

Arařtırma Makalesi / Research Article

**Türkiye'ye Yönelik Kısa Vadeli Fon Akımlarının
Konut Fiyatları Üzerindeki Etkisi**

Sinan SODAN¹ Uğur YILDIRIM² Volkan TURAN³

<u>Gönderim Tarihi</u>	<u>Kabul Tarihi</u>
<u>28.11.2022</u>	<u>14.12.2022</u>

Önerilen Atıf / Suggested Citation: Sodan, S., Yıldırım, U., & Turan, V. (2023). Türkiye'ye Yönelik Kısa Vadeli Fon Akımlarının Konut Fiyatları Üzerindeki Etkisi. *Bankacılık ve Finansal Arařtırmalar Dergisi*, 10(1), 33-52.

Öz

Küreselleşme ile uluslararası finansal akımların güçlenmesi ardından, bu sürecin çeşitli sektörler üzerindeki etkileri uzun zamandır tartışılmakta ve araştırılmaktadır. Bir ülkeye yönelik fon akımlarının o ülkedeki fiyatlar genel düzeyi üzerinde güçlü etkilerinin olması beklenir. Hatta bu olası etkileri kontrol etmek için zaman zaman ekonomi politikalarına başvurulduğu izlenmektedir. Kısa vadeli fon akımlarının, öncelikli olarak finansal kesimi etkilemesi beklenir. Fakat bunun yanında pek çok sektörü dolaylı ya da doğrudan etkileyebilir. Çünkü finansal kesimde ortaya çıkan değişimler reel sektöre yansımaya potansiyeli sahiptir. Bu çalışma kısa vadeli fon akımlarının konut fiyatları üzerindeki etkilerini Türkiye için arařtırmaktadır. Söz konusu arařtırma için Granger Nedensellik analizi yöntem olarak kullanılmıştır. Ayrıca arařtırma, Türkiye'de konut fiyatlarının önemli ölçüde değişim gösterdiği 2010 ile 2022 yılları arası dönemi ele almaktadır. Analiz sonuçları, 2010 ve 2022 yılları arası dönem için kısa vadeli fon akımlarının, Türkiye'deki konut fiyatları üzerinde önemli etkilerinin olmadığı yönünde bulgular işaret etmektedir. Elde edilen bu bulgu konut sektörü için şaşırtıcı değildir.

Anahtar Kelimeler: Kısa Vadeli Fon Akımı, Konut Fiyatları, Granger Nedensellik Testi

Jel Kodları: E44, F32, G23

The Effect of Short-Term Fund Flows to Turkey on Housing Prices

Abstract

After the strengthening of international financial flows with globalization, the effects of this process on various sectors have been discussed and researched for a long time. Fund flows towards a country are expected to have strong effects on the general price level in that country. In fact, it is observed that economic policies are used from time to time to control these possible effects. Short-term fund flows are expected to primarily affect the financial sector. However, it can also affect many sectors indirectly or directly. Because the changes in the financial sector have the potential to reflect on the real sector. This study investigates the effects of short-term fund flows on house prices for Turkey. Granger causality analysis was used as a method for the aforementioned research. In addition, the research deals with the period between 2010 and 2022, when house prices in Turkey changed significantly. The results of the analysis point to the findings that short-term fund flows for the period between 2010 and 2022 do not have significant effects on house prices in Turkey. This finding is not surprising for the housing sector.

Key Words: Short-Term Fund Flow, House Prices, Granger Causality Test

Jel Classification: E44, F32, G23

¹ Kırıkkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı Doktora Öğrencisi, sinansodan@gmail.com, ORCID: 0000-0002-9465-8748

² Kırıkkale Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, u.yildirim@kku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3542-7835

³ Uşak Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, Yerel Yönetimler Pr, volkan.turan@usak.edu.tr, ORCID:0000-0001-6261-8816

1. Giriş

Dünyadaki kısa süreli sermaye hareketlerinin çoğunlukla yıkıcı etkileri ve ekonomileri istikrarsızlaştırdığı gözlemlenmiştir. Ancak gelen bu finansal kaynağın stratejik alanlara kanalize edilebilmesi mümkün olduğunda negatif etkisinin minimuma indirilmesi, hatta faydalar sağlanabilmesi olası görülmektedir. Stratejik alanlara yönlendirebilmek için söz konusu ülkelerin ekonomik kurumlarının güçlü ve derinlikli olması kaçınılmaz bir ön koşuldur.

Sıcak para akımlarının artış gösterdiği günümüzde, kısa vadeli yabancı sermaye akımları ile konut sektörü arasındaki ilişki ülkeler arasında farklılık göstererek önemini arttırmıştır. Bu yabancı sermaye akımları ülke ekonomisini birçok yönden etkilemekle beraber, özellikle konut sektöründe güçlü etkiye sahiptir. Konut fiyatları, kısa ve uzun vadedeki dengeyi göstermektedir. Bu denge kısa vadeli uluslararası sermaye şoklarıyla da ilişkilidir. Kısa vadeli yabancı sermayenin ülkeye girmesi ile birlikte finansman olanaklarının artması beklenmekte, bunun da bankalar vasıtası ile konut kredisini ucuz hale getireceği ve böylece konuta olan talep ile birlikte fiyatların yukarı yönlü değişimine etki edeceği beklenmektedir. Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde inşaat ve gayrimenkul sektörlerinin ekonomideki ağırlığı artmaktadır. Uluslararası sermaye hareketlerinin serbestçe giriş çıkış yapabildiği Türkiye’de bu hareketlerden konut piyasası ne ölçüde etkilenmektedir? Acaba bu akımlar konut piyasasına yönelip fiyatları artırarak spekülasyon kazançlar elde edip çıkmakta mıdır? Yoksa farklı alanlara da yönelmekte midir?

Bu noktadan hareketle yapılan literatür araştırması sırasında, kısa vadeli yabancı sermaye hareketlerinin konut veya emlak piyasalarına etkisi üzerine birçok çalışma olduğu görülmüş ve incelenmiştir. Söz konusu incelemeler sermaye hareketlerinin çeşitli piyasalar üzerindeki etkilerini de incelemekte olup Çin özelinde yoğunlaşmış olduğu görülmektedir. Ancak başta ABD, Avrupa olmak üzere Güney Amerika, Asya ve Afrika ülkelerini inceleyen eserlere de rastlanmaktadır. Literatürde kısa vadeli yabancı sermaye hareketleri ile konut fiyatları arasındaki ilişkinin yanı sıra hisse senedi fiyatları, döviz kurları, faiz oranları gibi diğer konular da incelenmiştir. Bu nedenle uluslararası sermaye hareketlerinin konut fiyatlarına ne ölçüde etki ettiğinin tespit edilmesi literatüre bir katkı sağlayacaktır.

Kapsamı Türkiye olan kısa vadeli dış borç ve sıcak para konusunda çeşitli çalışmalar bulunmakla birlikte konut fiyatları özelinde bu yaklaşımla yapılmış bir araştırmaya rastlanmamıştır. Bu husus dikkat çekici bulunmuş ve araştırma bu iki değişken üzerinde yoğunlaşmıştır. Bu kapsamda literatür, farklı veri setlerini kullansa da bu veri seti ile çalışılmış bir araştırma literatürde yer almamaktadır. Bunlara ek olarak, üzerinde uzlaşılmış bir sıcak para tanımı bulunmamaktadır. Diğer taraftan bu makalede kullanılan ekonometrik yöntemler de özgünlük teşkil etmektedir.

Bu çalışmada TCMB’nin verilerinden elde edilen konut fiyat endeksi ile kısa vadeli dış borçlar arasındaki ilişkinin ne yönde olduğu ve Türkiye’de bu değişkenlerin birbirini ne kadar açıklayabildiği ortaya konulmaya çalışılacaktır. Analizin yapılması ve sonuçların anlaşılabilir olması için diğer olası etkileyecek değişkenler çalışma içerisinde yer almamıştır. TCMB’nin sıcak para tanımı esas alınmış ve bunun tanım kapsamında temin edilen veriler ile analize yön verilmiştir. Verileri aylık frekansta temin edilmiş istatistik ve ekonometrik analize tabi tutulmuştur. Çalışmanın ikinci bölümünde literatür detaylı olarak incelenmiştir. Literatür incelemesi ardından tespit edilen bulgular ışığında metodoloji ve çalışma verisi tespit edilerek üçüncü bölümde ele alınmıştır. Dördüncü bölümde istatistik ve ekonometrik analizler alt başlıklar içerisinde ortaya konulmuştur. Sonuç bölümünde, analiz sonuçları literatür verileri ile kıyaslanarak tartışılmış ve Türkiye konut fiyatları ile kısa vadeli yabancı sermaye hareketleri arasındaki ilişkinin ne ölçüde olduğu ortaya konulmuştur.

2. Literatür Taraması

Faiz oranı paritesi teorisine göre, faiz oranı farkı, kısa vadeli uluslararası sermaye akışının temel nedenidir. Aynı risk sınıfındaki yatırımlara değişik ülke piyasalarında aynı faiz oranı ödenir. Faiz oranı farkı durumunda arbitraj işlemi başlar. Bu durumda sermaye daha yüksek faizli ülkeye girecek ve arbitraj karı doğacaktır (Tekin, 2000). Fleming (1963), yaptığı çalışmada uluslararası sermaye akışının sabit faiz oranına göre değişken faiz oranına daha duyarlı olduğunu tespit etmiştir. Mundell’in (1963) çalışmasında, uluslararası sermaye akımlarının faiz oranı farklılıklarına duyarlı olduğunu ortaya koymuştur. Branson (1971)’un çalışmasında ise kısa vadeli

uluslararası sermaye akımlarının ithalat ve ihracat dengesine, faiz oranına ve döviz kuruna bağlı olduğunu söylemektedir.

Sıcak para çıkışı başladığında, varlık balonu patladığı zaman etki yıkıcı olabilir ve tüm ekonomi istikrarsız hale gelir. Sıcak para girişi zaman içinde kademeli olarak artsa da, çıkış her unsurun ilk çıkış yapmak için mücadele etmesiyle eşzamanlı olarak meydana gelme eğilimindedir (Domowitz vd., 1997). Bu durumu daha iyi ifade etmek için Sarno ve Taylor'un (1999) çalışmasını örnek olarak verebiliriz. 1997 Doğu Asya mali krizinde ani bir sermaye çıkışının önemli bir faktör olduğunu göstermiştir. Büyük sıcak para akışı Çin'de dramatik etkiler yaratmıştır. Çin'e spekülasyon sermaye girişleri enflasyon oranını yükseltmiş, hisse senedi fiyatlarında artış yaşanmıştır. Emlak piyasasında ise endişe verici balon fiyatlar oluşturmuştur. Wang vd. (2017) kısa vadeli uluslararası sermaye girişleri ile varlık fiyatları arasındaki ilişkinin kendi kendini gerçekleştirdiğini ve karşılıklı olarak güçlendirici olduğunu açıklamaktadır. Para tabanının sterilize edilmemiş kısmı, varlık fiyatlarındaki balonları daha da şiddetlendirmektedir. Bu da kısa vadeli uluslararası sermaye girişlerinin ve fazla likiditenin varlık fiyatlarındaki balonların şiddetini kademeli olarak artırdığını göstermektedir (Zhang vd., 2019).

Bazı araştırmalar, yurtdışından gelen sıcak paranın hisse senedi fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini, Meksika ve Hindistan gibi yükselen piyasalardaki finansal patlamalar ve krizlerle yakından bağlantılı olduğunu iddia etmektedir (Chari ve Kehoe, 2003), (Domowitz, Glen ve Madhavan, 1997), (Kohli, 2001). Diğer yandan yapılan bazı analizler, sıcak paranın borsa üzerindeki etkisinin önemli olmadığını, ancak emlak piyasası üzerinde önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir (Jansen, 2003). Ampirik sonuçlar farklı pazarlara ve dönemlere göre farklılık göstermektedir. Su ve Fleisher (1998), hükümetin piyasa serbestleştirme politikalarının sıcak para giriş ve çıkışlarına katkıda bulunduğu ve sıcak paranın oynaklığının Çin'de hisse senedi fiyatlarında aşırı oynaklığa yol açtığı sonucuna varmıştır. Guo ve Huang (2010), sıcak paranın Çin borsasını ve emlak piyasasını yönlendirip yönlendirmediğini incelemiştir. Elde ettikleri sonuçlar, spekülasyon sermaye akışının Çin hisse senedi ve emlak piyasalarındaki oynaklıkları artırdığını, özellikle de sıcak paranın yüksek dalgalanma dönemlerinde hisse senedi oynaklığını artırdığını göstermektedir. Ayrıca, sıcak para gerçekten de emlak fiyatlarına katkıda bulunmaktadır (Wei vd., 2018). Zhang vd. (2019), sıcak para ile endüstri çıktısı arasında tek yönlü, ve sıcak para ile hizmet çıktısı arasındaki çift yönlü nedensellik tespit etmiş ve sıcak paranın Çin'deki gerçek ekonomi çıktısı üzerindeki etkisi hakkında ilk ampirik kanıt sunarak, üretim belirsizliğini artırdığını ortaya koymuşlardır.

Chari ve Kehoe (2003) ise ekonomik olarak problem yaşayan bir ülkenin borçlarını zamanında ödemesinin finansal olarak esnek olarak tanımlanabileceğini ifade etmişlerdir. Bu durumun itibarını artırdığını ve daha istikrarlı sermaye akışlarına olanak sağladığını tespit etmiştir. Wei vd. (2018) araştırma sonucunda sıcak paranın, büyüme oranı ile Çin borsası getirisi arasında doğrusal veya doğrusal olmayan nedensellik olmadığını bulmuştur. Bu durum borsanın sıcak para tarafından yönlendirilmediğini göstermektedir. Diğer taraftan borsanın uzun vadeli oynaklığı üzerinde önemli bir olumlu etkisi olduğunu tespit etmiştir.

Edison ve Reinhart (2001); 1999 Brezilya, 1998 Malezya ve 1997 Tayland'da sermaye kontrolü olaylarını incelemiştir. Brezilya ve Tayland örneklerinde sermaye üzerindeki kontrol politikaları başarılı olamamıştır. Malezya örneğinde ise başarıya ulaşılmıştır. Sermaye kontrollerinin başarmayı amaçladığı; daha yüksek faiz oranı, döviz kuru istikrarı ve daha fazla politika özerkliği gerçekleştirilmiştir.

Ohno ve Xu (2013) çalışmasında genel ortalama konut fiyat endeksi ve il endeksleri için konut fiyatlarının; ekonomik aktivite, para politikası, kredi şoklarına ve yabancı rezerv şoklarına önemli etkileri olduğu görülmüştür. Para politikası, kredi politikası ve sıcak para akışının Çin'deki konut fiyatı üzerindeki etkileri de önemli olarak tespit edilmiştir. Sermaye kontrolleri, sermaye girişlerinin yoğunluğunun artması ile birlikte varlık fiyatlarında yükselmelere yol açmasını nedeniyle zaman zaman başvurulan bir yöntemdir.

Guo ve Huang (2010) sıcak paranın, emlak fiyatlarını artırdığını tespit etmişlerdir. Chen vd. (2014) çalışmasında dünya ekonomik ve finansal durumu istikrarlı veya çalkantılı bir dönem altında olması farketmeksizin emlak fiyatının, gerçek hisse senedi fiyatından sonra sıcak para üzerinde en büyük etkiye ve en güçlü çekiciliğe sahip olduğunu tespit etmiştir.

Kim ve Iwasawa (2017) ise özellikle kriz öncesi dönemde yabancı yatırımcılardan gelen sıcak para girişlerinin kriz döneminde gelişen piyasa hisselerini daha kırılğan hale getirdiğini tespit etmiştir. Zhao vd. (2013) yabancı

gayrimenkul yatırımı üzerindeki kısıtlamaların ve döviz kuru politikası reformunun sıcak para akımları üzerinde hiçbir etkisi olmadığını tespit etmiştir.

Fuertes, Phylaktis ve Yan'ın (2016) bulguları, küresel bankaların küresel finansal krizin gelişmekte olan piyasalara iletilmesinde önemli bir rol oynadığı görüşünü dolaylı olarak desteklemekte ve uluslararası sermaye akımlarını yönetmek için düzenlemelerin kullanımını onaylamaktadır. Ifeoluwa, Samson ve Ebenezer'in (2019) çalışmasında, kapsayıcı büyümenin para sisteminden geçen sıcak para girişlerinden olumlu ve önemli ölçüde etkilendiğini ortaya koymaktadır. Bu nedenle daha fazla kısa vadeli sermaye girişini çekmeyi hedefleyen politikaların sürdürülmesini önermektedir.

Adil, Fiaz ve Ahmad (2021) Covid-19 salgınının sıcak para üzerindeki etkisini ve çıkışları nasıl hızlandırdığını incelemiştir. Sonuçlar, politika faizi ile sıcak para miktarı arasında uzun vadeli bir asimetric ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Sonuçlar, politika faizindeki artışın uzun vadeli olumlu bir etkisini göstermektedir. Şekeroğlu ve Acar (2020) sıcak paranın borsa endeksi, faiz oranları ve döviz kurları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Sıcak paranın borsa endeksi üzerindeki etkisinin olumlu ve anlamlı olduğu görülmüştür. Döviz kurları ve faiz oranları üzerindeki etkisi önemli ölçüde negatif olarak tespit edilmiştir.

Cai ve Hamori (2015) yaptıkları çalışmada istikrarlı dönem boyunca spekülative sermayenin Tayland, Malezya ve Endonezya'da ekonomik bir iyileşme yarattığını, Güney Kore'de ise ekonominin istikrarsızlığına neden olduğunu bulmuştur. Çalışma sıcak paranın, ABD'nin kısa vadeli faiz şokuna her ülke için tepki şeklini analiz etmektedir. Sıcak para girişlerinin dört gelişmekte olan ülkede de sakin dönemde arttığını ve ekonomiyi canlandırdığını ortaya koymuştur.

Rodrik ve Velasco (1999)'nun yapmış olduğu ampirik çalışmada, kısa vadeli borcun rezervlere oranının ekonomik krizlerin güçlü bir tahminçisi olduğunu ifade edilmiştir. Diğer yandan daha fazla kısa vadeli borca maruz kalmanın, sermaye akışları tersine döndüğünde daha şiddetli krizlerle ilişkili olduğunu göstermektedir. Uluslararası ticaret seviyesinin, kısa vadeli borçlanma seviyeleri ile herhangi bir ilişkisi yok gibi görünmektedir. Bu durum ticari kredinin kısa vadeli sermaye akımlarını yönlendirmede önemsiz bir rol oynadığını göstermektedir.

Chuhan, Perez ve Popper (1996) uluslararası kısa vadeli yatırımın diğer sermaye akımlarındaki ve diğer ülkelerdeki rahatsızlıklara doğrudan yabancı yatırımlardan daha dramatik bir şekilde tepki verdiğini tespit ederek, uluslararası kısa vadeli yatırımın "sıcak para" olduğu ve doğrudan yabancı yatırım olmadığı şeklindeki geleneksel görüşü desteklemektedir.

Baharumshah ve Thanoon (2005) çalışmalarında şu bulguları elde etmişlerdir. Yurtiçi tasarruflar, uzun vadeli ekonomik büyümeye olumlu katkıda bulunur. Doğrudan yabancı yatırım büyümeyi artırır. Bu durumun etkisi kısa ve uzun vadede hissedilir. Büyüme üzerindeki doğrudan yabancı yatırım etkisi, yurtiçi tasarruflardan çok daha yüksektir. Kısa vadeli sermaye girişlerinin kısa vadeli olduğu kadar uzun vadeli büyüme beklentilerini de olumsuz etkilediği ve uzun vadeli sermaye girişlerine duyarlı olduğu görülmektedir. Uzun vadeli borcun büyüme üzerinde olumlu etkisi vardır ancak etkisi uzun vadede bir şekilde ortadan kalkmaktadır. Doğrudan yabancı yatırım çekmede başarılı olan ülkelerin, doğrudan yabancı yatırımı caydıran ülkelere göre daha fazla yatırımı finanse edebileceğini ve daha hızlı büyüebileceğini ikna edici bir şekilde göstermektedir.

Warnock ve Warnock (2009) yabancı para girişlerinin, uzun dönem ABD faiz oranlarını bastırarak FED politikasını diğerlerine göre daha az kısıtlayıcı hale getirdiğini ve ABD ekonomik faaliyetini teşvik edeceğini tespit etmiştir. Konut piyasası gibi faiz oranına en duyarlı sektörlerin bu etkinin büyük kısmını üstlenmesi beklenebileceği; bununla ilgili olarak yapılan çalışma, ABD mortgage oranlarının da yabancı girişler tarafından baskılandığını göstermektedir.

Ning and Zhang (2018) çalışmalarında Çin'in kısa vadeli uluslararası sermaye akışlarının dinamiklerini analiz etmek için değişken olarak; faiz oranları, döviz kurları ve varlık fiyatları gibi çeşitli değişkenleri kullanmıştır. Döviz kurlarının, kısa vadeli uluslararası sermaye giriş veya çıkış durumlarını tespit etmek için yararlı bilgi değişkenleri olabileceğine dair ampirik kanıtlar sunulmuştur. Kısa vadeli uluslararası sermaye olan "döviz arbitrajı"nın yüksek spekülasyona sahip olduğunu tespit edilmiştir. Çalışma; kısa vadeli uluslararası sermaye girişlerinin 25 ay, çıkışlarının 4 ay sürdüğünü ve 2007'den sonra, kısa vadeli uluslararası sermayenin dinamiklerine kısa vadeli uluslararası sermaye girişlerinin hakim olduğunu ortaya koymaktadır.

Lu ve Dong (2016) çalışmalarında emlak fiyatları ile uluslararası kısa vadeli sermaye akışları arasında istikrarlı bir pozitif korelasyon olduğunu göstermiştir. Gayrimenkul fiyatları arttığında, korelasyon katsayısı daha yüksektir, bu da kısa vadeli uluslararası sermayenin girişine yol açacaktır. Ancak, fiyatlar bir gerileme yaşadığında, korelasyon katsayısı daha düşüktür, bu da bırakmaya yol açacaktır. Kısa vadeli uluslararası sermayenin girişi, emlak fiyatlarının artmasına katkıda bulunacaktır.

3. Metodoloji

Literatür özetinde görüleceği üzere sıcak para ile konut ve emlak fiyatları arasında bir ilişkinin tespit edildiği görülmektedir. Bu etkinin Türkiye’de nasıl ve ne yönde olduğu çalışmanın bu bölümünde analiz edilecektir. Öncelikle sıcak paranın net ve tam bir tanımı olmamakla birlikte şu şekilde tanımlanabilir. Sıcak para dar tanımlamayla “yabancıların elinde bulunan hisse senetleri, devlet iç borçlanma senetleri, Hazine'nin yurt dışına ihraç ettiği Eurobond tahvilleri ve Türkiye'deki bankalarda tutulan mevduatlardan oluşmakta” ve bunlara kısa vadeli krediler de eklendiğinde geniş bir tanımla karşımıza çıkmaktadır (Özyıldız, 2017). T.C. Merkez Bankası da sıcak parayı Tablo 1.’de sunulan şekilde portföy yatırımları, kısa vadeli sermaye akımları ve net hata noksan toplamı olarak tanımlamaktadır (Süer, 2009).

$$\text{Sıcak Para} = \text{Portföy Yatırımları} + \text{Kısa Vadeli Sermaye Akımları} + \text{Net Hata Noksan}$$

Tablo 1. Sıcak Para Kapsamı

Sıcak Para	Portföy Yatırımları	Kısa Vadeli Sermaye Akımları	Net Hata Noksan
	-Yabancıların yurt içindeki,	-Bankaların yurt dışında kullandıkları kısa vadeli krediler,	Türkiye Cumhuriyeti
	-Hisse senedi alım satımı,	-Bankaların ve bankacılık dışı özel sektörün yurtdışından temin ettikleri kısa vadeli krediler,	Merkez Bankası
	-DİBS alım satımı.	-Yabancıların yurt içinde bankalarda tuttukları kısa vadeli mevduatlar,	Net Hata Noksan Kalemi.

Kaynak: TCMB (2005). Para Politikası Raporu.

Yukarıdaki tanımdan hareketle TCMB’nin doğrudan yayınlamış olduğu kısa vadeli dış borç istatistikleri 1989 yılından itibaren aylık olarak temin edilebilmektedir. Kısa vadeli dış borç stoku, “herhangi bir tarihten itibaren kullanılmış olan, bir ekonominin yerleşikleri tarafından yerleşik olmayanlara borçlu olunan, kullanım tarihinden itibaren bir yıl içinde anapara ve/veya faiz ödemesi gerektiren koşulsuz alacak ve borçlar arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır”.

Diğer çalışma verisi olan konut fiyat endeksi de TCMB’nin yayınlamış olduğu bir veridir. 2017 yılı baz yıl olarak alınmış ve 2010 yılından itibaren aylık olarak temin edilebilmektedir. Türkiye’de konut piyasasında fiyatlarıdaki değişimleri takip amacıyla konut fiyat endeksi oluşturulmuştur. Söz konusu piyasada satışa konu teşkil eden bütün konutlara ilişkin fiyat verileri kullanılarak hesaplanmaktadır. Konut fiyatını temsil etmek için bireysel konut kredisi talebi ile kredi veren bankalara yapılan başvurular sırasında hazırlanan değerlendirme raporlarında yer alan konut değerleri kullanılmaktadır. Gayrimenkul değerlendirme şirketleri, konut kredilerinin temelini oluşturan değerlendirme raporlarını hazırlamaktadır. Satışın gerçekleştirilerek kredi kullanılmasına gerek kalmamakta olup, değerlendirilen tüm konutlar kapsam dahiline alınmaktadır (TCMB).

4. Ekonometrik Uygulama

Çalışmanın bu bölümünde ilk olarak “veri” başlığı altında verinin kapsamı ile tanımlayıcı istatistiklerine bakılacaktır sonrasında “verini mevsimsellikten arındırılması” başlığı altında verinin mevsimsel ve trend ayrıştırılması gerçekleştirilecek. Ardından veriler arasında bir korelasyon ilişkisi olup olmadığı incelenecektir. “Testler” başlığı altında Hodrick-Prescott Filtresi uygulaması ve sonuçları analiz edilecektir. “Yöntem” başlığı

altında öncelikle kısa vadeli dış borç stoku ve konut fiyat endeksi verisinin ARIMA Süreci incelenecek, bu verilerin Granger nedensellik testi ve Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünlük testi sonuçları değerlendirilecektir. Son olarak değişkenlere verilen bir şokun diğer seriler üzerindeki etkileri ile değişkenlere ait varyans ayrıştırma grafiği yorumlanacaktır.

4.1 Veri

Öncelikle verilerin tanımlayıcı istatistikleri yorumlanacaktır. Tablo 2.'de görüleceği üzere incelenen 2010-3 ile 2022-5 arasındaki aylık dönemlerde konut fiyat endeksi ortalama 96.11, kısa vadeli dış borç stoku ise 109.602,10 milyon ABD Doları olmuştur. Medyan değeri ise konut fiyat endeksi için 86.60, kısa vadeli dış borç stoku için 107.791,00 milyon ABD Doları olarak gerçekleşmiştir. Maksimum ve minimum rakamlar ise konut fiyat endeksi için 45.40 ile 347.50; kısa vadel borç stoku için 54.369,00 ile 148.006,00 milyon ABD Doları şeklinde gerçekleşmiştir. Çarpıklık (Skewness) değerleri dağılımın ortalama etrafında ne kadar sapığı, yani verilerin simetrisini belirlemektedir. Negatif çarpıklık verilerde büyük değerlerin fazla olduğunu göstermekte bu da kısa vadeli dış borç stokunda büyük değerlerin yer tuttuğunu göstermektedir. Her iki veri grubunda da ortalamalar medyan değerinden büyük olması nedeniyle sağa çarpık dağılım olduğu söylenebilir. Basıklık (Kurtosis) ise verilerin tepe noktalarının durumu hakkında bilgi vermektedir. Her iki veri grubunda da pozitif değerler olması nedeniyle normalden daha dik bir dağılım ortaya çıkmaktadır.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	Konut Fiyat Endeksi	Kısa vadeli dış borç stoku	Log_Kısa vadeli dış borç stoku
Ortalama	96.11840	109628.9	11.58786
Medyan (Ortanca)	86.72125	107232.8	11.58276
Maksimum	347.3699	150122.5	11.91921
Minimum	45.67599	54855.54	10.91246
Standat Sapma	51.80599	19566.18	0.189534
Çarpıklık	2.086896	-0.120422	-0.816892
Basıklık	8.866552	3.024131	4.517759
Jarque-Bera	317.5014	0.358852	30.45864
Olasılık	0.000000	0.835750	0.000000
Toplam	14129.40	16115446	1703.415
Toplam Kare Sapma	391843.6	5.59E+10	5.244782

Gözlemler	147	147	147
-----------	-----	-----	-----

Serilerin logaritması alındığında serilerin değerleri arasındaki farklar azaldığı için seriler durağanlaşmaktadır. Konut fiyat endeksin mevsimsellikten arındırılmıştır ancak logaritması alınmamıştır. Kısa vadeli borç stoğu verisi ise mevsimsellikten arındırılmış ve logaritması alınmıştır.

Tablo 3. *Korelasyon Tablosu*

	Kısa vadeli dış borç stoku	Konut Fiyat Endeksi
Kısa vadeli dış borç stoku	1.000000	0.1783
Konut Fiyat Endeksi	0.1783	1.000000

Tablo 3’de kısa vadeli dış borç stoku ile konut fiyat endeksi arasındaki korelasyon incelenmiştir. Tablo 3’den anlaşılacağı üzere korelasyon ilişkisi çok zayıf olarak karşımıza çıkmaktadır.

4.2 Verinin Mevsimsellikten Arındırılması

Loess ile mevsimsel ve trend ayrıştırma yöntemi (STL ayrıştırma) veriyi mevsimsel, trend ve gürültü olmak üzere parçalarına ayrıştırmaktadır. Bu yöntem mevsimsellikte arındırmada yaygın olarak kullanılan çok yönlü bir zaman serisi verisi ayrıştırma yöntemidir (Yıldız, 2022). STL ayrıştırma yöntemi tüm frekanslarda kullanışlı olmasıyla ön plana çıkmaktadır.

Ek-1’de yer alan grafikte görüldüğü üzere, verinin özellikle yaz ve kış aylarında mevsimselliği artmaktadır. Dolayısıyla STL ile bu dönemlerde kısa vadeli borç ve konut fiyat endeksi verisinin düzleştirilmesi sağlanmıştır. Bu sayede analizlerin geçerliliği daha doğru katsayılarla desteklenecektir. Kısa vadeli borç verisi incelendiğin tüm yılların 4. Çeyreklerinden 1. Çeyreklerine geçerken veri karakteristiği gereği ani artış ve azalışlar tespit edilmiş ve veri bu uç değerlerden arındırılarak, uç değerlerin analizi bozması engellenmiştir. Verinin periyot değişkeninin büyüklüğü 2 Milyar \$ seviyelerindeyken bahsedilen hata verileri zaman zaman 5 Milyar \$ seviyelerine çıkmaktadır. Analizlerde bunlar uç değer olarak nitelendirilmiştir. Ek-1’de yer alan tablodan anlaşılacağı üzere kısa vadeli borçlar için döngü periyodu 5 çeyrek olarak gözlemlenmiştir. Dolayısıyla aylık veri kullanılması yıllık veri kullanılmasına kıyasla çok daha anlamlı ve doğru sonuç vermiştir. Çalışmanın literatüre katkılarında birisi de bu olmuştur. Ayrıca burada görüleceği üzere kısa vadeli borç verisi sonsuza gitmemekte ve durağan bir seyir izlemektedir. Bu durum verinin analiz edilebilirliğini güçlendirmektedir. Türkiye için ekonomik durağanlaşmanın başladığı 2015’lerden itibaren hataların negatif değerleri yani para çıkışına sebep olan şoklar net olarak görülmektedir.

Ek-2’de görüleceği üzere konut fiyat endeksi, pandemi ve Rusya-Ukrayna savaşı dönemlerine kadar belli trend ile aynı genlik ve büyüklükteki döngülerle gelmişken bu dönemde ani artışa geçmiştir. Bu durumun analizleri etkilememe sebebi aynı dönemde kısa vadeli borç stoklarının da bu şoku yemesidir. Ayrıca, bu kapsamda iki veri birden şok etkilerinden arındırıldığı için bu şoklar analiz sonuçlarını etkilememiştir.

4.3 Testler

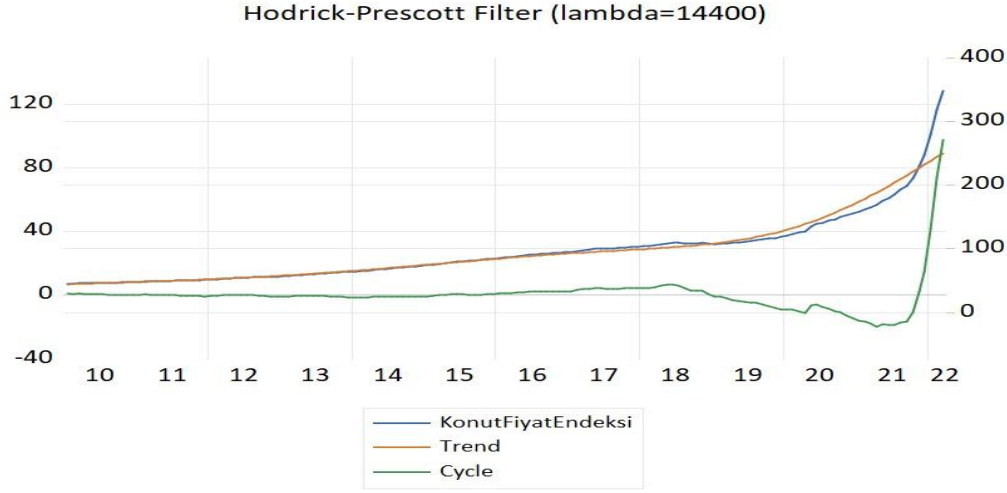
Bir zaman serisinin cari değerleri ile geçmiş değerleri arasındaki korelasyona otokorelasyon (AC) denilmektedir. Olası tüm k gecikme değerleri için otokorelasyon (AC) ve kısmi otokorelasyon (PAC) katsayılarından oluşan fonksiyonun grafiğine korelogram denilmektedir. Çalışma verisi için kurulan hipotezler şu şekildedir:

H_0 : Seri otokorelasyon içerir.

H_1 : Seri otokorelasyon içermez.

Ek-3’de görüldüğü üzere olasılık değerleri 0 olması nedeniyle H0 kabul edilir. Veri otokorelasyon içermektedir sonucuna ulaşılmıştır.

Grafik 1. Hodrick-Prescott Filtresi Sonuçları - Konut Fiyat Endeksi

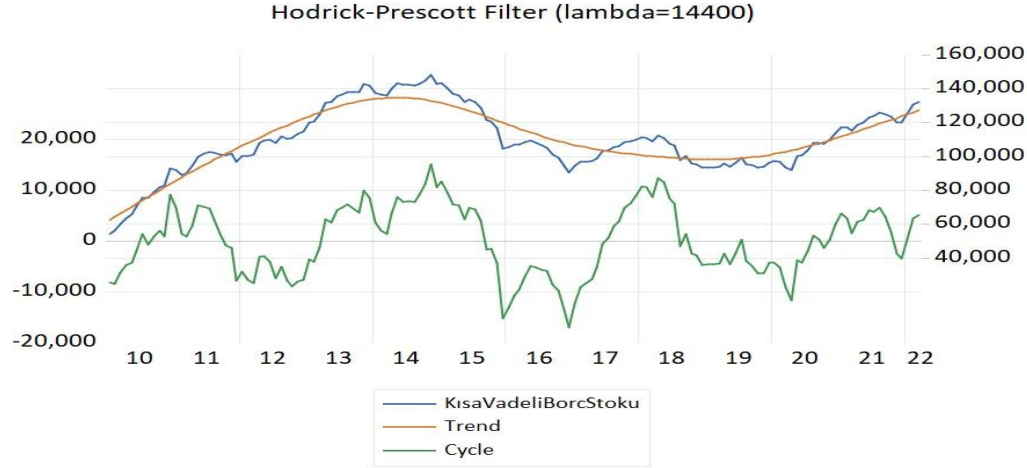


İş çevrimi analizinde ilk aşama, incelenecek zaman serisini trend bileşeninden ayırarak durağan hale getirmektir. Mevsimsellikten arındırılmış zaman serilerini trend ve döngü bileşenlerine ayırmak için iş çevrimi literatüründe çok sayıda yaklaşım oluşturulmuş olsa da, Hodrick-Prescott filtresi en yaygın kullanılanıdır (Alp vd., 2011).

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (1)$$

Bu denklemdeki τ_t değişkeni trend bileşenini belirtirken, λ trendin oynaklığını cezalandıran düzgünleştirme parametresini belirtmektedir. λ Parametresi, devresel hareket bileşeninin oynaklığının, trend bileşeninin oynaklığının ikinci farkına oranını ifade etmekte ve sinyal/gürültü oranını yansıtmaktadır. Filtre uygulanmadan önce λ değerini belirlenmesi gerekmekte olup sıfır ile sonsuz arasında değerler alabilmektedir. Değer sıfır ise verinin devresel hareketi yoktur ve artı sonsuz ise serinin zaman içinde doğrusal bir hareket izleyen bir trend bileşeni vardır anlamına gelmektedir (Alp vd., 2011).

Grafik 1.’de konut fiyat endeksinin, Grafik 2.’de kısa vadeli dış borç stoku verisinin Hodrick-Prescott filtresi sonuçları gösterilmektedir. Grafiklerde çalışma verisi eğilim (trend) ve devresel hareket (cycle) bileşenlerine ayrıştırılmıştır.

Grafik 2. Hodrick-Prescott Filtresi Sonuçları - Kısa vadeli dış borç stoku

4.4 Birim Kök Test Sonuçları

Analize öncesinde serilerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testi aracılığıyla araştırılmıştır. Tablo 4.'te yer alan birim kök testi sonuçlarından hareketle araştırma kapsamında kullanılan konut fiyat endeksi değişkeninin ve kısa vadeli borç stoku endeksinin ise düzeyde $I(0)$ durağan oldukları anlaşılmaktadır.

Tablo 4. Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	ADF	KPSS
	Sabit + Sabit Trendli	Sabit + Sabit Trendli
Konut Fiyat Endeksi	$I(0) -4.024452^{***}$	$I(0) 6.193699^{***}$
Kısa Vadeli Dış Borç Stoku	$I(0) -4.022586^{***}$	$I(0) -2.207677^{***}$

***%1 güven aralığında anlamlıdır.

Kırılmalı Genişletilmiş Dickey Fuller Testi değişkenlere ait test istatistikleri, gecikme uzunlukları, kırılma dönemleri ile tek yönlü asimptotik olasılık değerleri köşeli parantezler içinde Tablo 5.'te gösterilmektedir. Gecikme uzunluklarında Schwarz kriteri kullanılmış, her iki veri seti, $I(0)$ düzeyde durağanlık göstermiştir. Kısa vadeli dış borç stoku verisi için kırılma zamanı 2021 yılının 9'uncu ayı tespit edilmiş olup bunun nedeninin pandemi ve sonrasında yaşanan ekonomik gelişmelerden kaynaklanması kuvvetle muhtemeldir. Konut fiyat endeksi verisi için ise kırılma zamanı 2010 yılının 12'inci ayı tespit edilmiştir. Bu endeksin kırılma zamanının nedeni ile ilgili olarak ise inşaat sektöründe yaşanan gelişmelerden kaynaklanmış olabileceği düşünülebilir.

Tablo 5. Kırılmalı Genişletilmiş Dickey Fuller Testi Sonuçları

Seriler	Test İstatistikleri	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Zamanı
Konut Fiyat Endeksi	8.445377 [<0.01]	0	2010M12
Kısa Vadeli Dış Borç Stoku	-11.96752 [<0.01]	0	2021M09

4.5 Yöntem

Araştırmanın yöntemi şu şekildedir: ilk olarak verilerin ARIMA süreci incelenecek, bu verilerin Granger nedensellik testi ve Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları tespit edilecektir. Son olarak değişkenlerin etki-tepki grafiği ve varyans ayrıştırma grafiği yorumlanacaktır.

Kısa vadeli dış borç stoku verilerinin birinci gecikmesinin p-değeri 0.01'dan küçük olduğu için istatistiksel olarak güçlü anlamlıdır. İkinci gecikmesi ise anlamsız çıkmıştır. Sonuçlar Tablo 6.'da gösterilmektedir. Bu durum verinin birinci dereceden otoregresif süreç olduğunu göstermektedir.

Tablo 6. ARIMA Süreci-Kısa Vadeli Dış Borç Stoku

Bağımlı Değişken	Kısa vadeli dış borç stoku			
Metod	En küçük kareler			
Örnekleme	2010M03 - 2022M03			
Dahil Edilen Gözlemler	145			
Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistik	Olasılık
Kısa vadeli dış borç stoku (-1)	1.043296	0.083678	12.46800	0.0000
Kısa vadeli dış borç stoku (-2)	-0.091776	0.080234	-1.143852	0.2546
C	0.567201	0.155580	3.645732	0.0004
R-kare	0.973266	Bağımlı değişkenin ortalaması	11.59684	
Düzeltilmiş R-kare	0.972890	Bağımlı değişkenin standart sapması	0.174493	
Regresyonun Standart Hatası	0.028731	Akaike bilgi kriteri	-4.241237	
Artık kareler toplamı	0.117213	Schwarz kriteri	-4.179650	
Fonksiyonun logaritması	310.4897	Hannan-Quinn kriteri	-4.216212	
F-istatistiği	2584.819	Durbin-Watson istatistiği	2.014070	
Olasılık(F-istatistiği)	0.000000			

Tablo 7’te konut fiyat endeksi verilerinin birinci ve ikinci gecikmelerinde olasılık değerleri 0.10’dan küçük olduğu için istatistiksel olarak anlamıdır ve Tablo 7’te gösterilmektedir. Bu durum verinin geçmiş değerlerine bağımlı otoregresif bir süreç olduğunu göstermektedir.

Tablo 7. ARIMA Süreci-Konut Fiyat Endeksi

Bağımlı Değişken	Konut Fiyat Endeksi			
Metod	En küçük kareler			
Örnekleme	2010M03 - 2022M03			
Dahil Edilen Gözlemler	145			
Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistik	Olasılık
Konut fiyat endeksi (-1)	1.939559	0.047180	41.10985	0.0000
Konut fiyat endeksi (-2)	-0.925162	0.051093	-18.10729	0.0000
C	-1.0210060	0.438144	-2.330419	0.0212
R-kare	0.998817	Bağımlı değişkenin ortalaması	96.81393	
Düzeltilmiş R-kare	0.998800	Bağımlı değişkenin standart sapması	51.82020	
Regresyonun Standart Hatası	1.794822	Akaike bilgi kriteri	4.028162	
Artık kareler toplamı	457.4371	Schwarz kriteri	4.089750	
Fonksiyonun logaritması	-289.0417	Hannan-Quinn kriteri	4.053187	
F-istatistiği	59947.84	Durbin-Watson istatistiği	1.857174	
Olasılık(F-istatistiği)	0.000000			

Literatüre göre sahte regresyon, durağan olmayan serilerin regresyonu olarak tanımlanmaktadır. Birim kök testi her bir değişken için I(1) ise, bu değişkenlerin eşbütünlük oldukları varsayıldığında güçlü bir regresyon ilişkisine sahip olma olasılığı vardır. Regresyon denklemi En Küçük Kareler (OLS) ile tahmin edilmekte ve bu tahmin sonucunda oluşan hata terimi, değişkenlerin eşbütünlük olup olmadığını belirlemek için birim kök testine tabi tutulmaktadır. Bu hata terimi durağan, yani I(0) ise bu değişkenlerin eşbütünlük olduğu belirlenir. Engle-Granger yaklaşımının temeli bu şekildedir. (Baki, 2018).

İki veri arasında kısa vadede nedensellik olup olmadığı Granger nedensellik testi ile analiz edilmektedir. Tablo 8’da görüldüğü üzere kısa vadeli dış borç stoku ile konut fiyat endeksleri arasında kısa vadede karşılıklı bir nedensellik içermediği görülmektedir (Olasılık.>0.05).

Tablo 8. *Granger Nedensellik Testi*

Çift yönlü Granger Nedensellik Test			
Örneklem	2010M03 - 2022M03		
Gecikmeler	2		
Sıfır hipotezi	Gözlem	F-İstatisik	Olasılık
Kısa vadeli dış borç stoku, konut fiyat endeksi ile Granger neden değildir	145	0.96444	0.3837
Konut fiyat endeksi, kısa vadeli dış borç stoku ile Granger neden değildir		2.71781	0.0695

Yapılacak analizlerde kullanılacak seriler eğer kırılım içermekte, analizde kullanılan eşbütünleşme testlerinde bu kırılmalar dikkate alınmıyor ise serilerin arasında eşbütünleşmenin olmadığı sonucuna ulaşılabılır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için 5 yapısal kırılmaya kadar müsaade edilen Maki çoklu yapısal kırılmalı testi kullanılmaktadır. Maki (2012) testinde; sabit terimde trend içermeyen, eğimde trend içermeyen, sabit terimde trend içeren, sabit - eğimde trend içeren ve yapısal kırılmalara olanak sağlayan 4 şekilde model kurulmaktadır (Akçayır, 2022). Bu test, bilinmeyen miktarda kırılma söz konusu iken, 2 kırılmaya müsaade edilen yaygın kullanılan testlere göre daha iyi sonuçlar vermektedir. Bu testte; en yüksek kırılma sayısına eşit veya daha az, önceden tanımlanmamış kırılmalara sahip, kalıntı temelli bir eşbütünleşme vektörü olduğu varsayılmaktadır (Bakkal, 2021). Maki çoklu yapısal kırılmalı testinde kurulacak hipotezler şu şekildedir:

H_0 : Seriler arasında yapısal kırılma altında eş bütünleşme ilişkisi yoktur.

H_1 : Seriler arasında yapısal kırılma altında eş bütünleşme ilişkisi vardır.

Tablo 9. *Maki Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları*

Kritik Değerler			
Test İstatistiği	%1	%5	%10
	-5.833	-5.373	-5.106
Kırılma Tarihleri			
-6.084***	Mayıs 2017	Eylül 2018	Ocak 2020

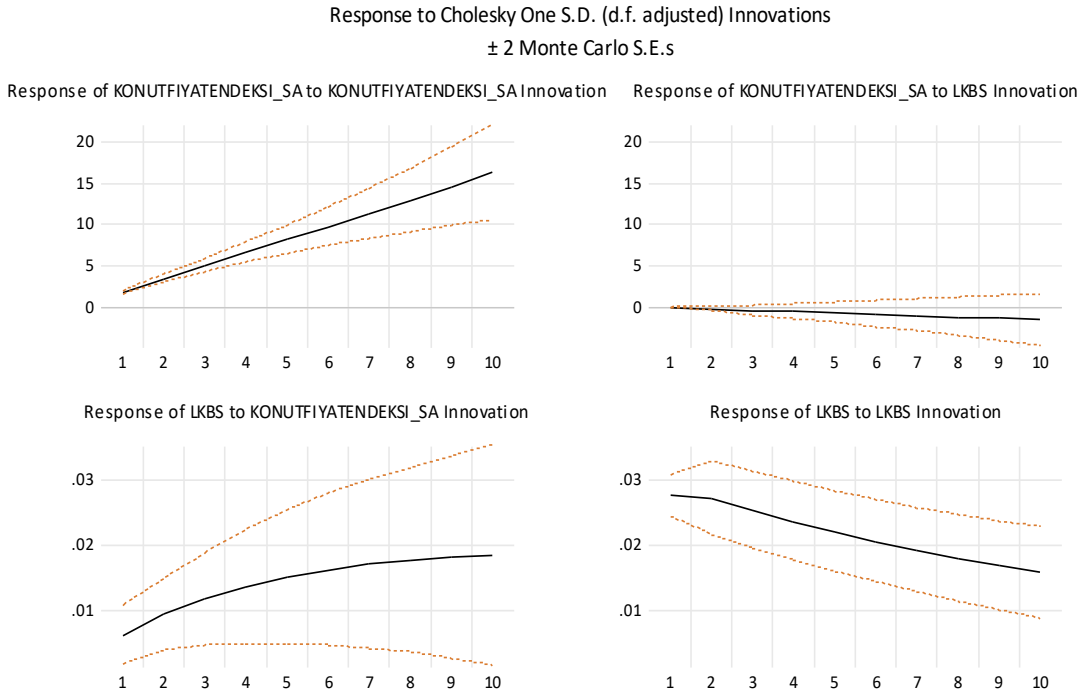
*** %1’de serilerin eşbütünleşik olduklarını göstermektedir.

Tablo 9’da görüleceği %1 önem düzeyinde hesaplanan test istatistiğine göre H_0 hipotezi reddedilmiş, incelenen değişkenlerde uzun dönemli bir ilişki mevcut olduğu tespit edilmiştir. Kırılma tarihlerini incelediğimizde ilk kırılma tarihi olan Mayıs 2017 için 16 Nisan 2017 tarihinde gerçekleştirilen hükümet sistemi değişikliği referandumunun etkisini görmekteyiz. İkinci kırılma tarihi, TCMB’nin 13 Eylül 2018 tarihli faiz oranlarına ilişkin basın duyurusu ile politika faizi olan bir hafta vadeli repo ihale faiz oranını 625 baz puan arttırması olarak değerlendirilmektedir. Kasım 2019’da ilk vakası Çin’de görülen Covid-19 pandemisi, Ocak 2020’ye gelindiğinde ABD başta olmak üzere gelişmiş ekonomilerde de vaka sayıları artarak yoğun bir şekilde gözlenmiştir. Bu nedenle son kırılma tarihinin sebebinin Covid-19 pandemisinin etkisi olduğu düşünülmektedir.

Vektör Otoregresif Model (VAR Modeli), değişkenlerin birbirleriyle nasıl etkileşime girdiğini açıklamak için kullanılmaktadır. Bu sistem içinde gecikmeler tespit edildikten sonra etki-tepki fonksiyonları sağlanır. Etki-tepki fonksiyonları tablo ve grafikler ile şokların parametreler üzerindeki etkilerini göstermektedir.

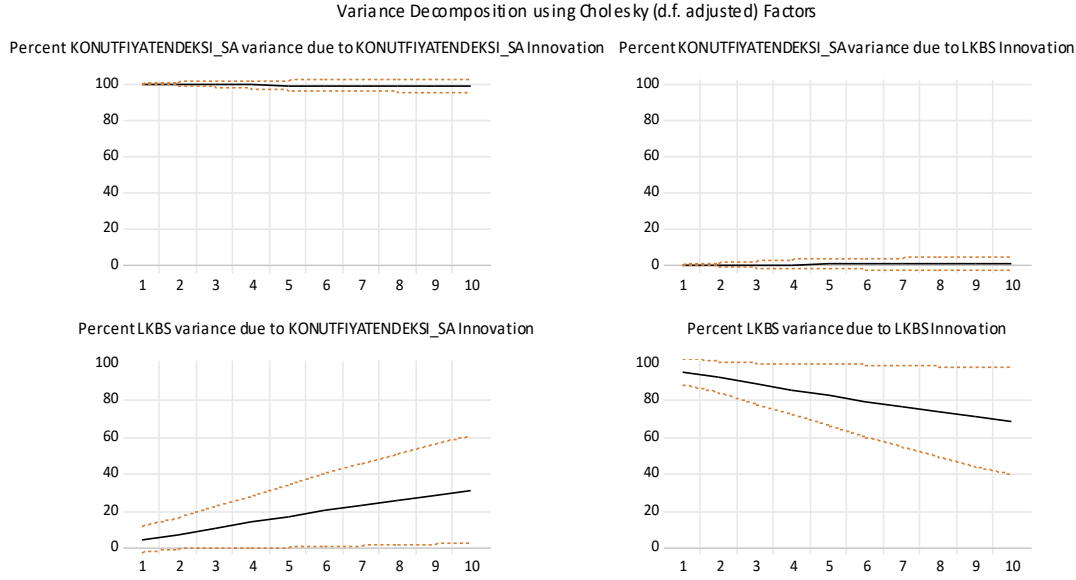
Bu yöntem ile hangi değişkenlerin şoklardan etkilendiğini ve değişkenlerin bunlara nasıl tepki vereceğini belirlemek mümkündür. Değişkenlerin 10 periyot içerisindeki hareketleri analiz edilerek şokların nasıl meydana geleceği belirlenir. Görsel kullanımı ile dizide meydana gelen şoklarda bir birimlik değişime diğer dizilerin tepkileri ortaya çıkarılmaktadır. Aynı bulgular bir tablo formatında sunulabilir. Satırlar, değişkenlerin şoklara verdiği tepkileri yansıtırken, sütunlar, şokların meydana geldiği değişkenleri temsil etmektedir (Tarı, 2010).

Grafik 3. Değişkenlere Verilen Bir Şokun Diğer Seriler Üzerindeki Etkileri



Grafik 3'te konut fiyat endeksinde verilen bir standart sapmalı şokun kendisi üzerinde pozitif etkisi olduğu görülmektedir. Konut fiyat endeksinde verilen bir standart sapmalı şokun kısa vadeli dış borç stoku üzerinde uzun dönemde negatif etkisi olduğu gözlenmektedir. Kısa vadeli dış borç stokuna verilen bir standart sapmalı şokun kendisi üzerinde pozitif etkisi olduğu görülmektedir. Kısa vadeli dış borç stokuna verilen bir standart sapmalı şokun konut fiyat endeksi üzerinde ilk iki dönem pozitif üçüncü dönemden itibaren ise negatif etkisi olduğu gözlenmektedir.

Varyans ayrıştırması, bir değişkendeki değişikliğin ne kadarının kendisinden ve ne kadarının diğer değişkenlerden kaynaklandığına inceler. Dışsal değişkenler, varyans değişiminin yüzde yüzden fazlasını kendi başlarına açıklayan değişkenlerdir. Bu analizde değişkenleri sıralamak çok önemli olup sıralama dıştan içe doğru yapılmaktadır. VAR tarafından hedeflenen ikinci fonksiyon varyans ayrıştırmasıdır. İncelenen değişkenlerin her birindeki varyans değişiminin ne kadarının gecikmeleriyle açıklandığına ve ne kadarının diğer faktörlerle açıklandığına bakar. Ayrıca değişkenlerin dahili mi yoksa harici mi olduğunu görmek için hızlı bir kontrol işlevi görmektedir (Tarı, 2010).

Grafik 4. Değişkenlere Ait Varyans Ayrıştırma Grafiği

Grafik 4'te değişkenlerin yüzdesel değişimleri (varyans araştırma sonuçlarının) yüzdesel değişimleri gösterilmektedir. Tabloyu incelediğimizde konut fiyat endeksi değişkenindeki değişkenliğin çoğu 10 dönem boyunca kısa vadeli dış borç stoku değişkeni tarafından açıklanmaktadır.

5. Bulgular ve Sonuç

Çoğunlukla negatif etkileri gözlemlenen kısa süreli yabancı sermaye hareketleri ülke ekonomisini baştan aşağı etkilemektedir. Bu etkilerin piyasalara etkilerini analiz etmek hangi alanların daha çok etkilendiğini tespit etmek açısından önem arz etmektedir. Bu makalede TCMB'nin verilerinden elde edilen konut fiyat endeksi ile kısa vadeli dış borçlar arasındaki ilişkinin ne yönde olduğu ve Türkiye'de bu değişkenlerin birbirini ne kadar açıklayabildiği araştırılmıştır. Analizin yapılması ve sonuçların anlaşılabilir olması için diğer olası değişkenler göz ardı edilmiştir. TCMB'nin sıcak para tanımı esas alınmış ve bu tanım kapsamında temin edilen veriler ile analize yön verilmiştir. Aylık frekans ile TCMB'den elde edilen 2010-3 / 2022-5 aralığındaki konut fiyat endeksi ve kısa vadeli dış borç stoku araştırma verisi olarak incelenmiştir.

Literatür taramasında özetle spekülasyon sermaye girişlerinin enflasyonu arttırdığı, hisse senedi fiyatlarını yükselttiği, konut fiyatlarını ani ve yüksek oranda arttırdığı, kırılgan ekonomilerde krizlere yol açtığı, borsadaki uzun vadeli oynaklığa etki ettiği sonuçlarına ulaşılmıştır. Emlak fiyatının sıcak paranın girişinde büyük bir etkiye sahip olduğu da tespit edilmiştir. Diğer taraftan sıcak paranın büyüme için önemli katkılar sağladığı ve bu nedenle kısa vadeli yabancı sermayeyi çekmeyi hedefleyen politikaların uygulanması gerektiğini savunan, sıcak paranın kimi ekonomilerde iyileşme sağlarken bazı ekonomilerde negatif etki gösterdiği ileri süren çalışmalara da ulaşılmıştır.

Ekonometrik olarak verilerin öncelikle ARIMA süreçlerine bakılmış ve kısa vadeli dış borç stoku ile konut fiyat endeksi verilerinin otoregresif süreç olduğu ispatlanmıştır. İki veri arasında kısa vadede nedensellik olup olmadığı Granger nedensellik testi ile analiz edilmiş ve karşılıklı bir nedensellik içermediği ortaya konulmuştur. İki veri arasında uzun vadede bir ilişki olup olmadığını analiz etmek için Maki çoklu yapısal kırılgan eşbütünleşme testi yapılmış ve eşbütünleşme tespit edilmiştir. VAR Modeli ile değişkenlerin birbirleriyle nasıl etkileşime girdiği incelenmiştir. Konut fiyat endeksinde verilen bir standart sapmalılık şokun; kendisi üzerinde pozitif, kısa vadeli dış borç stoku üzerinde uzun dönemde negatif etkisi olduğu gözlenmiştir. Kısa vadeli dış borç stokuna verilen bir standart sapmalılık şokun; kendisi üzerinde pozitif, konut fiyat endeksi üzerinde ise ilk iki dönem pozitif üçüncü dönemden itibaren ise negatif etkisi olduğu gözlenmiştir. Varyans ayrıştırması ile bir değişkenindeki değişkenliğin ne kadarının kendisinden ne kadarının diğer değişkenlerden kaynaklandığı incelenmiştir. Konut fiyat endeksi değişkenindeki değişkenliğin çoğu kısa vadeli dış borç stoku değişkeni tarafından açıklandığı tespit edilmiştir.

Verilerin analizi sonrasında çalışma sorumuz olan sıcak para olarak tanımlan kısa vadeli borç stoğunun konut fiyatları üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Ayrıca ters yönlü ilişki de incelenmiş yani konut fiyatlarının kısa vadeli dış borç stoku üzerinde bir etki tespit edilememiştir. Bu çalışma, Guo ve Huang (2010), Jansen (2003), Wei vd. (2018), Chen vd. (2014), Lu ve Dong (2016) ve Ohno ve Xu (2013) çalışmalarında tespit etmiş oldukları bulgulardan ayrılmaktadır.

Türkiye için sıcak para akışını tetikleyen başka faktörlerin olduğu rahatlıkla söylenebilir. Ayrıca çalışma konut fiyatlarını değiştiren faktörün yabancı sermaye akımları olmadığını ortaya koymaktadır. Çalışma sadece iki veri üzerinden giderek diğer değişkenleri analize dahil etmemiştir. Bu çalışma kapsamında dahil edilmeyen diğer faktörler göz önünde bulundurularak daha kapsamlı çalışmalar yapılması Türkiye’de yabancı sermaye hareketleri ve konut fiyatları değişkenlerini belirleyen durumların daha anlaşılır olması için faydalı olacaktır.

Kaynakça

- Adil, F., Fiaz, A., & Ahmad, N. (2021). Hot Money Cools on Pakistan amid COVID-19: Evidence from Nonlinear ARDL.
- Alp, H., Baskaya, Y. S., Kilinc, M., & Yuksel, C. (2011). *Türkiye İçin Hodrick-Prescott Filtresi Düzgunleştirme Parametresi Tahmini* (No. 1103). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Akçayır, Ö. (2022). Ülke Kredi Notlarının ve CDS Primlerinin Türkiye’deki Finansal Piyasalar Üzerindeki Uzun ve Kısa Dönem Etkileri. *Sakarya İktisat Dergisi*, 11(2), 231-253.
- Baharumshah, A. Z., & Thanoon, M. A. M. (2006). Foreign capital flows and economic growth in East Asian countries. *China economic review*, 17(1), 70-83.
- Baki, İ. (2018). *Türkiye'deki Enerji Tüketiminin Belirleyicileri: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizleri*, Doktora Tezi. Gazi Üniversitesi SBE.
- Bakkal, H. (2021). Türkiye’de Gibson Paradoksunun Geçerliliği: Maki Eşbütünleşme Testi. *JOEEP: Journal of Emerging economies and Policy*, 6(2), 226-235.
- Branson, W. H. (1971). The Balance of Payments in 1970. *Brookings Papers on Economic Activity*, 219-225.
- Cai, X., & Hamori, S. (2016). Business cycle volatility and hot money in emerging east Asian markets. In *Financial Linkages, Remittances, and Resource Dependence in East Asia* (pp. 59-80). World Scientific Publishing Co. Pte Ltd.
- Chari, V. V., & Kehoe, P. J. (2003). Hot money. *Journal of Political Economy*, 111(6), 1262-1292.
- Chen, X., Kong, L., Zhang, Z., & Zhou, X. (2014). The affecting factors of inflows of international hot money to China. In *Proceedings of the Eighth International Conference on Management Science and Engineering Management* (pp. 1531-1540). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Chuhan, P., Perez-Quiros, G., & Popper, H. (1996). *International capital flows: do short-term investment and direct investment differ?*. World Bank Publications.
- Domowitz, I., Glen, J., & Madhavan, A. (1997). Market segmentation and stock prices: Evidence from an emerging market. *The Journal of Finance*, 52(3), 1059-1085.
- Edison, H., & Reinhart, C. M. (2001). Stopping hot money. *Journal of Development Economics*, 66(2), 533-553.
- Fleming, J. M. (1963). Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers*, 9(3), 369-379.
- Fuertes, A. M., Phylaktis, K., & Yan, C. (2016). Hot money in bank credit flows to emerging markets during the banking globalization era. *Journal of International Money and Finance*, 60, 29-52.
- Guo, F., & Huang, Y. S. (2010). Does “hot money” drive China's real estate and stock markets?. *International Review of Economics & Finance*, 19(3), 452-466.

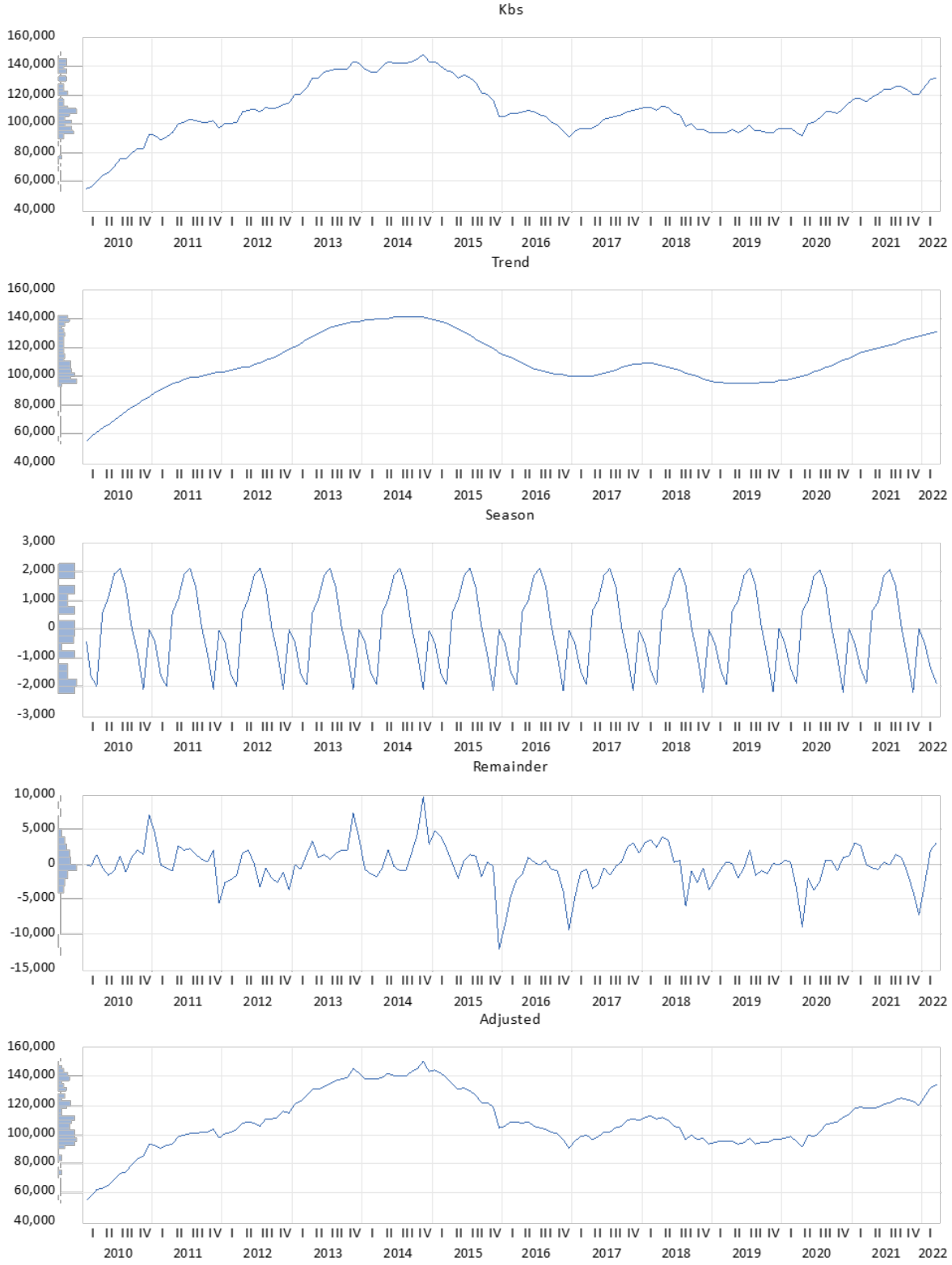
- Ifeoluwa, O., Samson, E., & Ebenezer, B. (2019). Hot Money Inflow, Monetary System and Inclusive Growth in Nigeria. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 20(4), 1-14.
- Kim, W. J. (2003). What do capital inflows do? Dissecting the transmission mechanism for Thailand, 1980–1996. *Journal of Macroeconomics*, 25(4), 457-480.
- Kim, D., & Iwasawa, S. (2017). Hot money and cross-section of stock returns during the global financial crisis. *International Review of Economics & Finance*, 50, 8-22.
- Kohli, R. (2001). Capital flows and their macroeconomic effects in India.
- Lu, X., & Dong, Z. (2016). Dynamic correlations between real estate prices and international speculative capital flows: An empirical study based on DCC-MGARCH method. *Procedia Computer Science*, 91, 422-431.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of political economy*, 71(3), 280-283.
- Ning, Y., & Zhang, L. (2018). Modeling dynamics of short-term international capital flows in China: A Markov regime switching approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 44, 193-203.
- Ohno, S., & Xu, P. (2013). Hot money flow, money supply, mortgage credit and residential property prices in China. *Money Supply, Mortgage Credit and Residential Property Prices in China*. 1-33.
- Özyıldız, R. H. (2017). Türkiye'nin Sıcak Para Macerası, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Cilt 72, Sayı 4, 2017, 1271 – 1293.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (1999). Moral hazard, asset price bubbles, capital flows, and the East Asian crisis: the first tests. *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 637-657.
- Şekeroğlu, G., & Acar, M. (2020). The effect of hot money on stock exchange index exchange rates and interest rates: the case of Turkey. *CES Working Papers*, 12(3), 213-227.
- Su, D., & Fleisher, B. M. (1998). Risk, return and regulation in Chinese stock markets. *Journal of Economics and Business*, 50(3), 239-256.
- Süer, A. (2008). *Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri ve T.C. Merkez Bankası'nın Para Politikası Uygulama Sorunları*, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi SBE
- Tarı R. (2010). *Ekonometri*. Umuttepe Yayınları. 8. Baskı.
- TCMB. (2005). *Para Politikası Raporu*
- Tekin A. (2000). Döviz Kurları, Faiz Oranları ve Enflasyon Oranları Arasındaki İlişkiler. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler MYO Dergisi*. (4), 283–296.
- Wang, C. H., Hwang, J. T., & Chung, C. P. (2016). Do short-term international capital inflows drive China's asset markets?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 60, 115-124.
- Warnock, F. E., & Warnock, V. C. (2009). International capital flows and US interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 28(6), 903-919.
- Wei, Y., Yu, Q., Liu, J. & Cao, Y. (2018). Hot money and China's stock market volatility: Further evidence using the GARCH–MIDAS model. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 492, 923-930.
- Yıldız, M. (2022). Dolar ve Euro Kurları Üzerinde Etkili Faktörlerin İki Bağımlı Değişkenli MARS Modeli ile Belirlenmesi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 24, Sayı 1, 2022, 7 – 29.
- Zhang, Y., Chen, F., Huang, J., & Shenoy, C. (2019). Hot money flows and production uncertainty: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 57, 101070.

Sodan, S., Yildirim, U., & Turan, V. (2023). 10/1, 33-52

Zhao, Y., de Haan, J., Scholtens, B. & Yang, H. (2013). The dynamics of hot money in China. *In BOFIT and CityU HK Conference on “Renminbi and the Global Economy (Vol. 30).*

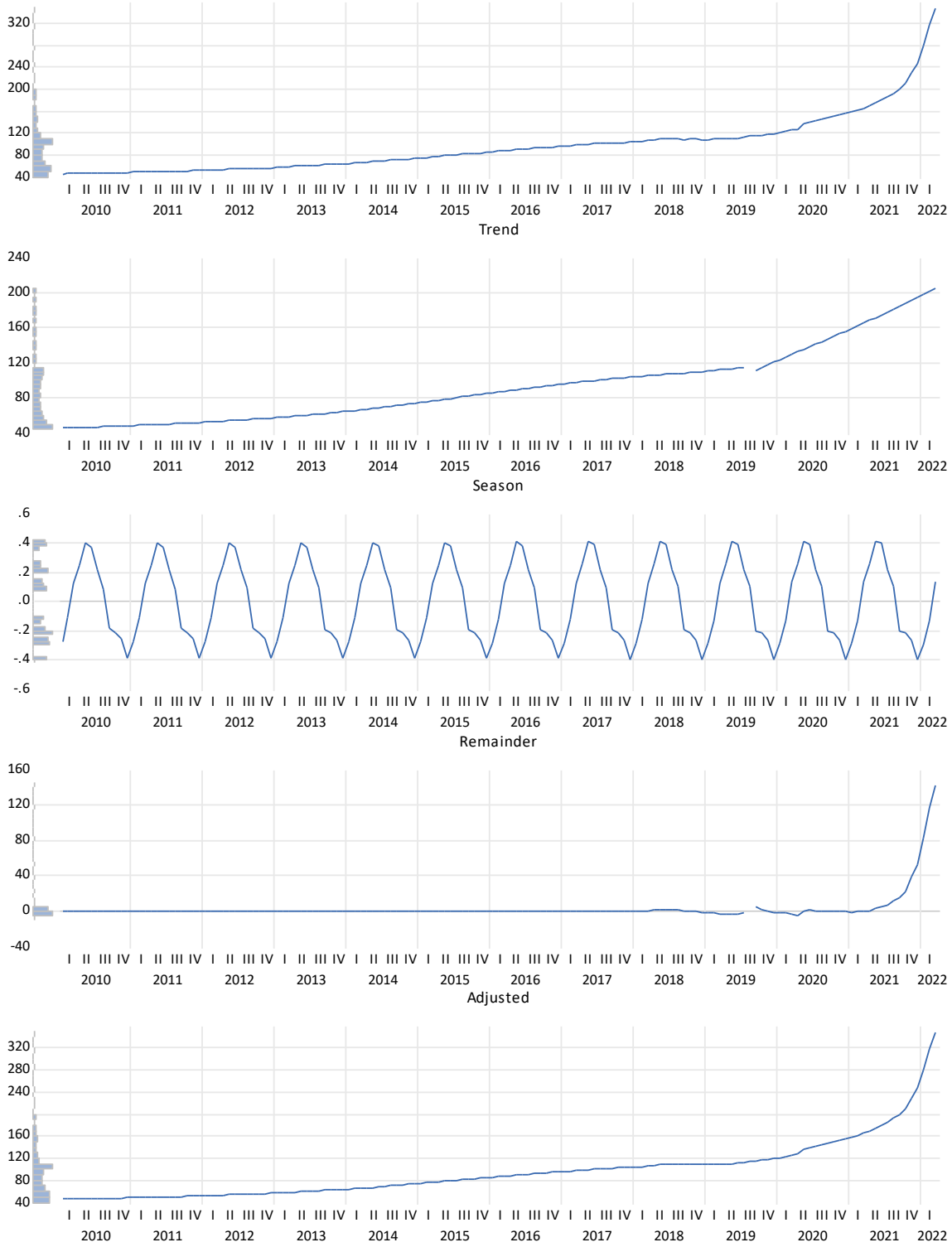
Ekler

Ek.1 Kısa Vadeli Borç Stoğu Verisinin Stl Mevsimsel Ve Trend Ayrıştırma Grafiği



Ek2. Konut Fiyat Endeksi Verisinin Stl Mevsimsel ve Trend Ayrıştırma Grafiği

KonutFiyatEndeksi



Ek3. Korelogram Grafiği

Date: 09/20/22 Time: 19:59

Sample: 2010M01 2022M03

Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.955	0.955	136.75	0.000
		2	0.909	-0.026	261.63	0.000
		3	0.867	0.010	375.90	0.000
		4	0.822	-0.045	479.47	0.000
		5	0.774	-0.062	571.97	0.000
		6	0.724	-0.062	653.31	0.000
		7	0.673	-0.029	724.17	0.000
		8	0.619	-0.068	784.57	0.000
		9	0.568	-0.002	835.73	0.000
		10	0.518	-0.011	878.68	0.000
		11	0.470	-0.016	914.25	0.000
		12	0.429	0.055	944.11	0.000
		13	0.383	-0.088	968.07	0.000
		14	0.336	-0.044	986.63	0.000
		15	0.291	-0.019	1000.6	0.000
		16	0.247	-0.030	1010.8	0.000
		17	0.207	0.010	1018.0	0.000
		18	0.169	0.001	1022.9	0.000
		19	0.132	-0.037	1025.8	0.000
		20	0.094	-0.032	1027.3	0.000
		21	0.053	-0.066	1027.8	0.000
		22	0.016	-0.015	1027.9	0.000
		23	-0.019	-0.005	1027.9	0.000
		24	-0.055	-0.066	1028.5	0.000
		25	-0.091	-0.027	1030.0	0.000
		26	-0.125	-0.008	1032.8	0.000
		27	-0.155	-0.002	1037.2	0.000
		28	-0.180	0.023	1043.1	0.000
		29	-0.205	-0.021	1050.9	0.000
		30	-0.227	-0.027	1060.6	0.000
		31	-0.253	-0.075	1072.7	0.000
		32	-0.275	0.001	1087.1	0.000
		33	-0.298	-0.064	1104.2	0.000
		34	-0.320	-0.009	1124.0	0.000
		35	-0.338	-0.016	1146.3	0.000
		36	-0.360	-0.073	1171.8	0.000