konusu bulguların, konut sektöründe gelir artırıcı kamusal politikaların uygulanması ve konut talebinin canlandırılması açısından dikkate alınabileceğini belirtmiştir. Saner (2008: ss. 93, 95) kişi başına milli gelir değişkenine, konut talebini belirleyen faktörleri tespit etmek için kurulan modelde açıklayıcı değişkenler arasında yer vermiş, ancak adımsal regresyon analizi sonucunda, söz konusu değişkenin konut talebini açıklamada istatistiksel olarak anlamlı olmadığını bulgulanmıştır. Öztürk ve Fitöz (2009: ss. 36, 43) adımsal regresyon analizi sonucunda; kişi başına milli gelir, faiz oranı ve TÜFE değişkenlerinin konut talebini açıklamada istatistiksel olarak anlamlı değişkenler olduğunu belirlemiştir. Erdem ve ark. (2012: s. 76) varyans ayrıştırması analizine göre kişi başına GSYİH'nin ipotekli konut kredisi hacmini uzun dönemde açıklayan en önemli değişken olduğu sonucuna ulaşmıştır. Badurlar (2008: ss. 226, 235) de (diğer makroekonomik değişkenlerin yanı sıra), GSYİH'nin konut fiyatlarındaki değişmeye Granger anlamında neden olduğu bulgulanmıştır. Dolayısıyla, özellikle ülkemizdeki yazında konut piyasasında gelire ilişkin ölçüt ile konut fiyatı/talebi arasındaki ilişkilerin ampirik olarak araştırıldığı, ancak konut kredilerinin gelir ile olan ilişkisinin yeterince irdelenmediği görülmektedir. Bu kapsamda, çalışmamızda kişi başına reel GSYİH (KB) değişkeninin kullanımı yoluyla; GSYİH'daki değişimlerin ve gelir düzeyindeki değişimin/yetersizliğin konut kredisindeki değişimleri açıklama gücü incelenmeye çalışılmıştır.

15 Harcanabilir gelir ve konut talebi arasındaki ilişkinin incelenmesi, konut piyasalarındaki değişimlerin anlaşılması açısından önemlidir. Bu nedenle, harcanabilir gelire ilişkin veri sorunları ve çözüm yöntemlerinin kısaca değerlendirilmesi faydalı olabilir. Ülkemizde, hane halkı harcanabilir geliri verilerinin TÜİK ve diğer kurumların veri tabanında bulunmadığı, TCMB'nin Finansal İstikrar Rapor'unda sunduğu hane halkı harcanabilir geliri verisinin ise kısıtlı bir dönemi kapsadığı ve yıllık olduğu görülmektedir. Konut kredisinin bağımlı değişken olduğu modelinde, Wolswijk (2005: s.32) hane halkı harcanabilir geliri verilerinin OECD veri tabanından alındığına yer vermiştir. Ancak, OECD (ayrıca Dünya Bankası) veri tabanında yapılan incelemede de ülkemiz için söz konusu veri setinin bulunmadığı belirlenmiştir. 1990-2005 dönemini kapsayan ülkemize yönelik analizlerinde Binay ve Salman (2008: s. 20) harcanabilir gelir verisinin ulusal gelir muhasebesi yöntemi çerçevesinde GSMH verisinden türetildiğini belirtmektedir. Akın (2008: ss. 18,44,76) de ülkemizde net harcanabilir özel gelir istatistiğinin bulunmadığı ve anılan serinin Aydede (2007) ve Yükseler ve Türkan (2007) de yer alan yöntem çerçevesinde oluşturulduğu belirtilmektedir. Ulusal gelir muhasebesi ölçütleri kullanılarak Yazar tarafından oluşturulan kişi başına net özel harcanabilir gelir büyümesi verisi 1988-2006 dönemini kapsamaktadır.

3.6. Yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü (Kİ)

Konut arzı/talebi, konut piyasasındaki gelişmeleri etkileyen başlıca etkenler arasında yer almaktadır. Konut arzındaki/talebindeki değişimler; konut fiyatı ve konut kredisi hacmi gibi değişkenler üzerinde etkili olabilmekte ve konut piyasasında döngülerin¹⁶ ortaya çıkmasında belirleyici işlev üstlenebilmektedir. Yapı kullanma izin belgesi tamamen veya kısmen biten yapılar için verilirken, yapı ruhsatı ise yapımına başlanacak yapılar için verilmektedir (bkz. TÜİK, 2009: s. 388). Bu kapsamda yakında taşınılacak yeni konutlara işaret ettiği için yapı kullanma izin belgesinin gerçek talebi ve yapı ruhsatının da konut sektöründeki olumlu beklentiyi yansıttığı görülmektedir (Berk, 2010: s. 9).¹⁷ 1964-2004 dönemi için Türkiye'deki yeni özel konut talebi fonksiyonunun tahmin edildiği çalışmada, yapı kullanma izin belgelerine göre toplam yıllık konut sayısını değişken olarak kullanan, Halıcıoğlu (2005: s. 8), konut talebinin belirlenmesindeki en önemli etkenlerin sırasıyla reel gelir, konut fiyatları ve kentleşme oranı olduğunu belirlemiştir. Clavijo ve ark. (2005: s. 26) kullanım izni alan yeni konutların m² büyüklüklerini konut arz ve talebi için ölçüt bir değişken olarak kullanmıştır. Saner (2008: ss. 85-86) de konut talebi göstergesi olarak yapı kullanım izin belgelerinin ve arz göstergesi olarak da yapı ruhsatı izin belgelerinin toplam sayısı kullanılmıştır.¹⁸ Özetle, yapı kullanma izin belgelerinin konut talebinin ve konut piyasasındaki aktivite düzeyinin ölçütü olarak kullanılabilceği görülmektedir. Bu kapsamda, ampirik analizde konut piyasasındaki faaliyet düzeyi/konut talebi ile konut kredisi hacmi arasındaki ilişkinin incelenmesi amacıyla; yapı kullanma izin belgelerine göre, iki ve daha fazla daireli ikamet amaçlı binalara ait aylık düzey yüz ölçüm (m²) verisi özgün bir değişken olarak (Kİ) kullanılmıştır.

4. AMPİRİK ANALİZLER

4.1 Veri Seti ve Yöntem

Ülkemizdeki İKFS'nin gelişme koşullarının araştırıldığı bu çalışmada İKFS'nin gelişmişlik derecesini yansıtabilecek ölçüt, İKFS birincil (konut kredisi) piyasasının gelişmesi ve onun da ölçütü konut kredileri hacminin artması

16 Örneğin, yapımına başlanan konut sayısı (housing starts), yaygın olarak ekonomik döngülerin belirlenmesinde bir gösterge olarak kullanılmaktadır (Chan, 1999: s.129).

17 1961-2000 döneminde, ülkemiz konut piyasasındaki aktiviteyi ölçmek için inşaat ruhsatı ölçütünü kullanan Sarı ve ark. (2007: s. 10), söz konusu ölçütün ABD'deki terminolojide "yapımına başlanan konutlar" kavramına tekabül ettiğini ve verinin fiilen konutun inşa edilip edilmediğini dikkate almaksızın yapıya başlanmasına ilişkin planları veya niyetleri gösterdiğini belirtmektedir.

18 Konutun teminat olma vasfı nedeniyle, konut kredisi alınmasına olanak sağlaması veya miras olarak gelecek kuşaklara aktarılabilmesi özellikleri dikkate alınarak, yapı kullanma iznine göre kısmen/tamamen biten yapılar Akın (2008: ss. 20,35) de konut servetinin göstergesi olarak kullanılmıştır.

olarak belirlenmiştir.¹⁹ Dolayısıyla, İKFS'nin gelişmesi üzerinde belirleyici etkisi olabilecek diğer değişkenler sabit kabul edilmiştir. Ülkemizdeki konut kredisi hacmini belirleyen değişkenlerin araştırıldığı modelin bağımlı değişkeni, konut kredisi hacmidir. Konut kredisi hacmi üzerinde etkili olduğu varsayılan değişkenler, analize uygun hale getirilen veri seti çerçevesinde analiz kapsamına alınmıştır. Değişkenlerin analize uygun hale getirilmesinde kullanılan yöntemler, 3.1 alt bölümündeki Tablo 1'de özetlenmiştir. E-views ekonometrik paket programının kullanıldığı çalışmada yer alan değişkenler için (2005: 01)-(2011: 09) dönemine ait aylık zaman serileri kullanılmıştır. Ekonometrik model tasarımında genelden özele yaklaşımı benimsenmiştir. Bu kapsamda öncelikle, konuya ilişkin yazın [ve seçilen değişkenlere ilişkin yeterli veri bulunması ölçütü] çerçevesinde, çok sayıda değişken içeren geniş kapsamlı bir model oluşturulmuştur. Ardından, önemsiz açıklayıcı değişkenler dışlanarak, model yeniden parametrelendirilmiştir. Ölçeğin küçük olması, modeldeki parametre sayısının daha da artırılmasına engel olmuştur (bkz. Brooks, 2008: ss. 193-194). Analizde, zaman serilerinin durağan olup olmadıkları, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF; Augmented Dickey-Fuller) birim kök testleri çerçevesinde araştırılmıştır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı ise Johansen (1988, 1995) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme analizleri çerçevesinde incelenmiştir. Eşbütünleşme testi uygulanmadan önce, modelde kullanılan değişkenler için bir vektör otoregresyon (VAR; Vector Autoregression) modeli oluşturulmuş ve modelin gecikme sayısı ve hangi modelin verilere uygun olacağı belirlenmiştir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi sonrasında, vektör hata düzeltme modeli (VECM; Vector Error Correction Model) çerçevesinde değişkenler arasında kısa dönem ilişkinin bulunup bulunmadığı analiz edilmiştir. Ayrıca, çalışmada Granger nedensellik testleri, etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri de uygulanmıştır.

4.2 Test Sonuçları

4.2.1 ADF birim kök testleri

Eşbütünleşme analizinin ilk aşaması, değişkenlerin tamamının düzey seviyesinde durağan olmadıklarının her bir değişken için yapılacak birim kök analizi ile belirlenmesidir (Brooks, 2008: s. 368). Modelde yer alan değişkenlere, seviyelerinde ve birinci/ikinci birim kök farklarında Genişletilmiş Dickey–Fuller (ADF) testi uygulanmıştır. Bu kapsamda, maksimum gecikme uzunluğu 12 olmak üzere, Akaike bilgi ölçütüne (AIC) göre belirlenen gecikme uzunluklarına ve olasılık değerlerine aşağıdaki

19 Konut kredisi hacminin artmasının İKFS'nin gelişmesinin temel etkeni olarak belirlenmesi tercihinde, konut kredisi hacminin artmasının İKFS'nin gelişmesinde önemli olmasının yanı sıra, ülkemizdeki İKFS'yi geliştirebilecek diğer unsurların etkin olmaması (özellikle İKFS ikincil piyasasının ve İKFS'ye yönelik teşvik sisteminin makro değişkenler üzerinde etki yapamayacak ölçüde yetersiz olması) ve veri yetersizliklerinden kaynaklanan kısıtlar da (demografik değişkenlerin veri yetersizliği nedeniyle kısa dönemli analizlerde yer alması gibi) etkili olmuştur.

tabloda yer verilmiştir. Düzey değerlerde ve birinci/ikinci sıra farklarda ADF testleri, sabitli (intercept) ve trendli/sabitli (trend and intercept) olarak uygulanmış; analiz sonuçlarının tutarlı olduğu gözlenmiştir (bkz., Tablo 2) .

Tablo 2. ADF Birim Kök Testleri Sonuçları

Tablo 2/a. ADF Birim Kök Testleri Sonuçları: I(0) değişkenleri							
Düzey Değerde Durağanlık							
Değişken	Sabitli			Trendli/Sabitli			
	ADF Tİ	P	G	ADF Tİ	P	G	S
PLE	-3.023772	0.0370**	1	-3.799446	0.0216**	1	I(0)
Tablo 2/b. ADF Birim Kök Testleri Sonuçları: I(1) değişkenleri							
Birinci Fark Durağanlık							
	Sabitli			Trendli/Sabitli			
	ADF Tİ	P	G	ADF Tİ	P	G	S
ΔMKRD	-2.951053	0.0444**	4	-2.636293	0.2660	4	I(1)
ΔRFO	-8.668242	0.0000*	0	-8.622061	0.0000*	0	I(1)
ΔM2	-5.087606	0.0001*	3	-5.164755	0.0003*	3	I(1)
ΔCOY	-2.551884	0.1077***	5	-4.618877	0.0020*	3	I(1)
ΔRFV	-4.742309	0.0002*	3	-5.035247	0.0005*	3	I(1)
ΔTU	-4.485072	0.0005*	9	-4.446286	0.0036*	9	I(1)
ΔİKRD	-9.166824	0.0000*	0	-9.273346	0.0000*	0	I(1)
ΔKB	-4.718457	0.0002*	3	-4.764911	0.0012*	3	I(1)
ΔKİ	-6.852240	0.0000*	10	-6.768544	0.0000*	10	I(1)
ΔRGSYH	-1.523020	0.5167	4	-3.228988	0.0866***	4	I(1)
Tablo 2/c. ADF Birim Kök Testleri Sonuçları: I(2) değişkenleri							
İkinci Fark Durağanlık							
	Sabitli			Trendli/Sabitli			
	ADF Tİ	P	G	ADF Tİ	P	G	S
Δ ² KFE	-5.487627	0.0000*	5	-5.458650	0.0001*	5	I(2)
Δ ² İO	-7.846100	0.0000*	2	-7.800314	0.0000*	2	I(2)
Δ ² TKRD	-12.53055	0.0001*	0	-12.46317	0.0001*	0	I(2)
Δ ² CAD	-8.053041	0.0000*	2	-8.049842	0.0000*	2	I(2)

ADF birim kök testindeki sıfır hipotezi: "Ho = değişkenin birim kökü vardır (seri birim kök içerir)" biçimindedir. Aylık veri kullanıldığı dikkate alınarak maksimum gecikme uzunluğunun 12 olarak alındığı teste uygun gecikme uzunluğu AIC (Akaike bilgi kriterine) göre belirlenmiştir. Açıklamalar: ADF Tİ; ADF test istatistiği. P; olasılık. G; gecikme uzunluğu. S; durağanlık için sonuç. P değerleri MacKinnon (1996) tek taraflı p değerleridir. * % 1 düzeyinde anlamlıdır. ** % 5 düzeyinde anlamlıdır. *** % 10 düzeyinde anlamlıdır. Δ; birinci sıra farkı, Δ²; ikinci sıra farkı ifade eder.

Düzey değerler için yapılan ADF testinde, PLE değişkeni sabitli ve trendli/sabitli testler için, düzeyde durağan -I(0)- çıkmıştır. Diğer zaman serilerinin, hem sabitli ve hem de trendli/sabitli ADF testlerinde, seri birim kök içerir hipotezi reddedilemediğinden, düzey değerlerinde durağan olmadıkları, birim kök taşıdıkları belirlenmiştir. Birinci sıra fark alma işlemi çerçevesinde gerçekleştirilen sabitli ve trendli/sabitli ADF testlerinde; birim kök var boş hipotezinin RFO, M2, COY, RFV, TU, İKRD, KB ve Kİ değişkenlerinde %1, MKRD²⁰ değişkeninde % 5 ve RGSYH değişkeninde % 10 anlamlılık düzeyinde reddedildiği, dolayısıyla söz konusu değişkenlerin birinci farklarının birinci dereceden durağan (bütünleşik) oldukları -I(1)-

20 Sabitli ve trendli+sabitli ADF eşitlikleri kullanılarak yapılan birim kök testlerinde çelişkili sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu durumda ADF eşitliğindeki trend katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı kontrol edilmiş, anlamlı olanlarda trendli+sabitli eşitlik, anlamsız olanlarda ise sadece sabitli olan eşitlik sonuçları dikkate alınmıştır. Ayrıca MKRD serisi için KPSS testi yapılmış sonuçlar ADF testi ile aynı çıkmıştır. Dolayısıyla, ADF ve KPSS testleri çerçevesinde yapılan birim kök testleri sonucunda MKRD'nin düzey değerlerinin birim kök içerdiğine (yani durağan olmadığına), serinin birinci farkının durağan olduğuna karar verilmiştir.

belirlenmiştir. Öte yandan sabitli ve trendli/sabitli ADF testlerinde KFE, IO, TKRD ve CAD değişkenleri ikinci sıra durağan I (2) çıkmıştır. Söz konusu değişkenler durağanlık türlerine göre Granger testine tabi tutulmuştur.

4.2.2 Granger nedensellik testleri

İki değişken arasında gecikmeli bir ilişki varsa, Granger testi çerçevesinde, bu iki değişken arasında “sebeplilik ilişkisi” araştırılabilir (Kutlar, 2009: s. 242). Granger nedensellik testi, her değişken için uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi çerçevesinde yapılmış, aylık veri kullanıldığı dikkate alınarak azami gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Ayrıca testler uygulanırken bütün değişkenlerin durağan oldukları düzey ve uygun gecikme değerlerinin belirlenmesinde de Akaike bilgi kriteri (AIC) esas alınmıştır. MKRD ve ilgili değişkenden oluşan çiftler için durağan olunan düzeyde ikili Granger nedensellik testleri uygulanmıştır. Değişken seti içinde konut kredisi hacmi ile Granger nedensellik ilişkisi içinde olduğu belirlenen değişkenlere ilişkin uygun gecikme uzunlukları ve test istatistikleri aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3. Granger Nedensellik Testleri Sonuçları

Boş Hipotezler (H_0)*	Bağımsız Değişken İçin Gecikme Sayısı	Nedenselliğin Yönü	F-İstatistikleri	p-olasılığı
D(RFO) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	2	RFO \Rightarrow MKRD	4.07170	0.02106 (b)
D(M2) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	2	M2 \Rightarrow MKRD	3.73018	0.00502(a)
D(COY) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	3	COY \Rightarrow MKRD	6.10730	0.00094 (a)
PLE D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	2	PLE \Rightarrow MKRD	8.38489	0.00053 (a)
D(RFV) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	5	RFV \Rightarrow MKRD	3.50622	0.00729 (a)
D(KI) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	12	KI \Rightarrow MKRD	1.80326	0.07830 (c)
D(KB) D(MKRD)'nin Granger nedeni değildir	2	KB \Rightarrow MKRD	3.48076	0.03599 (b)

* Tabloda yer alan Granger nedensellik testi sonuçları sadece MKRD'nin Granger nedeni olan değişkenlere işaret etmektedir. Granger nedensellik analizindeki gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine (AIC) göre belirlenmiş ve maksimum gecikme uzunluğu olarak 12 alınmıştır. Son sütun parantez içindeki a,b ve c ifadeleri ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu belirtmektedir. Tablodaki “p” olasılık değerinin 0,01, 0,05 ve 0,1 değerinden büyük olması halinde boş hipotez ilgili önem düzeyinde reddedilememekte, aksi halde reddedilmektedir.

Bu kapsamda, MKRD gibi birinci fark durağan olarak MKRD ile Granger nedensellik testine giren RFO, M2, COY²¹, RFV, KI ve KB değişkenlerinden MKRD'ye doğru nedensellik ilişkisinin bulunduğu belirlenmiştir. İstatistiki varsayımlara uygun ve anlamlı sonuç verecek modelin belirlenmesi sürecinde, MKRD'deki değişimin Granger nedeni olan değişkenlerin farklı kombinasyonları üzerinde eşbütünlüşme analizi kapsamında çeşitli denemeler yapılmıştır. COY ve RFV değişkenlerinin (ayrı ayrı veya birlikte) bulunduğu eşbütünlüşme analizi denemelerinde; modeldeki değişken veya değişkenlere ait katsayıların -istatistiki olarak- ve işaretlerin -kuramsal olarak- anlamsız çıkması, elde edilen ilgili sonuçların ekonometrik/kuramsal anlamda tutarlı olmadığını ortaya koymuştur. Buna karşılık iki değişkenin de bulunmadığı

21 COY ve PLE değişkenlerinin MKRD'nin Granger nedeni olması; piyasadaki likiditenin ve bankacılık sektörü risklerinin MKRD'deki değişimleri etkileyebileceğine işaret etmektedir. Bununla birlikte PLE serisi I(0) olduğu, diğer bir deyişle diğer serilerle aynı dereceden bütünlüşme olmadığı için, eşbütünlüşme testlerine dahil edilmemiştir.

(mevcut model çerçevesinde yapılan) eşbütünleşme analizinde ise; değişkenlerin katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olduğu ve işaretlerinin de kuramsal tutarlılığı desteklediği belirlenmiştir.

Ekonometrik ve kuramsal tutarlılığa aykırılık nedeniyle değişken elenmesi yazında başvurulan bir yöntemdir. Çeşitli aşamalarda değişken elenmesine ilişkin yazındaki görüşlere aşağıdaki örnekleri vermek mümkündür. Kennedy (2006: s. 370) iktisadi açıdan mantıklı görünmeyen eşbütünleşme vektörlerinin göz ardı edilerek eşbütünleşme sorunlarının çözülebileceğini belirtmektedir. Brooks (2008: ss. 172-174) de değişkenlerin beklenen işaret ve katsayı da olmaması durumunda elenmesinin modelin tutarlılığını destekleyeceği vurgulanmıştır. Çalışmamızda, yaklaşım olarak özellikle dikkate alınan Uygur (2012: ss. 12-14) de yer alan uygulamada; Johansen yöntemi ile yapılan eşbütünleşme testinde değişkenlerin katsayı ve işaretlerinin beklendiği gibi çıkmaması ve uyum katsayılarının anlamsız olduğunun belirlenmesi nedeniyle, belli bir değişken elenerek denklemin bir kez daha tahmin edilmesi yoluna gidilmiştir. Böylelikle çalışmada tek bir eşbütünleşme denkleminin var olduğu, bu denklemde tüm katsayıların işaretinin beklenen yönde ve katsayı büyüklüklerinin de kabul edilebilir düzeyde olduğu belirlenerek; eşbütünleşme sonrasındaki diğer testlere (vektör hata düzeltme modeline ve etki-tepki işlevlerine) geçilmiştir. Dolayısıyla, yazındaki uygulamalara koşut olarak, izleyen testler öncesinde COY ve RFV değişkenleri elenerek kuramsal ve ekonometrik tutarlılığı en fazla destekleyen RFO, M2, KI ve KB değişkenlerinin modele dâhil edilmesine karar verilmiştir.

4.2.3 VAR tahmini ve gecikme sayısının belirlenmesi

Eşbütünleşme testi uygulanmadan önce, modelde kullanılan değişkenler için bir VAR modeli oluşturulmuş, modelin gecikme sayısı ve hangi modelin verilere uygun olacağı belirlenmiştir. Ayrıca, VAR modellerinin nedensel ilişkiler hakkında bilgi vermemesi nedeniyle (Füss, 2007: s. 7), VECM kapsamında varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri de uygulanmıştır.

Tablo 4. VAR Modeli İçin Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-976.6621	NA	160858.3	26.17766	26.33216	26.23935
1	-485.2067	904.2780	0.638377	13.73885	14.66584*	14.10898
2	-443.3274	71.47394*	0.410656*	13.28873*	14.98822	13.96732*
3	-428.7036	23.00817	0.553951	13.56543	16.03742	14.55247
4	-414.0712	21.07072	0.762870	13.84190	17.08638	15.13738
5	-392.6063	28.04738	0.901782	13.93617	17.95315	15.54010

Tablo ölçüte göre gecikme sayısını belirtmektedir. Dahil edilen gözlem sayısı 75. Endojen değişkenler; MKRD RFO M2 KI KB. Egzojen değişkenler: C. Lag: gecikme sayısı. LR: ardaşık modifiye edilmiş LR test istatistiği (her test %5 güven seviyesindedir). FPE: Nihai tahmin hatası. AIC: Akaike bilgi kriteri. SIC: Schwarz bilgi kriteri. HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri.

Granger nedensellik analizinin sonuçları da dikkate alınarak VAR (2) modeli ve diğer analizler; MKRD, RFO, M2, KI ve KB içsel (endojen) değişkenleri için tahmin edilmiştir. Modelde yer alan tek dışsal (egzojen) değişken ise C sabit terimidir. VAR modeli için uygun gecikme sayısının belirlenmesi sürecinde, en fazla bilgi ölçütü tarafından tercih edilme ölçütü dikkate alındığında (bkz. Bozkurt, 2007: s. 157; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: s. 517); gecikme sayısının belirlenmesinde kullanılan 5 değişkenden dördü (LR, FPE, AIC ve HQ) VAR modeli için uygun gecikme sayısının 2 ve uygun modelin VAR (2) olduğuna, biri ise (SC) uygun gecikme sayısının 1 ve uygun modelin VAR (1) olduğuna işaret etmiştir. Kısıtsız VAR modeli çerçevesinde 2 olarak belirlenen gecikme uzunluğunda serisel korelasyon ve değişen varyans sorunlarının elimine edildiği belirlenmiştir.²²

4.2.4 Eşbütünleşme (kointegrasyon) analizi ve normalleştirilmiş eşbütünleştirici vektör

Değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisinin bulunup bulunmadığı, düzey verilerine uygulanan eşbütünleşme testi çerçevesinde araştırılmıştır.²³ Eşbütünleşme vektör sayısının belirlenmesi amacıyla uygulanacak modelin (yapılan analizler çerçevesinde iz testi ve maksimum öz değer için tek bir eşbütünleşme vektörü olduğuna işaret eden) Model 1 (sabitli/trendsiz) ve gecikme sayısının 2 (lags interval 1 1) olarak seçilmesi çerçevesinde uygulanan Johansen (1988, 1995) kısıtsız eşbütünleşme sıralama testinin sonuçları, iz (trace) testi ve maksimum öz değer (maximum eigenvalue) testi istatistikleri kapsamında, aşağıda yer almaktadır. Karşılaştırma sonucunda maksimum öz değer ve iz istatistiklerinin birinci hipotezleri % 1 anlamlılık düzeyinde red edilmektedir. Dolayısıyla, maksimum öz değer ve iz istatistikleri MKRD, RFO, M2, KI ve KB değişkenlerinin eşbütünleşik olduğunu ve değişkenler arasında bir adet eşbütünleşme vektörü olduğunu ortaya koymaktadır (bkz. Brooks, 2008: s. 373; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: s. 520). İz ve maksimum özdeğer testlerinin sonuçları çerçevesinde analize konu MKRD, RFO, M2, KI ve KB değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu ve bunun bir eşbütünleşik vektör ile ifade edilebileceğinin belirlenmesi; değişkenlerin tekil olarak durağan olmadığını ancak aralarındaki doğrusal kombinasyonların durağan olduğunu göstermektedir.

22 Bilgi kriterlerinin hepsinin birlikte hesaplanması ve seçimin tümüne göre yapılması gerekli değildir (bkz. Güriş, Çağlayan ve Güriş, 2011: s.442; Kennedy, 2006: s.362). Konuya ilişkin yazındaki/uygulamadaki yaklaşıma da uygun olarak, AIC bilgi ölçütünü en az yapan gecikme uzunluğu çerçevesinde de model tahmin edilebilmektedir. Yukarıda yer alan tablodan da anlaşılacağı üzere kısıtsız VAR modeli için yapılan uygulamada AIC bilgi ölçütünü aşgariye indiren gecikme sayısı yine 2 olarak belirlenmiştir (bkz. Enders, 2004: s. 69; Gujarati, 2004: ss. 849,851; Güriş ve ark., 2011: ss. 442-444; Kutlar, 2009: s. 279, Aktaran: Nişancı, 2005: s. 25). Dolayısıyla, her iki yöntem de uygun gecikme sayısının 2 olduğuna işaret etmektedir.

23 Yapılan çalışmalar, Johansen (1988) eşbütünleşme tekniğinin modelde ikiden fazla değişken olduğu durumlarda diğer yöntemlerden daha güçlü sonuçlar sağladığını göstermektedir (Gonzalo, 1994). Bu nedenle, modelimizdeki değişken sayısı da dikkate alınarak, eşbütünleşme analizinde Johansen yöntemi kullanılmıştır (bkz. Aslan ve Kula, 2010: 158).

Tablo 5. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme vektörü sayısına ilişkin hipotezler	Özdeğer	İz İstatistiği	% 5 Kritik Değer	% 1 Kritik Değer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	% 5 Kritik Değer	% 1 Kritik Değer
$H_0: r=0, H_1: r=1$ (sıfır) **	0.419775	82.88776*	59.46	66.52	43.00275*	30.04	35.17
$H_0: r \leq 1, H_1: r=2$ (en çok 1)	0.217253	39.88500	39.89	45.58	19.35074	23.80	28.82
$H_0: r \leq 2, H_1: r=3$ (en çok 2)	0.178132	20.53426	24.31	29.75	15.49785	17.89	22.99
$H_0: r \leq 3, H_1: r=4$ (en çok 3)	0.061744	5.036410	12.53	16.31	5.034884	11.44	15.69

E- views paket programı çıktısında sınırsız eşbütünleşme sıralama testi (unrestricted cointegration rank test) sonucu olarak aşağıdaki belirlemelere yer verilmiştir. (a) *(**) işaretleri hipotezin % 5 (% 1) seviyesinde reddedildiğini göstermektedir. (b) İz testi hem % 5 ve hem de % 1 seviyesinde 1 eşbütünleşme vektörü bulunduğuna işaret etmektedir. (c) Maksimum özdeğer testi hem % 5 ve hem de % 1 seviyesinde 1 eşbütünleşme vektörü bulunduğuna işaret etmektedir.

Konut kredisi hacmine (MKRD) (ve bir adet eşbütünleşik vektör bulunmasına) göre normalize edilmiş eşbütünleşik vektör ve değişkenlerin katsayıları çerçevesinde belirlenen uzun dönem esnekliklerine ilişkin bilgiler Tablo 6/A'da yer almaktadır.

Tablo 6/A. MKRD İçin Normalleştirilmiş Eşbütünleştirici Vektör ve Uzun Dönem Esneklikler

MKRD (-1)	RFO(-1)	M2(-1)	Kİ(-1)	KB(-1)
1.000000	0.047882*	-0.016358*	-0.637019*	-7.88E-05* (a)
Standart sapma	(0.01148)	(0.00658)	(0.02977)	(2.2E-05)
T istatistiği	[4.17091]	[2.486018]	[21.39802]	[3.581818]

Parantez içindeki ifadeler standart sapmaları ve köşeli parantezdeki ifadeler de t istatistiklerini ifade etmektedir (bkz. Şahbaz, 2011: 427). * %1 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6/B. Eşbütünleşme Vektörünün MKRD'nin Katsayısına Göre Normalize Edilmesi

MKRD = - 0.047882RFO+0.016358M2+0.637019Kİ+0.0000788KB

MKRD için yapılan normalleştirme işlemi çerçevesinde, MKRD'nin bağımlı değişken olduğu model elde edilmektedir. Eşbütünleşme vektörü, MKRD değişkeninin katsayısına göre normalize edildiğinde değişkenler arasındaki ilişki Tablo 6/B'de yer almaktadır. MKRD denkleminin katsayıları incelendiğinde, uzun dönemde konut kredisi hacmi (MKRD) ile modelde yer alan değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin bulunduğu görülmektedir. Uzun vade denge denkleminde yer alan değişkenlerin işaretleri, diğer bir deyişle MKRD'yi etkileme yönü, kuramsal çerçeveye ve beklentiye uygundur. İlişkilerin yönü değerlendirildiğinde, konut kredisi hacminin konut kredisi reel faiz oranı (RFO) ile ters yönlü (negatif) ilişkili ve para politikaları (arzı)/finansal servet (M2), yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü (Kİ) ve kişi başına reel GSYİH (KB) ile doğrusal yönlü (pozitif) ilişkili olduğu belirlenmiştir. Söz konusu bulgular, konut (ve mortgage) piyasasının makroekonomi ile karmaşık bir ilişkisinin bulunduğuna işaret etmektedir. Yazında uzun vade denge denklemindeki değişkenlerin tamamını içeren bir çalışma bulunmazken, konut kredilerinin çeşitli değişkenlerle ilişkisini farklı yöntemlerle inceleyen çalışmalar bulunmaktadır (örnek olarak bkz., Çobandağ, 2010; Doğan, 2006; Erdem ve ark., 2012; Halıoğlu, 2005; İbicioğlu ve Karan, 2012; Katipoğlu ve Hepşen,

2010; Martins ve Villanueva, 2003; Öztürk ve Fitöz, 2009; Saner, 2008; Tsatsaronis ve Zhu, 2004; Wolswijk, 2005). Bu kısıt ve katkı çerçevesinde, çalışmamızdaki bulguların yazındaki ağırlık kazanan belirlemelerle örtüştüğü söylenebilir.

4.2.5 LM, White ve normalite testleri

Konut kredilerindeki değişimi açıklayan modelin hata terimlerine yönelik varsayımlarının sınanmasında Jarque-Bera normallik testi, değişen varyans (heterocedasticity; heteroskedastisite) için White testi ve serisel korelasyon için Breusch-Godfrey LM testleri uygulanmıştır. LM olasılık değerleri; 1. gecikmede 0,05'e eşit, 2-11 arasındaki gecikmelerde ise 0,05'den önemli ölçüde daha büyük olarak bulunmuştur (bkz. Brooks, 2008: ss. 135, 621; Dağdır, 2010: ss. 27-28; Gujarati, 2004: s. 523; Özcan ve Arı, 2012: s. 135; Peker ve Hotunluoğlu, 2009: s. 228; Yavuz, 2004: s. 149). Bu kapsamda, Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon LM testi sonuçlarına göre % 5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon sorununun bulunmadığı (hataların sabit varyansa-homoscedastic-sahip olduğu, bkz. Brooks, 2008: ss. 134-135) söylenebilir. Değişen varyans sorunu için 79 gözlem ve 12 gecikme uzunluğunda çapraz terimler kullanılmayan (no cross terms; only levels and squares) ve çapraz terim kullanılan (includes cross terms) White testleri (residual heteroskedasticity tests) yapılmıştır. Modelin değişen varyansa sahip olup olmadığını gösteren olasılık değeri; çapraz terim kullanılmayan White testinde 0,1487 olarak bulunmuştur. Söz konusu olasılık değeri, 0,05 den önemli ölçüde büyük olduğu için değişen varyans sorununun olmadığı belirlenmiştir. Öte yandan çapraz terim kullanılan White testinde de olasılık değeri 0,0992 olarak belirlendiği için, bu teste göre de, değişen varyans sorununun olmadığı belirlenmiştir (yaklaşım için bkz. Brooks, 2008: ss. 137-138; Çobandağ, 2010: s. 144).

Normalite için uygulanan testlerin başında Jarque-Bera (JB; veya Bera-Jarque) testi gelmektedir. Çarpıklık, basıklık ve JB testlerine ilişkin olasılık değerleri sıfırdan büyüktür. Özellikle basıklık için olasılık değerinin 0,1778 gibi yüksek bir değer olması dikkat çekicidir. Artıklara ilişkin normalite testi için (VEC residual normality test, orthogonalization: Cheloesky-Lutkepohl-) yapılan uygulamada, JB testine göre hesaplanan ki-kare istatistiğinin P değerinin yeterince yüksek olmadığı belirlenmiştir. Bu kapsamda, JB olasılık değerinin (joint prob.) 0,0094 (<0,05) olarak elde edildiği dikkate alındığında, artıkların % 5 güven düzeyinde normal dağılmadığı görülmektedir.²⁴ Bu durumun inceleme döneminde finansal piyasalarda ortaya çıkan dalgalanmalarla

24 JB sınavının küçük örneklerde iyi çalışmadığı için yanıltıcı sonuçlar verebileceğinin ve bu nedenle normalite varsayımının test edilmesi için kullanılmaması gerektiğinin belirtildiğini de not etmekte fayda vardır (Gujarati, 2004: s. 149; Kennedy, 2006: s. 419).

ve örneklemin küçük olmasıyla ilişkili olabileceği düşünülmektedir (bkz. Brooks, 2008: s. 163; Brooks ve Tsolacos, 2010: s. 51; Demir, Üzümcü ve Duran, 2006: s. 39; Gujarati, 2004: ss. 148-149; Güriş ve ark., 2011: s. 301; İbicioğlu ve Kapusuzoğlu, 2011: s. 91; Yavuz, 2004: s. 149). Ancak, artıkların normal dağılmadığı, dinamiklerinin bilinmediği ve hata düzeltme modeline ilave gecikmeler eklenerek modelin aşırı parametrelendirildiği durumlarda, sınırlı örneklem için yapılan Johansen eşbütünleşme yöntemi diğer yöntemlere göre daha iyi tahmin sonuçları vermektedir (Gonzalo, 1994: 225; ayrıca bkz. Choudry, 2005; Ciner, 2001). Bu nedenle, çalışmada ulaşılan sonuçların istatistiksel tutarlılığı bulunmaktadır.

4.2.6 Hata düzeltme modeli (VECM)

Tahmin edilen vektör hata düzeltme modelindeki uzun dönem ayarlama katsayıları serilerin durağan dışı olmasından kaynaklanan kısa dönem sapmalarının, bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: ss. 523-525). Hata düzeltme parametresi, model dinamiğini dengede tutmaya yarar ve değişkenleri uzun dönem denge değerine doğru yaklaşmaya zorlar. Hata düzeltme parametresinin katsayısının (λ) istatistiksel açıdan anlamlı çıkması, sapmanın varlığını gösterir. Katsayının büyüklüğü ise uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızının bir göstergesidir (Artan ve Berber, 2004: s. 24). Hata düzeltme mekanizmasının çalışması için ayarlama parametresi λ 'nın $-1 < \lambda < 0$ olması gerekmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: s. 489). Hata düzeltme modelinde gecikmeli değerleri yer alan bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak standart F-istatistiğinin anlamlı olması veya hata düzeltme değişkeninin t istatistiğinin anlamlı olması nedenselliğin varlığını gösterir (Altın ve Kaya, 2009: s. 256; Arısoy, 2005: ss. 73-74; Kıran, 2007: s. 277). Öte yandan, hata düzeltme katsayısına ilişkin anlamlı t-istatistiği uzun dönemli nedenselliği, modeldeki bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak standart F-istatistiğinin anlamlı olması ise kısa dönemli nedenselliğin varlığını göstermektedir (Altunç 2008: ss. 122-123).

Bu kapsamda, konut kredileri için tahmin edilen uzun dönem ayarlama katsayısı $\lambda = -0,041307$ olarak belirlenmiştir (t istatistiği: -3,04909). Söz konusu değer beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır (bkz. Tablo 7). Bu durumda hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı ve bir dönemde meydana gelen dengesizliğin sonraki dönemde/ dönemlerde düzelebileceği söylenebilir. Bu bulgu MKRD ile RFO, M2, KI ve KB arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu doğrulamaktadır. Uzun dönem ayarlama katsayısının yaklaşık $\lambda = -0,04$ olarak belirlenmesi; MKRD denklemi için uzun dönem dengesinde oluşabilecek bir sapmanın her dönem % 4'ünün bir sonraki dönemde düzeltileceğini, kısa dönemde ortaya çıkan

denge-sizliğin uzun dönemde ortadan kalktığını göstermektedir. Bununla birlikte, katsayının büyüklüğünün uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızını gösterdiği dikkate alındığında, modelimiz için uzun dönem denge değerine yaklaşma hızının yavaş olduğu söylenebilir (Artan ve Berber, 2004: s. 24; Kızılgöl, 2006: s. 11; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: s. 525; Şahbaz, 2011: s. 428).

Tablo 7. VECM (2) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Error Correction:	D(MKRD)	R-squared	0.868001
CointEq1(λ)	-0.041307	Adj. R-squared	0.858960
Standart hata	(0.01355)	Sum sq. resids	0.019996
t-istatistiği	[-3.04909] (a)	S.E. equation	0.016551
D (MKRD(-1)) - Katsayı -	0.690890	F-statistic	96.00663
Standart hata	(0.09770)	Log likelihood	215.0291
t-istatistiği	[7.07181] (a)	Akaike AIC	-5.291875
D (RFO(-1)) - Katsayı -	-0.001806	Schwarz SC	-5.111917
Standart hata	(0.00168)	Mean dependent	0.039091
t-istatistiği	[-1.07663]	S.D. dependent	0.044070
D (M2(-1)) - Katsayı -	-0.005172		
Standart hata	(0.00313)	Determinant Residual Covariance	0.498977
t-istatistiği	[-1.65230] (b)	Log Likelihood	-517.4203
D (KI(-1)) - Katsayı -	-0.024840	Log Likelihood (d.f. adjusted)	-533.0205
Standart hata	(0.00778)	Akaike Information Criteria	14.38027
t-istatistiği	[-3.19162] (a)	Schwarz Criteria	15.43002
D (KB(-1)) - Katsayı -	1.49E-06	Determinant Residual Covariance	0.498977
Standart hata	(6.4E-06)	Log Likelihood	-517.4203
t-istatistiği	[0.23454]	Log Likelihood (d.f. adjusted)	-533.0205
Gözlem sayısı: 79. (a) %1 ve (b) % 5 (c) % 10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.			

Konut kredilerinin (MKRD) bağımsız değişken olduğu VECM tahminine ilişkin uygunluk testleri sonuçlarından da anlaşılacağı üzere model istatistiki olarak anlamlı sonuç vermektedir. Bu çerçevede, modelin açıklayıcılık gücünü gösteren düzeltilmiş R^2 değeri 0,86 olup, modelin yeterli açıklama gücünün bulunduğu işaret etmektedir.

4.2.7 Etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması analizleri

4.2.7.1 Cholesky ayrıştırması

Cholesky ayrıştırması, sistemin son sırasındaki değişken üzerindeki bir şokun önceki sıralarda bulunan değişkenleri eşzamanlı etkilemeyeceği düşüncesine dayanmaktadır. Bazı değişkenlerdeki hareketlerin diğer değişkenler tarafından izlenebileceği göz önüne alındığında, Cholesky ayrıştırmasına göre değişkenlerin sıralanmasında finans kuramının önerdiği sistemin önemli olduğu görülmektedir (Brooks, 2008: s. 301; De Bondt, 2005: s. 47). Bu çerçevede etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri için Cholesky ayrıştırmasında “KI M2 KB RFO MKRD” sıralaması esas alınarak

tahmin yapılmıştır (yaklaşım için bkz. Akay ve Nargeleçekenler, 2009: s. 142). Bu sıralama, Granger nedensellik testi sonuçlarına göre yapılabileceği gibi iktisat kuramından hareketle önsel bilgi çerçevesinde de yapılabilir. Çalışmada önsel bilgiye dayalı bir sıralama tercih edilmiştir.

Sıralamada temel alınan ekonomik/finansal yaklaşım KI açısından aşağıdaki gibi belirlenebilir. Konut piyasasındaki faaliyet düzeyi ve konut talebi, genel ekonomik faaliyetlerdeki ve makroekonomik değişkenlerdeki değişimleri belli bir gecikmeyle izlemektedir. Örneğin konut/taşınmaz piyasası ile ilişkili kriz süreçlerinde özellikle gözlenebileceği üzere, konut talebi (konut piyasasındaki faaliyet düzeyi) makroekonomik değişkenlerdeki ilk/belirginleşen bozulmaya rağmen istikrarını bir süre daha koruyabilmekte veya ekonomide gözlenen iyileşmelere rağmen eş zamanlı olarak istikrar kazanamayabilmektedir. Nitekim, küresel finansal kriz nedeniyle ülkemiz ekonomisinde gözlenen daralma/canlanma sürecinin konut piyasaları üzerindeki etkisi yukarıdaki şablona uygundur. Bu çerçevede, krizin olumsuz etkileri finansal piyasalara göre konut piyasalarına gecikmeli olarak yansımış, konut piyasalarındaki toparlanma da finansal piyasalara göre daha yavaş/gecikmeli olmuştur (bkz. Coşkun, 2013b; 2013c). Dolayısıyla, yukarıda özetlenen kuramsal çerçevede, sistemdeki diğer değişkenlere gelen geçici şoklara tepki vermediği dikkate alınarak sıralama sistemindeki en dışsal (ilk) değişkenin KI olmasına karar verilmiştir. M2 ile temsil edilen finansal servetin, KB ile temsil edilen, gelire oranla sistemdeki diğer değişkenlere gelen geçici şoklara daha az tepki verebileceği dikkate alınarak; KI sonrasındaki dışsal değişken olarak M2 değişkeni ve bunun ardından da KB değişkeni konumlandırılmıştır. Nitekim ülkemizde ortaya çıkan makroekonomik istikrarsızlıklar reel gelirin dalgalanmasına ve alt/orta gelir grupları aleyhine azalmasına neden olabilirken, M2'nin kritik bileşenleri olan TL/döviz mevduatının zaman içinde büyüdüğü görülmektedir.

Ekonomi kuramı faiz oranlarındaki değişimlerin, makroekonomik (özellikle parasal) değişkenler üzerinde kısa vadede etkili olabileceğine işaret etmektedir. Kuramsal çerçeve dikkate alındığında; sistemde yer alan değişkenler içinde geçici şoklara en belirgin tepki veren değişken konut kredisi reel faiz oranıdır (RFO). RFO değişkeni modelde finansal istikrar/kredi maliyetleri/fiyata erişebilirlik ile konut kredisi hacmi arasındaki ilişkinin belirlenmesine katkı sağlamaktadır. Bu bağlamda faiz oranlarındaki değişim konut finansmanı maliyetleri ve dolayısıyla konut kredisi talebi üzerinde belirleyici bir etkiye sahiptir. Makalenin 3.3 bölümünde yer verilen yazındaki bulgular bu görüşü desteklemektedir. Ayrıca, ülkemizde son yıllarda konut kredisi hacminin hızla artmasının temel nedenleri arasında, (konut finansmanı maliyetlerinde önemli azalmaların ortaya çıkmasına neden olan) konut kredisi (reel) faiz oranındaki düşüşlerin de bulunduğu düşünülebilir. Dolayısıyla

RFO değişkeni, hem kendi şoklarına hem de diğer değişkenlere gelen şoklara tepki verdiği için önemli ölçüde içsel nitelik kazanmış ve bu nedenle de MKRD'nin önündeki ilk değişken olarak konumlandırılmıştır.

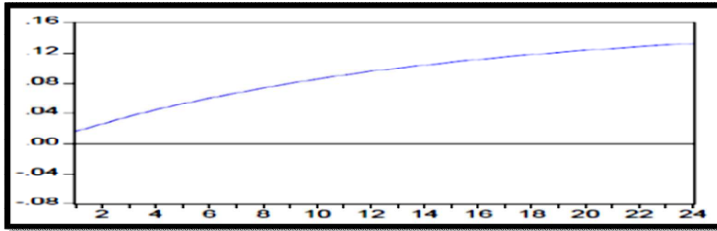
Etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması analizleri değişkenlerin sırası değiştirilerek de yapılmış ve sonuçlarda büyük değişiklikler gözlenmemiştir. Değişkenlerin dışsallık sıralamasındaki yerlerinin değiştirilmesinin, sonuçlar üzerinde önemli bir değişikliğe neden olmaması; Cholesky sıralamasının, uygulamanın ve sonuçların tutarlı/sağlam olduğunu göstermektedir.

4.2.7.2 Etki-tepki fonksiyonları

Etki-tepki analizi, sistem içinde yer alan her bir değişkene sıra ile verilecek şoklar (hata payı) karşısında hem ilgili değişkenin, hem de diğerlerinin tepkilerinin ölçüldüğü bir tekniktir (Bozkurt, 2007: s. 94). Tahmin edilen hata düzeltme modeli çerçevesinde uygulanan etki-tepki analizlerine ilişkin aşağıda yer alan grafikler incelendiğinde, kuramsal beklentilere uygun olarak, konut kredisi hacmini (MKRD); yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü (KI; temsilen konut piyasası faaliyet düzeyi/konut talebi) ve kişi başına reel GSYİH (KB; temsilen gelir düzeyindeki değişim/yetersizlik) değişimlerinin pozitif yönde ve konut kredisi reel faiz oranındaki (RFO) değişimlerin negatif yönde etkilediği belirlenmiştir. Buna karşılık M2/GSYİH oranı (M2; para politikaları (arzı)/temsilen finansal servet) değişimleri de konut kredisi hacmini ters yönlü etkilemektedir.

Aşağıdaki etki tepki fonksiyonu grafiklerinde sırasıyla konut kredilerine (MKRD), reel faiz oranına (RFO), para politikaları (arzı)/finansal servete (M2), kişi başına reel GSYİH'na (KB) ve yapı kullanım izinlerine (KI) verilen şoklara konut kredilerinin tepkisi yer almaktadır. Son grafik ise bütün sonuçları özet olarak göstermektedir. Konut kredileri değişkenine uygulanan şokun kendisi üzerindeki etkisini gösteren Grafik 1'de, değişkenin tepkisinin pozitif yönde ve istikrarlı olduğu görülmektedir.

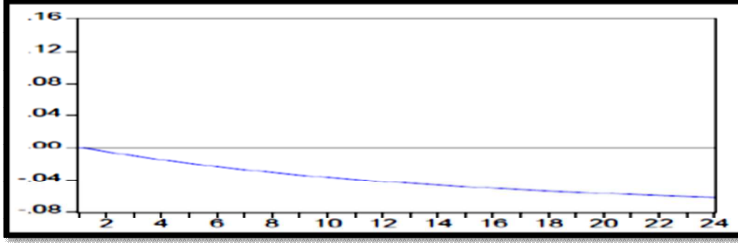
Grafik 1: Konut Kredilerinin (MKRD) Konut Kredilerine Tepkisi



Aşağıdaki Grafik 2'de, konut kredisi reel faiz oranına (RFO) verilen bir birim standart sapmalı şoka konut kredilerinin 24 dönem boyunca negatif bölgede kalan ve azalan bir tepki verdiği gözlenmiştir. KI'ye verilen şoka

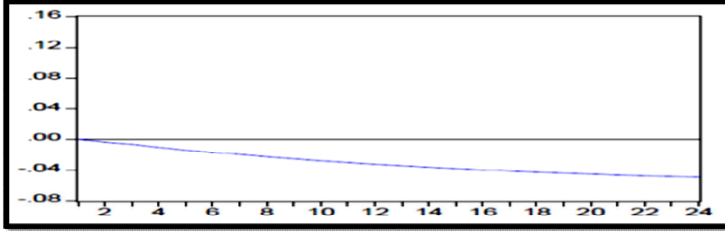
konut kredilerinin tepkisini gösteren Grafik 5 ile birlikte değerlendirildiğinde, RFO'nun sistemde Kİ'den sonraki en etkili değişken olduğu görülmektedir. Bu bulgu varyans ayrıştırması analizlerinde ulaşılan sonuçlarla örtüşmektedir.

Grafik 2: Konut Kredilerinin Reel Faiz Oranına (RFO) Tepkisi



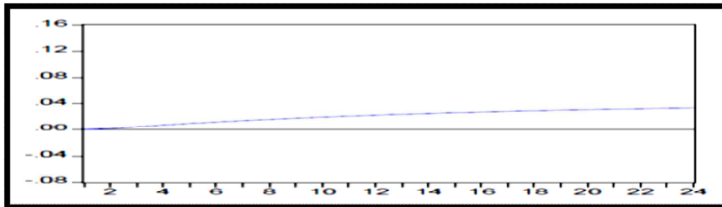
Grafik 3'de para politikaları (arzı)/finansal servetteki değişimi yansıtan, M2'ye verilen bir birim standart sapmalılık şoka konut kredilerinin 24 dönem boyunca negatif yönlü tepki verdiği ve azalmanın negatif bölgede süregeldiği gözlenmiştir. Etkinin görece büyüklüğü dikkate alındığında; M2'nin konut kredileri üzerinde önemli bir etkisinin bulunmadığını söylemek mümkündür.

Grafik 3: Konut Kredilerinin Para Politikaları (Arzı)/Finansal Servete (M2) Tepkisi



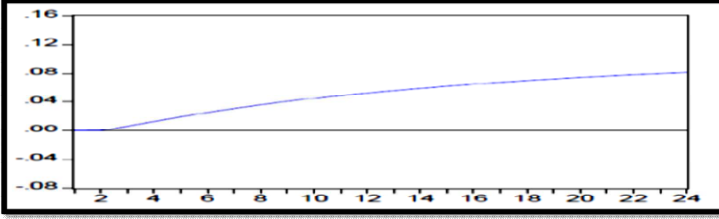
Aşağıda yer alan Grafik 4'de, kişi başına reel GSYİH'daki değişimi yansıtan KB'ye verilen bir birim standart sapmalılık şok karşısında konut kredilerinin güçlü olmayan pozitif yönlü bir tepki verdiği gözlenmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarıyla da örtüşen, Grafik 3 ve Grafik 4'de, gelir ve para arzı/finansal servete verilen bir şokun konut kredileri üzerindeki etkisinin önemsiz olduğunun belirlenmesi; İKFS'nin gelişme koşullarının kısa dönemde gelir ve para arzı (temsilen finansal servet) değişkenlerindeki değişimler ile ilişkili olmayabileceğini ima etmektedir.

Grafik 4: Konut Kredilerinin Kişi Başına Reel GSYİH'na (KB) Tepkisi



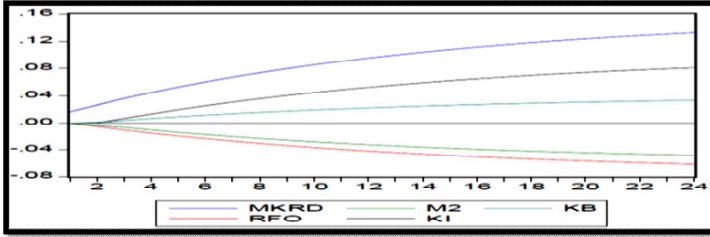
Aşağıda yer alan Grafik 5’de, Kİ (yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü) değişkenine verilen bir birim standart sapmalık şoka konut kredileri, 24 dönem sonuna kadar istikrarlı ve etkili biçimde pozitif bölgede kalan ve hızı giderek düşen artış yönlü bir tepki vermektedir.

Grafik 5: Konut Kredilerinin Yapı Kullanım İzinlerine (KI) Tepkisi



Etki tepki analizlerinde ulaşılan sonuçlar temelde nedensellik bulgularıyla ve varyans ayrıştırmasında ulaşılan sonuçlarla tutarlıdır. Grafik 6’da toplu olarak sunulduğu üzere, elde edilen sonuçlar İKFS’nin gelişimini pozitif yönde etkileyen en güçlü değişkenin konut piyasasındaki faaliyet düzeyini/konut talebini temsil eden KI, negatif yönde etkileyen ve görece önemli bir etkisi bulunan değişkenin ise finansal istikrar/kredi maliyetleri/fiyata erişebilirlik ölçütü olan RFO olduğuna işaret etmektedir.

Grafik 6: Etki Tepki Kombine Grafikleri



4.2.7.3 Varyans ayrıştırması

VAR modelinde artıkların (hata payı) analizinde kullanılan bir diğer teknik, varyans ayrıştırmasıdır. Bu teknik yardımıyla istatistikî şokların değişkenler üzerindeki sayısal etkileri analiz edilmektedir (Bozkurt, 2007: s. 99). Tahmin edilen hata düzeltme modeli çerçevesinde MKRD için yapılan varyans ayrıştırması sonuçları, etki-tepki analizlerinde ulaşılan sonuçlarla örtüşmektedir. Aşağıda yer alan tablodan da anlaşılacağı üzere, konut kredileri hacminde (MKRD) ortaya çıkan değişimlerin açıklanmasında, konut kredileri hacmi dışındaki, en etkili değişken yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü (KI) ve konut kredisi reel faiz oranıdır (RFO). Göreceli etkisi düşük

olan değişkenler ise kişi başına reel GSYİH (KB) ve para politikaları (arzı)/ finansal servet (M2) olarak belirlenmiştir.²⁵

Tablo 8. MKRD'nin Varyans Ayrıştırması Analizi

Dönem	S.E.	MKRD	RFO	M2	KI	KB
1	0.016551	56.31420	1.566135	7.482322	32.57627	2.061077
2	0.031823	56.68109	6.286748	2.945981	30.28601	3.800171
3	0.050402	47.13807	9.226539	1.181570	36.92053	5.533290
11	0.255115	22.67674	12.94082	3.153501	52.36847	8.860471
12	0.283369	21.83084	13.00251	3.395708	52.84066	8.930274
23	0.587569	17.60099	13.24258	4.844614	55.07651	9.235303
24	0.613735	17.42308	13.25002	4.915190	55.16526	9.246454
Cholesky Sıralaması: KI M2 KB RFO MKRD						

4.3 Değerlendirme ve İKFS'nin geliştirilmesine yönelik politika önerileri

Ampirik analizde konut piyasası faaliyet düzeyinin/konut talebinin, konut kredisi hacmi (MKRD) ile ilişkili olup olmadığının belirlenmesi amacıyla yapı kullanma izin belgelerine göre iki ve daha fazla daireli ikamet amaçlı binaların yüz ölçümü (KI) değişkeni kullanılmıştır. Uzun dönem denge denkleminde, beklentiye uygun olarak, KI değişkeninin ve MKRD'nin aynı yönlü ilişkili olduğu bulgulanmıştır. Uzun dönem denge denkleminde KI'deki % 1 lik artış konut kredilerinde yaklaşık % 0,64'lük artışa neden olmaktadır. Söz konusu artış oranı diğer değişkenlerin MKRD'de neden olduğu artışa göre daha yüksektir. Ayrıca etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinde de, KI'nin ülkemizdeki konut kredileri hacminin en önemli belirleyicisi olduğu bulgulanmıştır. Dolayısıyla, konut piyasası faaliyet düzeyini ve konut talebini temsil eden, yapı kullanım izin belgelerinin konut kredisi hacminin ve konut piyasasının yönlendirilmesi açısından önemli bir politika aracı ve piyasa performansı göstergesi olduğu söylenebilir.

Konut kredisi reel faiz oranı (RFO) finansal istikrar/kredi maliyetleri/fiyata erişebilirlik ve (bunların konut kredisi hacmi üzerindeki etkisi çerçevesinde) İKFS'nin gelişmesi arasında ilişki olup olmadığının belirlenmesi amacı ile ampirik analize dahil edilmiştir. Uzun dönem denge denkleminde, beklentiye uygun olarak, konut kredisi reel faiz oranı ve konut kredisi hacmi arasında ters yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir. Uzun dönem denge denklemindeki katsayılar dikkate alındığında, RFO'daki % 1 lik azalma, konut kredilerinde

²⁵ Varyans ayrıştırması analizi sonucunda, konut kredisi hacmindeki değişimin önemli kısmının yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümlerindeki (KI) değişimle açıklandığı belirlenmiştir. Bu kapsamda konut kredilerinde ortaya çıkan bir değişim, KI tarafından 1. dönemde % 33 oranında açıklanabilirken, açıklama gücüne ilişkin oran 24. dönemde % 55'e ulaşmaktadır. Konut kredilerinde ortaya çıkan bir değişim, KB tarafından 2. dönemde % 2 oranında açıklanabilirken, açıklama gücüne ilişkin oran sabit bir seyir kazanarak 11. ve 24. dönemde % 9 civarında gerçekleşmiştir. MKRD'deki değişimler üzerinde daha önemli bir etkisinin olabileceği beklenmekle birlikte, konut kredilerinde ortaya çıkan bir değişim, RFO tarafından 1. dönemde yaklaşık % 2 oranında açıklanabilirken, açıklama gücüne ilişkin oran 24. dönemde % 13'e ulaşmaktadır. Buna karşılık M2 değişkeni inceleme dönemi boyunca güçlü bir etki gösterememektedir. Bu çerçevede konut kredilerinde ortaya çıkan bir değişim M2 tarafından 1. dönemde % 7 oranında açıklanabilirken, açıklama gücüne ilişkin oran 24. dönemde % 5'e düşmektedir.

yaklaşık % 0,05 oranında artışa neden olmaktadır. Faiz oranlarının konut kredileri hacmi üzerinde ters yönlü etkili olması; makroekonomik istikrar, kredi maliyetleri, fiyata erişebilirlik ve İKFS birincil piyasalarının gelişimi arasındaki ilişkinin ampirik olarak belirlenmesi açısından önemlidir. Bir politika önerisi olarak, makroekonomik istikrarı güçlendiren ve bu kapsamda reel faiz oranlarını düşük seviyede istikrarlı kılan politikaların aynı zamanda konut piyasalarının gelişmesini de destekleyebileceği söylenebilir. Söz konusu politikaların İKFS'nin gelişmesi/konut sorununun çözülmesi sürecinde daha etkin sonuçlar vermesi, gelir/servet (araştırma kapsamı dışında kalmakla birlikte, teşvik) yetersizliği konularındaki başarımla ilişkilidir. Söz konusu olgu gelir/servet kısıtı nedeniyle kredi talebi esnekliği görece düşük olan alt/orta gelir grubu için özellikle önemlidir.

Hane halkı finansal servetindeki değişimler, ön ödeme ve kredi geri ödeme kapasitesi çerçevesinde konutta fiyata erişebilirlik üzerinde etkili olmaktadır. Bu kapsamda, M2/GSYİH değişkeni (sembol: M2), para politikalarındaki (arzındaki)/temsilen finansal servetteki değişimin, konut kredisi hacmi/İKFS'nin gelişmesi üzerindeki etkisinin analiz edilmesini sağlamaktadır. Uzun dönem denge denkleminde, beklentiye uygun olarak, M2 değişkeninin MKRD ile aynı yönlü ilişkili olduğu bulunmuştur. Uzun dönem denge denklemindeki katsayılar dikkate alındığında M2'deki %1 lik artış konut kredilerinde yaklaşık % 0,02'lik artışa neden olmaktadır. Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinde; M2 değişkeninin konut kredileri hacmi üzerinde en az etkiye sahip değişken olduğu belirlenmiştir. Bu durum parasal genişlemenin (ekonomideki likiditenin artmasının) ve/veya hane halkı finansal servetindeki değişimin -konut kredileri hacminin büyümesi paralelindeki- İKFS'nin gelişmesi üzerindeki etkisinin sınırlı olabileceğini ortaya koymaktadır. Nitekim 2007/1'de % 39 olan M2/GSYİH oranı 2011/9'da % 53'e yükselirken, aynı dönemlerde konut kredisi hacmi/GSYİH oranı % 3'den % 6'ya artmıştır. Konut kredileri hacmindeki artış oransal olarak dikkat çekici olmakla birlikte, büyümenin azalarak artan ve durağanlaşma eğilimi gösteren bir yapısı bulunmaktadır. Son yıllarda İKFS'nin gelişme koşullarını da olumlu yönde etkileyen makroekonomik performansla karşın, konut kredileri hacmi/GSYİH oranı % 5-6 seviyelerinde istikrar kazanmış görünmektedir.²⁶ Bu durum İKFS'deki gelişmenin anahtarının, hane halklarının önemli bir bölümünün konut gereksinimini efektif bir talep olmaktan çıkararak, gelir/servet kısıtının giderilmesine yönelik politikalar olabileceğini düşündürmektedir.²⁷

26 2009/Eylül ayında % 4,6 olan konut kredisi hacmi/GSYİH oranı, dönem içinde kaydettiği çok düşük artışlarla, 2011/Eylül ayında %5,9'a çıkabilmiştir. İlgili dönemler için M2/GSYİH ve konut kredisi hacmi/GSYİH oranları çalışmaya ilişkin veri setimizden elde edilmiştir.

27 Durkaya ve Yamak (2004: s. 83) Türkiye'de konut talebinin en önemli belirleyicilerinden birinin gelir değişkeni olduğunu belirterek, bunun orta/düşük gelirli grupların ödeme güçlerine uygun finansman politikalarının önemini ortaya koyduğunu ve ayrıca mülk konut yerine kiralık konut talebini teşvik edici uygulamaların da dikkate alınmasını önermektedir.

Öte yandan, oran değişken olan M2'nin paydasında ve KB'nin de payında GSYİH'nin bulunduğu ve konut kredisi hacmi üzerinde KI sonrasındaki en etkili değişkenin konut kredisi reel faiz oranı olduğu dikkate alındığında; son yıllarda konut kredileri hacminde gözlenen artışların büyüme/istikrar koşulları ile de ilişkili olduğu anlaşılmaktadır. Söz konusu belirleme aynı zamanda konut piyasasının genel ekonomik faaliyetlerle karşılıklı etkileşiminin belirlenmesi açısından da önemli görülebilir. Bu kapsamda bir politika önerisi olarak; TCMB'nin makroekonomik istikrara yönelik politikalarında, ikincil nitelikte bir öncelik olarak, konut finansmanına ilişkin koşulları da gözetmesinin İKFS'nin gelişmesi açısından önemli olabileceği söylenebilir.

Kişi başına reel GSYİH (KB) değişkeni, gelir düzeyindeki değişimin konut kredisi hacmi üzerindeki etkisinin analiz edilmesi amacıyla ampirik analize dahil edilmiştir. Uzun dönem denge denkleminde, beklentiye uygun olarak, KB değişkeninin MKRD ile aynı yönlü ilişkili olduğu bulgulanmıştır. Uzun dönem denge denkleminde KB'deki % 1 lik artış konut kredilerinde sıfırdan çok az farklı bir artışa neden olmaktadır. Söz konusu bulgular, diğer değişkenler veri iken, gelirdeki artışın konutta fiyata erişebilirliği artırmak suretiyle konut (kredisi) talebini, zayıf ölçüde de olsa, pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri sonucunda, KB değişkeninin konut kredileri hacmi üzerinde M2'den daha etkili olduğu, ancak KI ile kıyaslandığında, görece etkisinin oldukça küçük olduğu belirlenmiştir. Gelir (KB) ve finansal servet (M2) ölçütlerinin konut kredileri hacmi üzerindeki sınırlı etkisinin sosyo-ekonomik/politik çerçeve ile ilişkili olabileceği düşünülmektedir. Ülkemizde konut kredilerinin kredi geri ödeme ve ön ödeme yapabilme kapasitesi yüksek gelir gruplarına tahsis edilmesinin bu sonuçta etkili olduğu ve konut kredisinin alt/orta gelir gruplarına daha yoğun olarak tahsis edilmesinin (bir anlamda demokratikleşmesinin) gelirin/ finansal servetin konut kredileri hacmi üzerindeki, bu çalışmada ortaya konan, ağırlıklarını değiştirebileceği düşünülebilir. Gelir ve finansal servet değişkenlerinin konut kredileri hacminin artması ve İKFS'nin gelişmesi üzerindeki görece etkilerinin düşük olduğunun belirlenmesine yönelik bir politika önerisi olarak; gelir/servet dağılımını iyileştirici politikaların, konut talebinin/kredisi hacminin artmasını ve dolayısıyla formel konut piyasalarının gelişmesini destekleyebileceği ileri sürülebilir.²⁸

Son olarak, analizde ulaşılan sonuçların, analize ilişkin varsayım ve kısıtlarla birlikte değerlendirilmesi gerektiğini ve gelecekteki araştırmalarda daha farklı yöntemlerin denenebileceğini vurgulamakta fayda vardır. Bu bağlamda, önemli veri yetersizliği sorunları bulunmasına karşın hane halkı gelir ve servetindeki değişimlerin farklı veri setleri çerçevesinde

28 Bu noktada, faaliyete geçirilmesi önerilen TOKİBANK tarafından uygulanabilecek tamamlayıcı konut finansmanı sistemlerinin ve İKFS'nin teşvik sistemleri ile daha sosyal hale getirilmesinin; gelir/servet yetersizliğinin olumsuz etkilerini asgariye indirebileceği düşünülmektedir (bkz. Coşkun, 2013a).

modellenebileceği ve uzun dönemli çalışmalarda demografik değişkenlerin de modele eklenebileceği düşünülmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada (2005: 01)-(2011: 09) dönemi için, makroekonomik değişkenlerin, İKFS'nin gelişmişlik derecesinin ölçütü olarak, ülkemizdeki ipotekli konut kredisi hacmi üzerindeki dinamik etkileri analiz edilmektedir. Analizde zaman serilerinin durağan olup olmadıkları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testleri çerçevesinde araştırılmıştır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı Johansen eşbütünleşme testi çerçevesinde incelenmiştir. Eşbütünleşme testi uygulanmadan önce, modelde kullanılan değişkenler için bir vektör otoregresyon (VAR) modeli oluşturulmuş ve modelin gecikme sayısı ve hangi modelin verilere uygun olacağı belirlenmiştir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi sonrasında, vektör hata düzeltme modeli (VECM) çerçevesinde, değişkenler arasında kısa dönem ilişkinin bulunup bulunmadığı analiz edilmiştir. Ayrıca Granger nedensellik testleri, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri uygulanmıştır. Konut kredileri için yapılan normalleştirme işlemi çerçevesinde, konut kredisi hacminin bağımlı değişken olduğu model elde edilmiştir. Değişkenlerin çeşitliliği ve ulaştığı sonuçlar açısından yazına katkı sunan çalışmamızda ulaşılan bulgular, bulgulara ilişkin değerlendirme ve politika önerilerimiz aşağıda yer almaktadır.

(i) Uzun vade denge denkleminde konut kredisi hacminin, konut kredisi reel faiz oranı (RFO; temsilen finansal istikrar/kredi maliyetleri/fiyata erişebilirlik) ile ters yönlü ve para politikaları/arzu (M2; temsilen finansal servet), yapı kullanma izin belgelerine göre bina yüz ölçümü (Kİ; temsilen konut talebi ve konut piyasası faaliyet düzeyi) ve kişi başına reel GSYİH (KB; temsilen GSYİH'daki değişim ve gelir düzeyindeki değişim/yetersizlik) ile doğrusal yönlü ilişkili olduğu belirlenmiştir. Konut (ve mortgage) piyasasının makroekonomi ile karmaşık bir ilişkisinin bulunduğu işaret eden çalışmamızda ulaşılan sonuçlar kurama ve temel beklentilerimize uygundur. Yazında uzun vade denge denklemindeki değişkenlerin tamamını içeren bir çalışma bulunmazken, konut kredilerinin çeşitli değişkenlerle ilişkisini farklı yöntemlerle inceleyen çalışmalar bulunmaktadır. Bu kısıt ve katkı çerçevesinde, çalışmamızdaki bulguların yazındaki ağırlık kazanan belirlemelerle örtüştüğü söylenebilir. (ii) Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinde konut kredileri hacminde ortaya çıkan değişimlerin açıklanmasında, konut kredisi dışındaki en etkili değişkenler sırasıyla; yapı kullanma izin belgeleri, konut kredisi reel faiz oranı, kişi başına reel GSYİH ve para politikaları (arzu)/ temsilen finansal servet olarak belirlenmiştir. Dolayısıyla, yapı kullanma izin belgelerinin (temsilen konut talebinin/konut piyasasındaki faaliyet düzeyinin)

konut kredisi hacminin ve konut piyasasının yönlendirilmesi açısından, önemli bir politika aracı ve piyasa performansı göstergesi olduğu görülmektedir. (iii) Son yıllarda konut kredileri hacminde gözlenen artışların büyüme/istikrar koşulları ile de ilişkili olduğu dikkate alındığında, bir politika önerisi olarak, TCMB'nin makroekonomik istikrara yönelik politikalarında, ikincil nitelikte bir öncelik olarak, konut finansmanına ilişkin koşulları da gözetmesinin İKFS'nin gelişmesi açısından önemli olabileceği söylenebilir. (iv) Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinde M2'nin konut kredisi hacmi üzerinde en etkisiz değişken olarak belirlenmesi; parasal genişlemenin (ekonomideki likiditenin artmasının) ve/veya hane halkı finansal servetindeki değişimin İKFS'nin gelişmesi üzerindeki kısa dönemli etkisinin sınırlı olabileceğini ortaya koymaktadır. (v) Gelir (KB) ve finansal servet (M2) değişkenlerinin, konut kredisi hacminin artması ve İKFS'nin gelişmesi üzerindeki görece etkilerinin düşük olduğunun belirlenmesine yönelik bir politika önerisi olarak; gelir/servet dağılımını iyileştirici politikaların konut talebinin/kredisi hacminin artmasını ve dolayısıyla formel konut piyasalarının gelişmesini destekleyebileceği ileri sürülebilir.

Kaynakça

- Aizenman, J. ve Jinjarak, Y. (2008). Current account patterns and national real estate markets. April. Working Paper Series. No. 13921. *NBER*. Internet: <http://www.nber.org/papers/w13921> (Erişim Tarihi: 23.02.2012). <http://dx.doi.org/10.3386/w13921>
- Akay, H. K. ve Nargeleçekenler, M. (2009). Para politikası şokları hisse senedi fiyatlarını etkiler mi? Türkiye örneği. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 27 (2): 129-152.
- Akın, Ç. (2008). Stock market fluctuations, housing wealth and consumption behavior in Turkey. Internet: <http://www.jhubc.it/FULLEVENTCAL/UPLOADFILE2/Akin%20Paper.pdf> (Erişim Tarihi: 12.02.2012).
- Alp, A. (2006) İpotekli konut kredisi (mortgage) sistemi ve Türkiye’deki durum. *İktisat İşletme ve Finans* 21 (239): 59-69.
- Alp, A. ve Özkan, A. (2005). Türkiye için bir gayrimenkul sistemi önerisi. *İktisat İşletme ve Finans* 20 (234): 35-49.
- Altın, O. ve Kaya, A. (2009). Türkiye’de Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi. *Ege Akademik Bakış*, 9 (1): 251-259.
- Altunç, Ö. F. (2008). Türkiye’de finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki nedenselliğin ampirik bir analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(2): 113-127.
- Apergis, N. (2003). Housing prices and macroeconomic factors: prospects within the European Monetary Union. *International Real Estate Review*, 6 (1): 63-74.
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes hipotezleri çerçevesinde Türkiye’de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14 (2): 63-80.
- Artan, S. ve Berber, M. (2004). Kamu kesimi büyüklüğü ve ekonomik büyüme ilişkisi: çoklu ko-entegrasyon analizi. *C. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 5 (2): 13-29.
- Aslan, A. ve Kula, F. (2010). Kamu sektör büyüklüğü-işsizlik ilişkisi: Abrams eğrisinin Türkiye ekonomisi için testi. *Maliye Dergisi*, Sayı 159 (Temmuz-Aralık): 155-166.
- Aydede, Y. (2007). Aggregate consumption function and public social security: the first time series study for a developing country, Turkey. *Applied Economics*, 40 (14): 1-20.
- Badurlar, İ. Ö. (2008). Türkiye’de konut fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8 (1): 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): 179-197. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1007753421236>
- BDDK. (2012). Finansal Piyasalar Raporu Haziran 2012. Sayı 26. Basım Tarihi: 26 Eylül 2012.
- Berk, C. (2010). A critical review on the effect of housing industry to the global financial crisis: the case of Turkey. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 2 (1): 7-13.
- Bernanke, B.S., ve Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4): 27-48. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Binay, Ş. ve Salman, F. (2008). A critique on Turkish real estate market. May. Discussion Paper No. 2008/8. *Turkish Economic Association*. Internet: www.tek.org.tr.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman Serileri Analizi*. Ekin Yayınevi: Bursa.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Second Edition. Cambridge University Press. UK. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511841644>
- Brooks, C. ve Tsolacos, S. (2010). *Real Estate Modelling and Forecasting*. First Edition.

- Cambridge University Press. New York: U.S. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511814235>
- Brooks, P.K., (2007). The bank lending channel of monetary transmission: does it work in Turkey? IMF Working Papers, 07/272, *International Monetary Fund*.
- Buckley, R., Chiquier, L. ve Lea, M. (2009). Housing finance and the economy (içinde, *Housing Finance Policy in Emerging Markets*, Eds.: Chiquier, L. ve Lea, M., The World Bank, Washington D.C.): 1-27.
- Calza, A., Gartner, C. ve Sousa, J. (2001). Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro area. No. 55, *ECB Working Paper, ECB*.
- Chan, S.F.T. (1999). Residential construction and credit market imperfection. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18 (1): 125-139. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1007793631962>
- Cho, D. ve Ma, S. (2006). Dynamic relationship between housing values and interest rates in the Korean housing market. *Journal of Real Estate Financial Economics*, 32: 169-184. <http://dx.doi.org/10.1007/s11146-006-6013-6>
- Choudhry, T. (2005) Asian currency crisis and the generalized PPP: evidence from the Far East. *Asian Economic Journal*, 19 (2): 137-157.
- Ciner, C. (2001). On the long run relationship between gold and silver prices: A note. *Global Finance Journal*, 12: 299-303. [http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283\(01\)00034-5](http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283(01)00034-5)
- Clavijo, S., Janna, M. ve Munoz, S. (2005). The housing market in Colombia: socioeconomic and financial determinants. January. *Central Bank of Colombia*.
- Coşkun, Y. (2011a). The global financial crisis and the Turkish housing market: is there a success story?. *Housing Finance International*, 25 (3): 6-14.
- Coşkun, Y. (2011b). The establishment of the real estate regulation and supervision agency of Turkey (RERSAT). *Housing Finance International*, 25 (4): 42-51.
- Coşkun, Y. (2013a). Türkiye'deki Kurumsal Konut Finansman Sisteminin Analizi. Yayınlanmamış Doktora Tezi. Fen Bilimleri Enstitüsü Taşınmaz Geliştirme A.B.D., Ankara Üniversitesi.
- Coşkun, Y. (2013b). Taşınmaz piyasası döngüleri ve ülkemiz taşınmaz piyasaları için bir değerlendirme. *İktisat ve Toplum Dergisi* 28: 71-82.
- Coşkun, Y. (2013c). Housing-construction market risks in Turkey: over rated or underestimated? *Housing Finance International* 26 (4): 47-55.
- Coşkun, Y. ve Yalçın, K. (2014). İpotekli konut finansmanı sisteminde gelir/servet kısıtı ve sonuçları: yoksulluk, geçekondü olgusu ve TOKİ için bazı öneriler. *SosyoEkonomi* 1: 235-264.
- Çobandağ, M. (2010). Mortgage systems and the adoption of mortgage system in Turkey: analyzing the housing loans. MBA Thesis. May. The Graduate Schools of Social Sciences. *METU*.
- Dağıdır, C. (2010). Türk bankacılık sektöründe karlılık ve makroekonomik değişkenlerle ilişkisi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 2 (1): 25-33.
- De Bondt, G. J. (2005). Interest rate pass-through: empirical results for the Euro area. *German Economic Review*, 6: 37-78. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-6485.2005.00121.x>
- Demir, O., Üzümcü, A. ve Duran, S. (2006). İçsel büyümede içselleşme süreçleri: Türkiye örneği. *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, 21 (1): 27-46.
- Doğan, E. (2006). Türk bankacılık sektörü konut kredileri raporu. SGD Çalışma Raporları. No: 2006/1. *BDDK*.
- Durkaya, M. ve Yamak, R. (2004). Türkiye'de konut piyasasının talep yönlü analizi. *İktisat İşletme ve Finans* 19 (217): 75-83.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2. ed.). New York: John Wiley&Sons. Inc.

Erdem, O. (2007). Erken ödeme cezası için, % 2 oranı yeterli midir?. *İktisat İşletme ve Finans* 22 (258): 86-96.

Erdem, O. Oruç, H. ve Varlı, Y. (2012). Gayrimenkul piyasası ve makroekonomik değişkenler. *İMKB Dergisi* (51): 59-81.

Ergeç, E.H. ve Taşdemir, M. (2008). Türkiye’de inşaat sektörü ve para politikaları arasındaki nedensellik ilişkileri. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9 (1): 115-132.

European Mortgage Federation. (2012). Hypostat 2011: A review of Europe’s mortgage and housing markets. November, *EMF Publication*.

Füss, R. (2007). Vector autoregressive models. Internet: <http://www.empiwifo.uni-freiburg.de/lehre-teaching-1/winter-term/dateien-financial-data-analysis/chapter4.pdf> (Erişim Tarihi: 04.03.2012).

Gerlach, S. ve Peng, W. (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance*, 29: 461-481. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.05.015>

Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60 (1-2): 203-233. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90044-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)90044-2)

Goodhart, C.A.A. (2008). The background to the 2007 financial crisis. *International Economics and Economic Policy*, 4 (4): 331-346. <http://dx.doi.org/10.1007/s10368-007-0098-0>

Goodhart, C. ve Hofmann, B. (2004). Deflation, credit and asset prices (içinde: R. Burdekin and P. Siklos (eds.), *Deflation. Current and Historical Perspectives*, Cambridge, UK: Cambridge University Press): 166-88.

Goodhart, C. ve Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. Working Paper Series No: 188, April. *European Central Bank*.

Goodhart, C., Hofmann, B. ve Segoviano, S. (2006). Default, credit growth and asset prices. Working Paper 06/223, *IMF*.

Gujarati, D.N. (2004). *Basic Econometrics*. Fourth Edition. McGraw-Hill, USA.

Gupta, R., Jurgilas, M., Miller, S.M. ve Wyk, D.V. (2012). Financial market liberalization, monetary policy, and housing sector dynamics. *International Business & Economics Research Journal*, 11 (1): 69-81.

Gürgür, T. ve Karaca, O. (2007). Türkiye’de reel faiz oranlarını belirleyen faktörler. *Uluslararası Ekonomi ve Dış Ticaret Politikaları*, 2 (3), 1-32.

Güriş, S., Çağlayan, E. ve Güriş, B. (2011). *Views ile Temel Ekonometri*. Der Yayınları: İstanbul.

Hahm, J.H., Shin, H.S. ve Shin, K. (2011). Non-core bank liabilities and financial vulnerability. August 27. Internet: <http://www.federalreserve.gov/events/conferences/2011/rsr/papers/HahmShinShin.pdf> (Erişim Tarihi: 08.03.2012).

Halıcıoğlu, F. (2005). The demand for new housing in Turkey: an application of ARDL model. Conference Paper. 2005 Business and Economics Society International Conference. July 22-25 2005. Grand Canyon, Arizona, USA.

Hepşen, A. ve 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): 38-46.

Hillebrand, E. ve Koray, F. (2008). Interest rate volatility and home mortgage loans. *Applied Economics*, 40: 2381-2385. <http://dx.doi.org/10.1080/00036840600949538>

Hofmann, B. (2003). Bank lending and property prices: some international evidence. Working Paper No. 22/2, *HKIMR*.

İbicioğlu, M. ve Kapusuzoğlu, A. (2011). İMKB ile Avrupa Birliği üyesi Akdeniz

ülkelerinin hisse senedi piyasalarının entegrasyonunun analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11 (3): 85–102.

İbicioğlu, M. ve Karan, M.B. 2012. Konut kredisi talebini etkileyen faktörler: Türkiye üzerine bir uygulama. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 4 (1): 65-75.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12): 231-254. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Clarendon Press*, Oxford. <http://dx.doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>

Kalra, S., Mihaljek, D. ve Duenwald, C. (2000). Property prices and speculative bubbles: evidence from Hong Kong SAR. *Working Paper*, No. WP/00/2, IMF.

Katipoğlu, B. N. ve Hepşen, A. (2010). Relationship between economic indicators and volume of mortgage loans in Turkey. *China-USA Business Review*, 9(10): 30-36.

Kennedy, P. (2006). *Ekonometri Kılavuzu*. Beşinci Baskı (Eylül). Çev. Sarımeşeli, M. ve Açıkgöz, Ş. Ankara: Gazi Kitabevi.

Kerry, W. (2008). Measuring financial market liquidity. *Journal of Risk Management in Financial Institutions*, (1): 81-90.

Kıran, B. (2007). Türkiye’de reel döviz kuru ile kısa ve uzun vadeli sermaye hareketleri ilişkisi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 22 (1): 269-283.

Kızılgöl, Ö. (2006). Türkiye’de ihracata ve turizme dayalı büyüme hipotezinin analizi: eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi. *Akademik Bakış* 10: 1-19.

Kutlar, A. (2009). *Uygulamalı Ekonometri*. 3. Baskı. Aralık. Nobel Yayın Dağıtım, Ankara

Lastrapes, W.D. (2002). The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical simulations. *Journal of Housing Economics*, 11: 40-74. <http://dx.doi.org/10.1006/jhec.2002.0309>

Liu, H., Park, Y. ve Zheng, S. (2002). The interaction between housing investment and economic growth in China. *International Real Estate Review*, 5: 40–60.

Malpezzi, S. ve Mayo, S. K. (1987). The demand for housing in developing countries: empirical estimates from household data. *Economic Development and Cultural Change*, 35: 687-721. <http://dx.doi.org/10.1086/451618>

Martins, N., ve Villanueva, E. (2003). The impact of mortgage-interest subsidies on long-term household debt. Working Paper, No. 14, *Banco de Portugal*.

Mercer Oliver Wyman ve European Mortgage Federation. (2010). Study on the financial integration of European mortgage markets. Internet: http://www.euractiv.com/29/images/EMF%20study%20integration_tcm29-135518.pdf (Erişim Tarihi: 06.05.2012).

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary policy transmission: lessons for monetary policy. Working Paper, No.5464, *NBER*. Internet: http://www.nber.org/papers/w5464.pdf?new_window=1 (Erişim Tarihi: 08.03.2012).

Mishkin, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. Working Paper, No.8617, *NBER*. Internet: http://www.nber.org/papers/w8617.pdf?new_window=1 (Erişim Tarihi: 08.03.2012).

Modigliani, F. (1971), Monetary policy and consumption (içinde, *Consumer Spending and Monetary Policy: the Linkages*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series, n. 5): ss. 9-84.

Nişancı, M. (2005). Eşbütünleşme tekniği ile Türkiye’de yakıt talebinin analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19 (2): 19-30.

Özcan, B. ve Arı, A. (2011). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ampirik bir analizi: Türkiye örneği. *Business and Economics Research Journal*, 2 (1): 121-142.

Öztürk, N. ve Fitöz, E. (2009). Türkiye’de konut piyasasının belirleyicileri: ampirik bir uygulama. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5 (10): 21-46.

Painter, G. ve Redfearn, C.L. (2001). The role of interest rates in influencing long-run homeownership rates. http://www.usc.edu/schools/sppd/lusk/research/pdf/wp_2001-1011.pdf (Erişim Tarihi: 30.06.2012).

Peker, O. ve Hotunluoğlu, H. (2009). Türkiye’de cari açığın nedenlerinin ekonometrik analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23 (3): 221-237.

Peng, W. ve Tam, D.C. (2008). Property market and the macroeconomy of Mainland China: a cross region study. *Pacific Economic Review*, 13 (2): 240-258. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0106.2008.00399.x>

Saner, E. (2008). Türkiye’de konut piyasasının belirleyicileri: ampirik bir uygulama. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*.

Santos Silva, J.M.C. ve Cardoso, F. (2001). The Chow-Lin method using dynamic models. *Economic Modelling*, 18: 269-280. [http://dx.doi.org/10.1016/S0264-9993\(00\)00039-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0264-9993(00)00039-0)

Sarı, R., Ewing, B.T. ve Aydın B. (2007). Macroeconomic variables and the housing market in Turkey. *Emerging Market Finance and Trade*, 43 (5): 5-19. <http://dx.doi.org/10.2753/REE1540-496X430501>

Schmitz, A. ve Brett, D.L. (2007). *Real estate market analysis: A case study approach*. Fifth Edition. Urban Land Institute.

Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. 3. Baskı. Mart. Nobel Yayın Dağıtım. Ankara.

Shin, H.S. (2010). Non-core liabilities tax as a tool for prudential regulation. 19 February 2010. Policy Memo (Politika Notu). Internet: <http://www.princeton.edu/~hsshin/www/NonCoreLiabilitiesTax.pdf> (Erişim Tarihi: 14.03.2012).

Shin, H.S. ve Shin, K. (2011). Procyclicality and monetary aggregates. Working Paper, No. 16386, *NBER*. Internet: <http://www.nber.org/papers/w16836> (Erişim Tarihi: 14.03.2012). <http://dx.doi.org/10.3386/w16836>

Stone, D. ve Ziemba, T. (1993). Land and stock values in Japan. *Journal of Economic Perspective*, 7 (3): 149-165. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.7.3.149>

Şahbaz, A. (2011). Cari işlem açıklarının sürdürülebilirliği: 2001-2011 Türkiye örneği. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20 (3): 417-432.

Taşdemir, M. (2008). Estimating monthly GDP for Turkey by state-space approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 17: 144-151.

Taylor, J. (2008). The financial crisis and the policy responses: an empirical analysis of what went wrong. November. Internet: <http://www.stanford.edu/~johntayl/FCPR.pdf> (Erişim Tarihi: 05.04.12).

TCMB. (2009). Finansal İstikrar Raporu (No. 9). Kasım.

TCMB. (2010). Finansal İstikrar Raporu (No. 10). Mayıs.

TCMB. (2011). Finansal İstikrar Raporu (No. 12).

TÜİK. (2009). İstatistik göstergeler 1923-2008. Aralık.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1: 15-29. <http://dx.doi.org/10.2307/1991374>

Tsatsaronis, K. ve Zhu, H. (2004). What drives housing price dynamics: cross-country evidence. *BIS Quarterly Review* (March), 65-78.

Uygur, E. (2001). Krizden Krize Türkiye: 2000 Kasım ve 2001 Şubat Krizleri. 7 Nisan, *Türkiye Ekonomi Kurumu* (No: 2001/1).

Uygur, E. 2012. Türkiye’de tasarrufların seyri ve etkileyen bazı unsurlar. TEK Tartışma Metni, Kasım, No: 2012/108. *Türkiye Ekonomi Kurumu*. İnternet: <http://www.tek.org.tr/dosyalar/tasarruflar1.pdf> (Erişim Tarihi: 08.04.2013).

Üçal, S. M. ve Gökkent, G. (2009). Macroeconomic factors affecting real estate markets in Turkey: A VAR analysis approach. *Briefing Notes in Economics* 80 (March/April). İnternet: http://www.richmond.ac.uk/bne/documents/IssueNo.80-UcalandGokkent_002.pdf (Erişim Tarihi: 11.01.2012).

Wolswijk, G. (2005). On some fiscal effects on mortgage debt growth in the EU. Working Paper Series. No: 526. *European Central Bank*.

Yavuz, N.Ç. (2004). Koentegrasyon analizine dağıtılmış gecikmeli otoregresif model yaklaşımı ile Türkiye ithalat-GSMH ilişkisinin incelenmesi (1983-2001). *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1): 139-152.

Yıldırım, B. (2011). Türkiye’nin finansal piyasa likiditesi, ölçümü ve analizi. *Central Bank Review*, 11 (January): 11-28.

Yiu, C. Y. (2009). Negative real interest rate and housing bubble implosion – an empirical study in Hong Kong. *Journal of Financial Management of Property and Construction*, 14 (3): 257-270. <http://dx.doi.org/10.1108/13664380911000477>

Yükseler, Z. ve Türkan, E. (2007). Türkiye’de Hane Halkı: İşgücü, Gelir, Harcama ve Yoksulluk Açısından Analizi. Tartışma Metni 2007/04, *Türkiye Ekonomi Kurumu*. İnternet:<http://www.tek.org.tr/dosyalar/YUKSELER-TURKAN.pdf> (Erişim Tarihi: 03.02.2012).

Extensive Summary

Conditions of Mortgage Market Development: A Critical Emprical Review for Turkey*

Kürşat Yalçın

Gazi University Department of Economics

Yener Coşkun**

Capital Markets Board of Turkey

Received 12 January 2013; received in revised form 26 July 2013;

Accepted 9 September 2013.

Introduction

It has been observed a rapid development in Turkish mortgage market in the last decade thanks to stable macroeconomic environment and relatively limited negative impacts from global financial turmoil.³⁰ Although demographic and socio-economic factors are observable reasons of high level housing demand, it is clear that sustainable housing finance is the most important problems for the Turkish households, specifically for the lower income families. Taken into account that the Turkish mortgage market is less developed according to several market completeness criteria and most of the households have no or little access to formal credit markets,³¹ the paper empirically analyzes the factors affecting the volume of housing credit in Turkey, assumed as the critical determinative factor of the development of the mortgage market.

There may be different approaches for the housing market analysis due to the complexity of the market (Halıcıoğlu, 2005). Generally, linking fiscal factors to mortgage credit growth is far from easy. Data on fiscal aspects of mortgage debt – to the extent available - are far from homogeneous (Wolswijk, 2005: p. 12). Numerous studies have addressed the relationship

* This paper is based on PhD dissertation of Dr. Yener Coşkun. The views expressed in this paper are solely those of the authors and do not necessarily represent the affiliated institutions. The authors are grateful to Prof. Dr. Nezir Köse, Burcu Yıldırım and participants at the relevant American Real Estate Society (ARES) and European Real Estate Society (ERES) annual conferences.

** Corresponding Author. Yener Coşkun, Ph.D., MRICS, is senior expert at Capital Markets Board of Turkey and visiting lecturer at Izmir University of Economics and University of Sarajevo. A: Eskişehir Yolu 8.Km No:156 06530 Ankara/Turkey. E: ycoşkun@spk.gov.tr; yener.coskun@izmirekonomi.edu.tr; W: <http://people.ieu.edu.tr/tr/yenercoskun>; <http://ankara.academia.edu/yenercoskun>.

30 In a broader perspective, importance of real estate markets has increased in last decade due to their growing impacts on fundamental economic variables (i.e. growth, employment, foreign direct investment, current account deficit etc., see, Coşkun, 2011a; 2011b). Real estate markets are also in the center of rent creation/sharing process in urban area, specifically arising from urban regeneration projects and activities of Housing Development Agency (TOKİ).

31 Volume of housing credit has increased in Turkey in the period of 2003-2013/6 and housing credit/GDP ratio is nearly 6 % as of 2013/6 (see, <http://ebulten.bddk.org.tr/AylikBulten/Gelismis.aspx>, accessed on: 8/13/2013). However this ratio is far lower than the EU average ratio (52 %) (see, European Mortgage Federation, 2012: pp. 77-82).

between housing credit and its determinants.³² Our study differs from the existing literature in the following aspects. First, this study offers a unique and broader context to the researches on Turkish housing markets by analyzing conditions of mortgage market development. In this context, the research seems as the more comprehensive study in existing literature in Turkey on determinants of housing credit (mortgage loans). Second, involving literature classics and some unconventional variables (i.e. non-core liabilities/M2 ratio, market liquidity index), we employ various variables to provide a broader perspective. Third, we constructed longer period house price index by combining actual house price index, provided by Reidin, and construction cost index as the proxy. This creative methodology provides an important tool for the longer term time series analysis. Finally, it is also worth noting that, results and their policy implications may be found specifically interesting for both policy makers and market professionals.

Methodology

We scrutinize the causal relationship between volume of housing credit and macroeconomic indicators over the period (2005: 01)-(2011: 09). In doing so, the paper specifically highlights required policies and market conditions for the development of Turkish mortgage market. In the model, we necessarily assume that housing credit is the only criterion for the mortgage market development due to data constraint and negligible impacts of both secondary mortgage market and local/central government level subsidy scheme. By using monthly data, we employ vector autoregression analysis, cointegration analysis, vector error correction model, Granger causality tests, impulse-response functions and variance decomposition models. In the research, we define macroeconomic indicators based on the existing literature and also mortgage market completeness criteria for Turkish mortgage market.³³

Result

We first conduct an ADF (Augmented Dickey- Fuller) test to define the data used in the model is stationary over time. We reported two test equations including intercept and trend&intercept. ADF tests confirm that only PLE time series is stationary in level but RFO,

32 In this context, Calza et. al. (2001) suggest that in the long-run real loans are positively related to real GDP and negatively to real short-term and long-term interest rates. Hillebrand and Koray (2008) find that home mortgage loans increase despite an increase in mortgage rate volatility and an increase in the ex-ante real mortgage rate. Based on the empirical analysis for 15 EU countries, Wolswijk (2005: p. 29) indicates that real mortgage lending is positively affected by financial deregulation measures, stock market growth, and house price increases, while after-tax interest rates exert a negative effect. The author also discusses that real growth of disposable income may positively affect mortgage debt, and inflation may do so negatively, although the evidence for these two variables is rather mixed. There are also some studies analyzing housing credit and its determinants for Turkish housing market. Selectedly, Çobandağ (2010: p.142) concludes that nominal interest rates have negative impact on total amount of housing loans issued in Turkey. In their analysis for the period 2002-2009, Katipoğlu and Hepşen (2010) find that there is a long-run causality between mortgage loans and mortgage loan rates. İbicioğlu and Karan (2012) suggest based on the variance decomposition analysis that majority of the changing in demand for housing credit is explained by the interest rate (also see, Çobandağ, 2010; Doğan, 2006; Erdem et. al., 2012; Halicioğlu, 2005; İbicioğlu and Karan, 2012; Katipoğlu and Hepşen, 2010; Öztürk and Fitöz, 2009; Saner, 2008).

33 We specifically aim to analyze the impacts of financial stability, financial risks, monetary policy, households' income/net wealth and housing demand to volume of housing credit. In this context, variables (symbols in parenthesis), which may have relationship with housing (mortgage) credit volume (MKRD), are initially defined as the following; housing credit real interest rate (RFO), consumer price index (TU), current account deficit/GDP ratio (CAD), non-core liabilities/M2 ratio (COY), market liquidity index (PLE), M2/GDP ratio (M2), non-performing housing credit/total housing credit ratio (TKRD), non-performing building sector credit/total building sector credit ratio (ITKRD), house price index (KFE), residential buildings floor area according to occupancy permits (KI), unemployment rate (IO), real GDP (RGSYH), real GDP per person (KB), and net real financial assets of households (RFV).

M2, COY, RFV, TU, IKRD, KB, KI, RGSYH, and MKRD series integrated of I (1).³⁴ Based on the Granger causality test results,³⁵ we employed different combinations of the selected variables in the co-integration analysis and defined that the model consisting of RFO, M2, KI, and KB variables is the optimal choice to support both econometric and theoretical soundness (see, Brooks, 2008: pp. 172-174; Kennedy, 2006: p. 370; Uygur, 2012: pp. 12-14). According to VAR (vector autoregression) lag order selection criteria, appropriate lag length of the VAR is determined as 2 and hence we estimate VAR (2). Results of eigenvalue and trace statistic suggest (see, Table 1) that there is a long term relationship among the variables of MKRD, RFO, M2, KI, and KB and this relationship may be identified by a cointegrated vector (see, Gujarati, 2004; Sevüktekin and Nargeleçekenler, 2010).³⁶

Table 1. Unrestricted Cointegration Rank Test							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	% 5 Critical Value	% 1 Critical Value	Max-Eigen Statistic	% 5 Critical Value	% 1 Critical Value
H ₀ : r=0, H ₁ :r=1 (none) **	0.419775	82.88776*	59.46	66.52	43.00275*	30.04	35.17
H ₀ : r≤1, H ₁ :r=2 (At most 1)	0.217253	39.88500	39.89	45.58	19.35074	23.80	28.82
H ₀ : r≤2, H ₁ :r=3 (At most 2)	0.178132	20.53426	24.31	29.75	15.49785	17.89	22.99
H ₀ : r≤3, H ₁ :r=4 (At most 3)	0.061744	5.036410	12.53	16.31	5.034884	11.44	15.69
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level. Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels. Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels.							
Table 2/A. Normalized Cointegrating Coefficients							
MKRD (-1)	RFO(-1)	M2(-1)	KI(-1)	KB(-1)			
1.000000	0.047882*	-0.016358*	-0.637019*	-7.88E-05* (a)			
Standard Error	(0.01148)	(0.00658)	(0.02977)	(2.2E-05)			
T Stat.	[4.17091]	[2.486018]	[21.39802]	[3.581818]			
* Significant at 1 %. (a) 0.0000788							
Table 2/B. Normalized Cointegrated Vector (according to MKRD coefficient)							
MKRD= - 0.047882RFO+0.016358M2+0.637019KI+0.0000788KB							

Table 2/A-B show normalized cointegrating coefficients and normalized cointegrated vector according to MKRD coefficient. As seen in the long-term equation, the signs of the coefficients are satisfied with the theoretic foundation and expectation.³⁷ On the other hand, Vector Error Correction Model (VECM) indicates that deviation from long run equilibrium is corrected gradually through a series of partial short-run adjustments. As seen below in Table 3 and Figures, impulse response function and variance decomposition analysis suggest

34 Unit root tests suggest that first difference of RFO, M2, COY, RFV, TU, IKRD, KB and KI variables are stationary at the 1 %, MKRD (housing credit volume) is stationary at the 5 %, and RGSYH is stationary at the 10 % significance level. In the models, variables are integrated in the same order and this increased the robustness of estimation results. Additionally, KPSS test also confirms the outcome of ADF tests on the stationary of MKRD.

35 Granger causality test results indicate that, as the I(1) variables, housing credit real interest rate (RFO), M2/GDP ratio (M2), non-core liabilities/M2 ratio (COY), net real financial assets of households (RFV), residential buildings floor area according to occupancy permits (KI), and real GDP per person (KB) Granger cause to housing credit (MKRD).

36 We may summarize results of diagnostic tests. According to Breusch-Godfrey Serial Correlation LM tests result there is no serial correlation problem. White tests (residual heteroskedasticity tests with both no&includes cross terms) suggest that there is no evidence for the presence of heteroskedasticity. Finally, we applied the Jarque-Bera test of normality and found that the residuals were not normally distributed. This may be explained by relatively small scale of data and market movements during the analysis period. However as indicated by Gonzalo (1994: p. 225), Johansen’s procedure performs better when the errors are nonnormal distributed or when the dynamics are unknown and overparametrize by including additional lags (also see, Choudry, 2005; Ciner, 2001). Therefore, the outcomes of the research is statistically robust.

37 In this context, volume of housing credit is negatively cointegrated with housing credit real interest rate (RFO) and positively cointegrated with the monetary aggregate/financial wealth (M2), residential buildings floor area according to occupancy permits (KI), and real GDP per person (KB).

that residential buildings floor area according to occupancy permits (KI) and housing credit real interest rate (RFO) are the primary indicators for explaining the changes in the volume of housing credit. In this context, Table 3 reveals that the variance decomposition of MKRD displays that KI and then RFO are the considerable variance source of MKRD whereas the contribution of KB and M2 to the variance of MKRD is relatively small.

Table 3. Variance Decomposition Results (MKRD)

Term	S.E.	MKRD	RFO	M2	KI	KB
1	0.016551	56.31420	1.566135	7.482322	32.57627	2.061077
2	0.031823	56.68109	6.286748	2.945981	30.28601	3.800171
3	0.050402	47.13807	9.226539	1.181570	36.92053	5.533290
11	0.255115	22.67674	12.94082	3.153501	52.36847	8.860471
12	0.283369	21.83084	13.00251	3.395708	52.84066	8.930274
23	0.587569	17.60099	13.24258	4.844614	55.07651	9.235303
24	0.613735	17.42308	13.25002	4.915190	55.16526	9.246454

Cholesky Ordering: KI M2 KB RFO MKRD

We investigate the impacts of a shock in MKRD, RFO, M2, KB, and KI on MKRD through impulse response functions in 24 periods. As seen in the below Figure 1, in response to a shock to housing credit (MKRD) itself, housing credit increases whole observation period.

Figure 1: Response of Housing Credits (MKRD) to Housing Credits (MKRD)

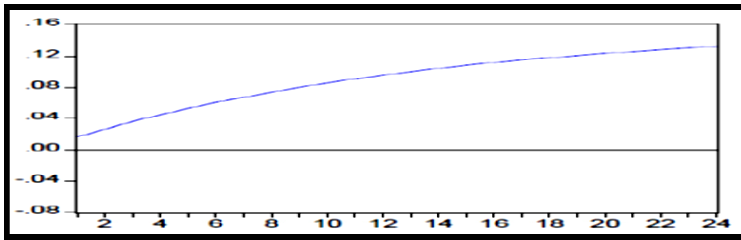
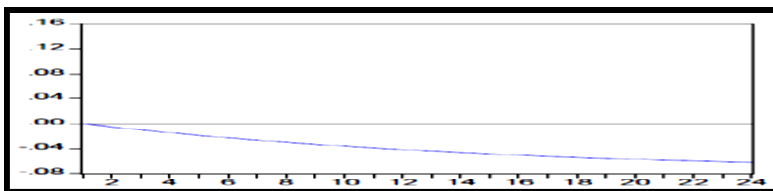


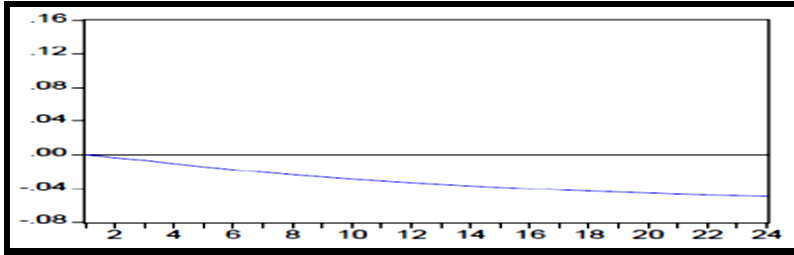
Figure 2 shows that, a shock in real interest rate (RFO) results in negative impacts on housing credits and the latter decreases in 24 periods in the negative side of the Figure. Taken into account both the results of below Figure 5 and Figure 2, we may conclude that real interest rate ranked as the second important variable in the system after residential buildings floor area according to occupancy permits (KI). This outcome is also confirmed by the results of variance decomposition analysis (see, Table 3).

Figure 2: Response of Housing Credits to Real Interest Rate (RFO)



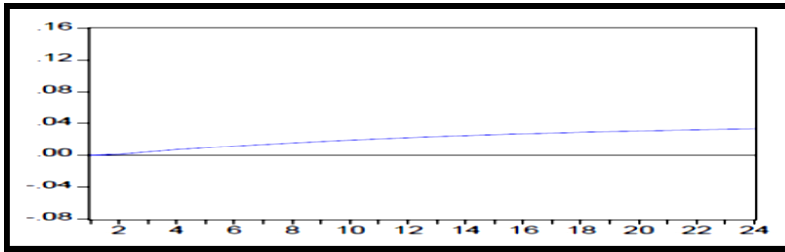
It has observed in Figure 3 that a shock in monetary aggregate/households financial wealth (M2) variable leads to decrease in housing credits in all periods in the negative side of the Figure. The scale of the impact comparatively implies that M2 has very limited explanatory power on the movement of housing credit.

Figure 3: Response of Housing Credits to Monetary Aggregate/Households Financial Wealth (M2)



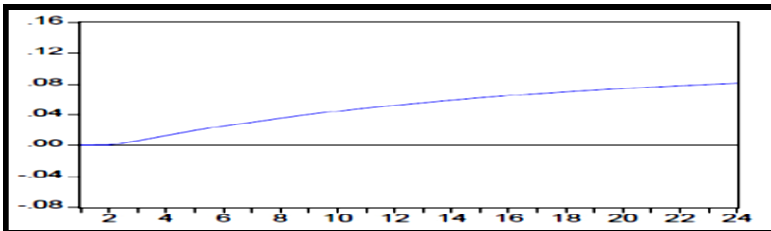
As can be seen from Figure 4, a shock in real GDP per person (KB) has relatively small positive impacts on housing credit variable. The outcomes of Figure 3 and Figure 4 collectively imply that income and financial wealth/monetary aggregate variables have small impacts on volume of housing credit (and hence development of mortgage markets) in the short term.

Figure 4: Response of Housing Credits to Real GDP Per Person (KB)



Response of housing credits to residential buildings floor area according to occupancy permits (KI) in Figure 5 suggests that housing credit increases in whole period. It appears that shocks to KI tend to have a stronger impact and hence the Figure comparatively suggests that KI has the largest effect than other independent variables on housing credits.

Figure 5: Response of Housing Credits to Residential Buildings Floor Area According to Occupancy Permits (KI)



Conclusion

Discussions presented in the research highlight the links between volume of housing credits (mortgage loans) and macroeconomic variables and give some ground to improve the effectiveness of the Turkish mortgage market. Five specific conclusions may be drawn from the research.

(i) Housing credit is negatively cointegrated with housing credit real interest rate (RFO; representing impacts of financial stability and mortgage costs/affordability) and positively cointegrated with the monetary aggregate (M2; representing households financial wealth), residential buildings floor area according to occupancy permits (KI; representing housing demand and activity level of housing market), and real GDP per person (KB; representing impacts of GDP and sufficiency of income). Empirical findings generally suggest that mortgage market has complicated interactions with macroeconomy. It is observable that existing housing finance literature in Turkey does not fully involve the variables defined in the long-term equation. In this context, few papers, utilizing several methodologies, explore relationship between housing credit and some variables. Within this constraint and contribution, we may argue that evidences in the paper are mainly in line with the findings in the existing literature and our research expectation. (ii) According to impulse-response function and variance decomposition analysis, residential buildings floor area according to occupancy permits and housing credit real interest rate are consecutively the primary indicators for explaining changes in the volume of housing credit. All else being equal, the results specifically suggest that occupancy permit, as the proxy of housing demand and activity level of housing market, is the most critical policy instrument and performance indicator of Turkish housing market. (iii) Taken into account the economic stability creates positive externalities on housing credit growth, we may suggest that Central Bank of Turkey may play role to create positive environment for the development of mortgage markets. (iv) It is also defined based on the impulse-response function and variance decomposition analysis results that real GDP per person and monetary aggregate/financial wealth variables are consecutively the least effective variables on housing credit. This result implies that public policies on expansion the money supply and increasing households' financial income/wealth may create limited positive impacts on housing credit growth and mortgage market development. (v) Last but not least, policies aim to minimize income/wealth inequalities may also support housing credit growth and hence development of formal housing markets in Turkey.