

## Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği

*The Relationship Between Financial Deepening and Business Cycles Volatility: Turkey Case*

**Muhammed Hasan YÜCEL<sup>1</sup>**

### Öz

Finansal derinleşmenin makroekonomik göstergelere etkisi literatürde geniş yer tutmuş bir konudur. Bu ilişki ekonomiyi yönetenler için de ayrıca önemlidir. Bu çalışmada finansal derinleşme ile iş çevrimlerinin oynaklığı arasındaki ilişki 1960-2019 yıllarını kapsayan yıllık frekanstaki veriler ile incelenmiştir. VAR analizinin kullanıldığı çalışmada finansal derinleşme, geniş tanımlı para arzının nominal GSYH içindeki payı şeklinde hesaplanmıştır. İş çevrimlerinin oynaklığı ise reel GSYH verisinin standart hatalarının hareketli ortalaması şeklinde hesaplanarak analize dahil edilmiştir. VAR analizi sonucunda finansal derinleşmeden iş çevrimlerinin oynaklığına doğru bir aktarım olduğu tespit edilmiştir. Granger Nedensellik analizinin de yapıldığı çalışmada finansal derinleşmenin iş çevrimleri oynaklığının nedeni olduğu fakat iş çevrimleri oynaklığının finansal derinleşmenin nedeni olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Johansen Kointegrasyon testi sonucuna göre iki değişkenin uzun dönemde eştümleşik olduğu yani beraber hareket ettiği bulunmuştur.

**Jel Kodları:** E6, F4, C32.

**Anahtar Kelimeler:** Finansal Derinleşme, İş Çevrimleri, VAR.

<sup>1</sup> Araş. Gör., Hitit Üniversitesi, [muhammedhasanyucel@hitit.edu.tr](mailto:muhammedhasanyucel@hitit.edu.tr), ORCID: 0000-0002-5301-7522

## Abstract

The effect of financial deepening on macroeconomic indicators is a subject that has taken a large place in the literature. This relationship is also important for those who run the economy. In this study, the relationship between financial deepening and the volatility of business cycles is analyzed with annual frequency data covering the years 1960-2019. In the study using VAR analysis, financial deepening is calculated also the share of the broad money supply in nominal GDP. The volatility of business cycles is included in the analysis by calculating as the moving average of the standard errors of the real GDP data. As a result of the VAR analysis, it has been determined that there is a transfer from financial deepening to the volatility of business cycles. In the study, in which Granger Causality analysis was carried out, it was determined that financial deepening is the cause of business cycle volatility, but business cycle volatility is not the cause of financial deepening. Besides, according to the results of the Johansen Cointegration test, it was found that the two variables are co-integrated in the long term, that is, they act together.

**Jel Codes:** E6, F4, C32.

**Keywords:** Financial Deepening, Business Cycles, VAR.

## 1. Giriş

Finansal sistem tasarrufların finansal araçlar tarafından getirisi en yüksek yatırımlara yönlendirildiği bir yapıdır. Bu sistemde tasarruflar ve yatırımlar ayrı ayrı birimler tarafından oluşturulmaktadır. Araçlar (yatırım ortaklıkları, bankalar, menkul kıymet borsaları vb.) ise bu birimler arasında çeşitli finansal araçlar (nakit para, hazine bonusu, mevduat, tahviller, krediler vb.) vasıtası ile koordinasyonu sağlayarak tasarrufların yatırıma dönüşmesini sağlamaktadır (Öztürk vd., 2010, s. 96).

Finansal derinlik kavramı ise sistemdeki finansal araçların çeşitliliğinin, kişi başına düşen finansal hizmetlerin ve finansal kurumların sayısının artması şeklinde ifade edilmektedir. Bu deregülasyon uygulamalarının artması finansal piyasaların derinliğini ve genişlemesini arttırmaktadır (Aslan ve Korap, 2006, s. 2). Bu durumda finansal derinlik kavramı tek boyutlu düşünülen bir kavram olmaktan çıkmaktadır. Finansal derinliği ölçmek için beş farklı gösterge vardır; miktar ölçümü, yapısal ölçümler, finansal fiyatlar, ürün çeşitliliği ve işlem maliyetleri (Lynch, 1996, s. 7). Bu göstergelerin hepsini burada açıklamak bu makalenin kapsamını aşmaktadır. Bu yüzden miktar göstergeleri başlığı altında farklı ölçümler açıklanacaktır. Bu başlık altında finansal derinleşmeyi ölçmek için parasal anlamda geliştirilen üç farklı yöntemden bahsedilmiştir.

İlk ölçü dar anlamdaki para arzının (M1) nominal GSYH'ya oranıdır. Bu oranın artması finansal sektörün genel ekonomi üzerindeki etkisinin azaldığı ve ekonomik işlemlerin arttığı anlamı taşımaktadır (Lynch, 1996, s. 7). King and Levine (1993), Barro (2000) ve Darrot vd. (2005) çalışmalarında bu ölçüyü finansal derinleşmenin ölçütü olarak kullanmışlardır (Hwang ve Lee, 2013, s. 1694). İkinci olarak geniş tanımlı para arzının GSYH'ya oranı ölçümü finansal derinleşmeyi göstermektedir. Bu gösterge aynı zamanda ekonomideki parasallaşma oranını göstermektedir. Ekonomideki parasallaşma oranı arttıkça finansal derinleşme artmaktadır (Özcan, 2016, s. 61). Aynı zamanda parasallaşmanın artması iş çevrimlerini yumuşatan bir etki

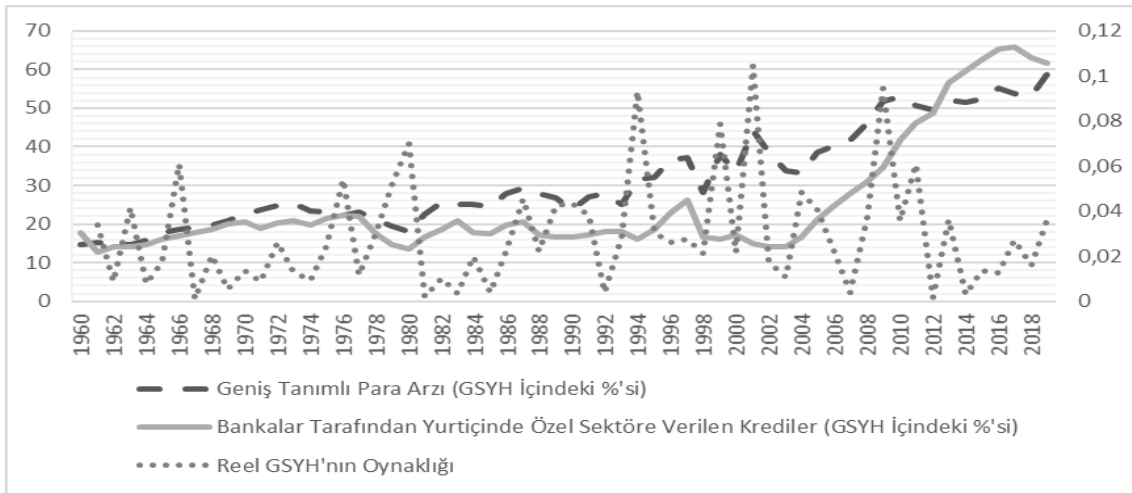
göstermektedir (Silva, 2001; Denizer vd. 2000; Darrat vd. 2005; Buch ve Pierdzioch, 2005). Bu çalışmada Türkiye için finansal derinlik göstergesi olarak geniş tabanlı para arzının (M2) nominal GSYH'ya oranı ölçümü kullanılmıştır. Grafik 1'de yıllar içinde artan bir parasallaşma oranı görülmektedir. 1960 yılında parasallaşma oranı yaklaşık %14 iken 2019 yılında bu oran %59'a kadar çıkmıştır. Son olarak finansal derinlik M3/GSYH olarak da ifade edilmektedir.

Miktar göstergeleri altında, finansal derinleşmeyi ölçen başka ölçüm şekilleri de vardır. 1970'li yıllardan günümüze finansal derinlik çalışmalarının birçoğunda kredi büyüklükleri kullanılmıştır (Sahay v.d., 2015. S. 78). Finansal gelişmenin göstergesi olan kredi büyüklükleri 3 farklı ölçüm şeklinde açıklanmaktadır (Yeldan, 2003, s. 32);

- Yurtiçi toplam kredi hacminin gelire oranı,
- Özel sektöre verilen kredilerin gelire oranı,
- Özel sektöre verilen kredilerin toplam kredi hacmine oranı,

şeklinde tanımlanmıştır. Bu çalışmada bankalar tarafından yurt içindeki özel sektöre verilen kredilerin GSYH içindeki oranı kullanılmış fakat anlamlı çıkmadığından modelden çıkartılmıştır. Grafik 1'de özel sektöre verilen kredi oranının yıllar içindeki değişimi görülmektedir. Grafik 1'de bu oran 1960 yılında %18 iken 2019 yılında %62 olarak gerçekleşmiştir. Literatürde, Jappelli ve Pagano (1994) ile Mello ve Tiongson (2006) çalışmalarında finansal derinliği ölçerken bu ölçütü kullanmışlardır (Hwang ve Lee, 2013, s. 1694). Ayrıca Grafik 1'den iş çevrimlerinin oynaklığını da görmek mümkündür.

**Grafik 1:** Parasallaşma ve Kredi Oranı ile İş Çevrimlerinin Oynaklığı

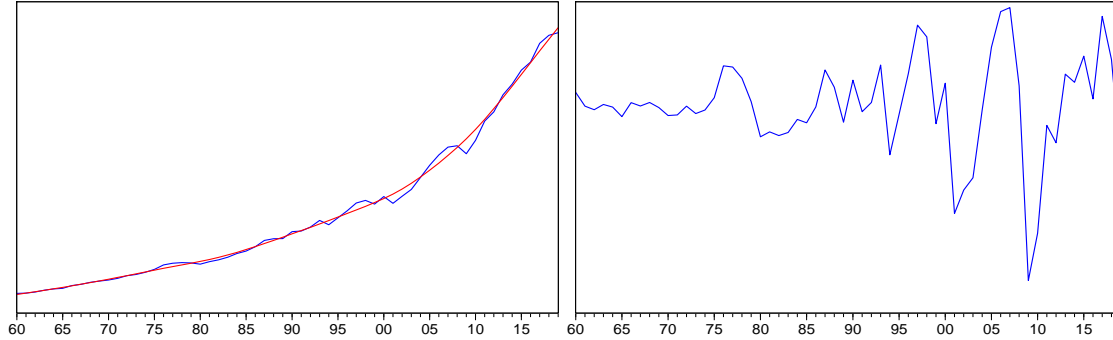


Kaynak: World Bank Statistics 2019. Reel GSYH oynaklığı yazar tarafından verinin standart sapmasının hareketli ortalaması alınarak hesaplanmıştır.

Literatürde finansal derinleşme ile iş çevrimleri arasındaki ilişki çokça çalışılmıştır. İş Çevrimleri (Business Cycles), bir zaman serisi verisinin kendisi ile trendi arasındaki fark ile ifade edilmektedir. Farklı bir ifade ile iş çevrimleri, zaman serisi verilerinin trendi etrafındaki dalgalanmaları ifade etmektedir (Dornbusch ve Stanley, 1993, s. 13). Başka bir tanım; 8-10 yıllık periyotlarla, ilgili zaman serisinde meydana gelen artma ya da azalmalar ile ortaya çıkan değişimlere iş çevrimleri (konjonktürel dalgalanmalar) denir şeklindedir (Dinler, 2012, s. 509).

Grafik 2’de reel GSYH’nın yıllar içindeki trendi ile arasındaki farklar gösterilmiştir. Grafiğin ilk panelinde reel GSYH ile E-views’de Hodrick ve Prescott (HP) (1997) filtresi ile hesaplanmış trendi gösterilmiştir. Bu filtre ile verinin zaman patikası trendi ayıklanmaktadır. Buradan trend ile veri arasındaki fark bize iş çevrimlerini vermektedir. Grafik 2’nin ikinci panelinde iş çevrimlerindeki dalgalanmalar gösterilmiştir.

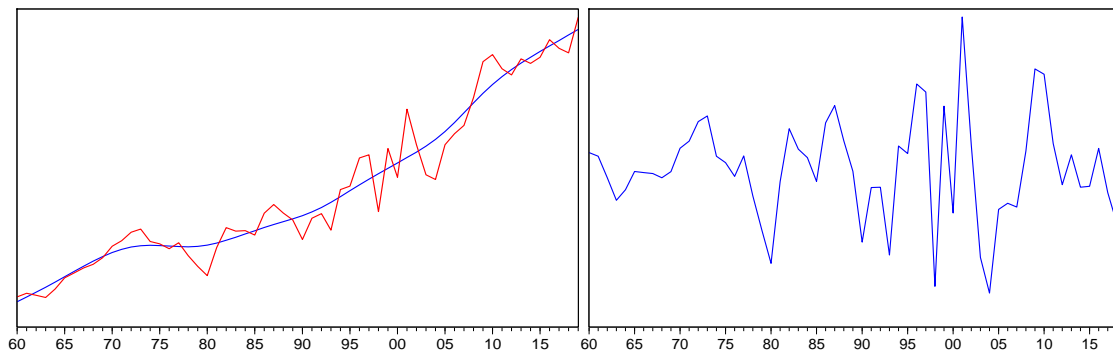
**Grafik 2: İş Çevrimleri**



**Not:** İş çevrimleri reel GSYH serisine HP filtresi uygulanarak bulunmuştur.

Genel ekonomik faaliyetleri temsil eden en yakın veri GSYH olarak kabul edilmektedir. Buradan hareketle GSYH değişkeni ile etkileşim içindeki diğer makroekonomik değişkenlerin aynı iş çevrimleri süresince göstermiş olduğu dalgalanmaların şiddeti, yönü ve zamanlaması açısından farklılıklar ortaya çıkmaktadır (Değneli, 2018, s. 6). Literatürde ise finansal derinleşme ile iş çevrimleri arasında ki ilişkinin yönü konusunda bir fikir birliği yoktur. Bazı çalışmalarda finansal derinleşmenin iş çevrimlerini yumuşattığı tespit edilmişken başka çalışmalarda finansal derinleşmenin artması uzun dönemde iş çevrimlerindeki dalgalanmayı arttırdığı tespit edilmiştir. Yani iki makroekonomik değişken arasında piyasa yapısına göre değişen bir ilişki vardır (Özcan, 2016, s. 96). Bu çalışmada finansal derinlik ölçütü olarak geniş anlamdaki para arzının GSYH içindeki payı alınmıştır. Dolayısıyla Grafik 3’ün ilk panelinde finansal derinleşmenin (parasallaşma oranı) zaman patikası ve trendi gösterilmiştir. İkinci panel ise finansal derinleşmedeki dalgalanmaların zaman patikasını göstermektedir.

**Grafik 3: Finansal Çevrimler**

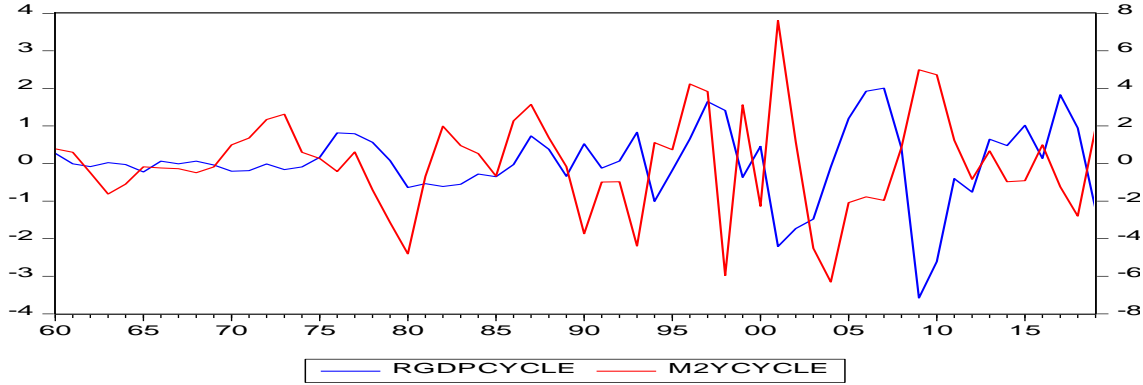


**Not:** Finansal çevrimler geniş anlamda para arzının nominal GSYH içindeki payına HP filtresi uygulanarak bulunmuştur.

Grafik 4’de finansal dalgalanma ve iş çevrimlerindeki dalgalanmalar aynı grafik üzerinde gösterilmektedir. Grafiğe göre iki makroekonomik dalgalanma arasında ters yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. 2015 ve 2018 yılları arasında finansal derinleşmedeki gerçekleşme

potansiyelin altındayken iş çevrimlerindeki gerçekleşme potansiyelin üzerinde gerçekleşmiştir. Bu bilgi ışığında parasallaşma potansiyelin altında olması yatırımların finansal piyasalara değil, üretime kanalize edildiğini göstermektedir. Üretime yönlendirilen yatırımlar parasallaşmayı azaltırken reel GSYH'yı arttırmaktadır. Bu durumda finansal derinleşme göstergesi olan parasallaşma oranındaki aşağı yönlü bir dalgalanma genel ekonomik bir gösterge olan reel GSYH'da yukarı yönlü bir dalgalanmaya sebep olmaktadır.

**Grafik 4:** Finansal Dalgalanmalar ve İş Çevrimleri



Teorik perspektiften bakıldığında bir ülkedeki finansal sistemin gelişmiş olması ekonomi içinde meydana gelebilecek şokların etkisini ve iş çevrimlerinin oynaklığını azaltmaktadır. Finansal sistem ile iş çevrimlerinin oynaklığı arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma yapılmıştır.

Denizer v.d. (2000), çalışmasında 1956-1998 yıllarını kapsayan yıllık veriler ile sabit etkili panel veri analizi yapmıştır. 70 ülkeyi kapsayan analiz sonucunda finansal sektörü gelişmiş ülkeler daha az kişi başına reel gelir oynaklığı yaşamaktadır. Ayrıca bu ülkelerde tüketim ve yatırım büyümesindeki oynaklıklar da daha az gerçekleşmektedir.

Silva (2001), çalışmasında GMM yöntemini kullanarak finansal derinliğin iş çevrimlerinin oynaklığı üzerindeki etkisini incelemiştir. 40 ülkenin değerlendirildiği çalışmada 1960-97 yılları arasındaki yıllık frekanstaki veriler kullanılmıştır. Çalışmada finansal derinliği ölçmek için ülkelerin likit yükümlülüklerinin GSYH'ya oranı kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda finansal sistemin daha fazla geliştiği ülkelerde iş çevrimlerinin oynaklığının azaldığı tespit edilmiştir.

Tiryaki (2003), 1960-1997 yılları arasındaki 40 ülkeye ait yıllık veriler ile panel veri analizi yapmıştır. Yapılan analiz sonucunda tüketimdeki oynaklığın yüksek olmasının sebebi finansal sektördeki bankaların etkinliğinin artması olarak tespit edilmiştir. Bir başka ifade ile finansal araçların finans sektöründeki etkinliğinin artması tüketimdeki oynaklığı artırıcı bir etkide bulunmaktadır.

Darrat v.d. (2005), Birleşik Arap Emirlikleri'ni kapsayan ve 1973-2000 yıllarına ait yıllık veriler ile Johansen Eşbütünlük analizi yapmıştır. Yapılan analiz sonucunda finansal gelişme ile büyüme oynaklığı arasında uzun dönemde güçlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Daha sonra yapılan hata düzeltme modeli ile ise bu iki değişken arasında kısa dönemde bir ilişki olmadığı görülmüştür.

Buch ve Pierdzioch (2005), çalışmalarında panel veri analizi yaparak finansal entegrasyonun iş çevrimlerinin oynaklığını nasıl etkilediğini incelemişlerdir. OECD'ye dahil ve OECD'ye dahil

olmayan ülke gruplarının 1990 yıllarına ait verilerinin ortalaması ile yapılan analizde finansal sistem ne kadar gelişirse iş çevrimlerinin oynaklığı o kadar azaldığı tespit edilmiştir. Yani finansal sistemin gelişmiş olması makroekonomik dengesizlikleri azaltmaktadır.

Hwang ve Lee (2010), Kore ekonomisinde finansal gelişimin iş çevrimlerinin oynaklığı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. 1967-2010 yıllarını kapsayan yıllık frekansa sahip verilerle yapılan çalışmada finansal market reformlarının iş çevrimlerinin oynaklığını hemen düşürmediği tespit edilmiştir. Çalışmada VAR ve VEC modelleri kullanılmıştır. İş çevrimlerinin oynaklığı uzun vadede finansal derinliğin derecesinden etkilenmektedir.

## 2. Veri

Çalışmada Türkiye için, Dünya Bankasından indirilen yıllık veri seti kullanılmıştır. Geniş tanımlı para arzının GSYH içindeki oranı, reel GSYH ve reel GSYH verisinin iki yıllık hareketli ortalamasının standart sapması verilerinin 1960-2019 yıllarını kapsayan tamamlayıcı istatistiklerini gösteren Tablo 1 aşağıda görülmektedir. İş çevrimlerinin oynaklığı reel GSYH'nın iki yıllık hareketli ortalamasının standart sapması hesaplanarak bulunmuştur (Hwang ve Lee, 2013, s. 1695).

**Tablo 1:** Tamamlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Açıklama	Gözlem	Ortalama	S.D.	Median	Min.	Max.
<b>M2/Y</b>	Geniş Anlamda Para Arzının GSYH'ya oranı	59	3.386996	0.386330	3.325452	2.680492	4.073127
<b>RGDP</b>	Reel GSYH	59	26.57878	0.751493	26.62392	25.20320	27.86364
<b>VRGDP</b>	Reel GSYH'nın oynaklığı	59	0.029091	0.024093	0.022484	0.000952	0.104507

Not: Bütün değişkenlerin logaritması alınmıştır.

### 2.1. Birim Kök Testleri

Sahte regresyon ve yanlış tahmin edici sorununu ortadan kaldırmak için literatürde birçok birim kök testi geliştirilmiştir. Bu çalışmada ise yaygın olarak kullanılan Augmented Dickey ve Fuller (ADF, 1981) ve Philips ve Perron (PP, 1988) testleri kullanılmıştır. ADF Testi aşağıdaki gibi formüle edilmektedir;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \delta \geq 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

Burada  $H_0$  birim kök içerdiği durumu gösterirken  $H_1$  durağan durumu göstermektedir. PP testi formülasyonu aşağıdaki gibidir (Sevüktekin, 2017);

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1 - \phi_1 L) Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \phi_1 = 1$$

$$H_1 : \phi_1 < 1$$

Bu iki test ile düzey değerdeki verilerin sıfır hipotezleri test edildi. Tablo 2'de iki farklı durağanlık testinin sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 2:** Birim Kök ve Durağanlık Testi

Değişkenler	ADF		PP	
	ADF <sub>c</sub>	ADF <sub>c+t</sub>	PP <sub>c</sub>	PP <sub>c+t</sub>
M2/Y	-0.749928 (0.8254)	-3.856532 (0.0203)**	-0.604848 (0.8612)	-3.793648 (0.0238)**
RGDP	-0.537852 (0.8757)	-2.828582 (0.1933)	-0.540091 (0.8752)	-2.828582 (0.1933)
D(M2/Y)	-9.931671 (0.0000)***	-9.840404 (0.0000)***	-13.90241 (0.0000)***	-13.74500 (0.0000)***
VRGDP	-7.677399 (0.0000)***	-7.837744 (0.0000)***	-7.677399 (0.0000)***	-7.835460 (0.0000)***

Not: Tüm değişkenlerin logaritması alınmıştır. Parantez içerisindeki değerler p-olasılık değerlerini vermektedir. Reel GSYH'nin oynaklığı (VRGDP) Reel GSYH'nin (RGDP) standart hatasının iki yıllık hareketli ortalaması alınarak oluşturulmuştur. Bu yüzden verinin birim kök içeren ham hali RGDP olarak alınmıştır. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Birim kök testi sonuçlarına göre değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıktan sonra durağanlaştıkları görülmektedir. Bir başka ifade ile değişkenler düzey değerlerinde birim kök içermekte, birinci farkları alındıktan sonra birim kök içermedikleri tespit edilmiştir.

### 3. Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

#### 3.1. Var (Vektör Atoregresif Model) Analizi

VAR Modeli değişkenlerin içsel-dışsal ayrımı gözetilmeden değişkenler arasındaki etkileşimi ortaya koyan modellerdir. İki değişkenli (m=2) ve bir gecikmeli (p=1) bir VAR denklemi en genel haliyle şu şekildedir (Sevüktekin, 2017, s. 497);

$$Y_{1t} = \delta_{1t} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \beta_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_{2t} = \delta_{2t} + \beta_{21}Y_{1t-1} + \beta_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Birim kök analizi yapıldıktan sonra VAR Modeli yapılabilmesi için optimal gecikme uzunluklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Tablo 3'de değişkenlerin optimal gecikme uzunlukları hesaplanmış ve optimum gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir. Bir başka ifade ile \* işareti hangi gecikme uzunluğunda fazla ise bizim için o gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir ve VAR modeli bu gecikme uzunluğuna göre tahmin edilmektedir.

**Tablo 3:** VAR Gecikme Yapısı Seçim Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	161.5526	NA	6.57e-06	-6.256964	<b>-6.181206*</b>	<b>-6.228015*</b>
1	166.9415	<b>10.14384*</b>	<b>6.23e-06*</b>	<b>-6.311431*</b>	-6.084158	-6.224583
2	167.1067	0.297959	7.24e-06	-6.161046	-5.782256	-6.016299
3	169.0354	3.328085	7.87e-06	-6.079821	-5.549516	-5.877176
4	171.9062	4.728330	8.26e-06	-6.035538	-5.353717	-5.774994
5	174.7334	4.434735	8.71e-06	-5.989544	-5.156207	-5.671101
6	176.8363	3.133797	9.46e-06	-5.915149	-4.930297	-5.538808
7	182.6200	8.165278	8.94e-06	-5.985100	-4.848732	-5.550860
8	184.6261	2.674734	9.83e-06	-5.906906	-4.619022	-5.414767



Tablo 4’de 1 gecikme uzunluğuna sahip VAR modeli tahmin sonuçları görülmektedir. Tahmin sonuçlarına göre finansal derinleşme ile iş çevrimleri arasında negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Bu durumda finansal derinleşme arttıkça iş çevrimlerinin oynaklığı azalmaktadır. Bir başka ifade ile geniş anlamda para arzının GSYH içindeki payında meydana gelen %1’lik bir artışta iş çevrimlerinin oynaklığında yüzde 0,08 birimlik bir azalmaya yol açtığı görülmektedir.

**Tablo 4: VAR Modeli Sonuçları**

	VRGDP	DLM2Y
	0.087589	-0.118315
	(0.13344)	(0.57861)
	[ 0.65640]	[-0.20448]
<b>VRGDP(-1)</b>	<b>-0.085551</b>	-0.271669
	(0.03159)	(0.13699)
	[-2.70790]	[-1.98308]
<b>DLM2Y(-1)</b>	0.028369	0.032675
	(0.00480)	(0.02081)
<b>c</b>	[ 5.91127]	[ 1.57022]

Sonraki aşamada ise modele ait standart testler ve normallik testi yapılmıştır. Test sonuçlarına göre modelde yapısal anlamda bir sorun olmadığı görülmektedir. Tablo 5’de Otokorelasyon LM Testi sonuçlarına göre tüm gecikme uzunluklarında olasılık değeri 0,05’ten büyüktür. Bu sonuç modeldeki hata teriminde otokorelasyon probleminin olmadığını göstermektedir. Jarque-Bera ve Kurtosis test istatistiği sonuçlarına göre ise hata terimi normal dağılıma sahiptir.

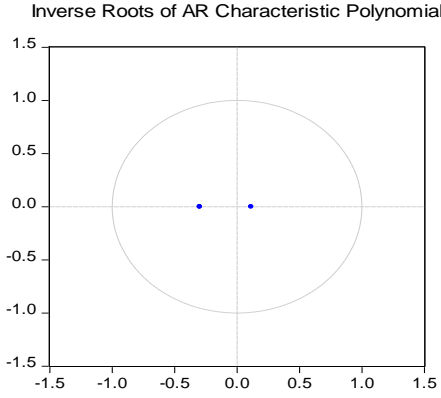
**Tablo 5: Test İstatistikleri**

Lags	LM-Stat	Prob	Test	Doornik- Hansen Prob.
1	0.248755	0.9929	Skewness	0.0193
2	0.850858	0.9315		
3	4.580042	0.3332	Kurtosis	0.5744
4	1.224649	0.8740		
5	5.980330	0.2006	Jarque-Bera	0.0610
6	3.543147	0.4713		
7	8.025509	0.0906	Heteroskedasticity	0.0094
8	1.796876	0.7731		
9	0.845887	0.9322		
10	3.860473	0.4252		

Modelde yapısal sorun olmadığı tespit edildikten sonra modelin istikrarlı olup olmadığı kontrol edilmiştir. Tahmin edilen modelin kararlı olup olmadığı Grafik 2’de görülmektedir. Modelin kökleri grafiğe göre birden küçük ve dairenin içindedir. Bu durum modelin kararlı yapısını göstermektedir.



**Grafik 2: AR Kök Tablosu**



Root	Modulus
-0.297925	0.297925
0.113845	0.113845

### 3.2. Johansen Kointegrasyon Testi

Bu testte değişkenlerimizin uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadıkları tespit edilmektedir. Bir başka ifade ile değişkenlerin uzun dönemde beraber hareket edip etmedikleri ortaya çıkartılmaktadır. Uzun dönemde ilişkinin ortaya çıkarılması için 1.1. ve 1.2. denklemleri tahmin edilerek hata terimlerinin durağanlığı incelenmektedir (Terzi'den aktaran Uysal, 2009, s. 167).

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u_{1t} \quad (1.1.)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + u_{2t} \quad (1.2.)$$

1.1. ve 1.2. denklemlerindeki hata terimlerinin durağanlığının tespiti için 2.1. ve 2.2. denklemleri tahmin edilmektedir;

$$\Delta u_{1t} = \beta_1 u_{1t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta u_{1t-i} + v_{1t} \quad (2.1.)$$

$$\Delta u_{2t} = \beta_1 u_{2t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta u_{2t-i} + v_{2t} \quad (2.2.)$$

2.1. ve 2.2. denklemlerindeki  $\beta_1$  katsayısı sıfırdan farklı ise kointegrasyon ilişkisi olduğuna karar verilmektedir (Uysal v.d., 2009, s. 168). Yapılan test sonucu aşağıdaki tabloda görülmektedir. Tablo 6'ya göre finansal derinlik ve iş çevrimlerinin oynaklığı uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler.

**Tablo 6: Johansen Kointegrasyon Testi**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.322689	23.00701	15.49471	0.0031
At most 1 *	0.013910	0.798418	3.841466	0.3716

Not: %5 Anlamlılık düzeyinde en az bir tane eştümleşik denklem vardır.

### 3.3. Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik testinde iki değişken arasındaki ilişkinin yönü tespit edilmektedir. Bu ilişkinin yönünü tespit etmek için  $\beta$  parametrelerinin istatistiki anlamlılıkları test edilir. 3.1. denklemindeki  $\beta_{12}$  parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı ve 3.2. denklemindeki  $\beta_{21}$  parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı değil ise  $Y_{2t}$   $Y_{1t}$ 'ye neden olmaktadır. 3.2. denklemindeki  $\beta_{21}$  parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı ve 3.1. denklemindeki  $\beta_{12}$

parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı değil ise  $Y_{1t}$   $Y_{2t}$ 'ye neden olmaktadır (Granger, 1969, s. 431).

$$Y_{1t} = \delta_{1t} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \beta_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.1.)$$

$$Y_{2t} = \delta_{2t} + \beta_{21}Y_{1t-1} + \beta_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3.2.)$$

Yapılan test sonucunda ilişkinin yönü finansal derinleşmeden iş çevrimlerinin oynaklığına doğru olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 7:** Granger Nedensellik Testi

Dependent variable: VRGDP				Dependent variable: DLM2Y			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLM2Y	7.332707	1	0.0068	VRGDP	0.041813	1	0.8380
All	7.332707	1	0.0068	All	0.041813	1	0.8380

Tablo 7'de finansal derinleşmenin iş çevrimlerinin oynaklığının nedeni olduğu fakat iş çevrimlerinin oynaklığının finansal derinleşmenin nedeni olmadığı olasılık değerlerinden görülmektedir.

### 3.4. Varyans Ayrıştırma Analizi

Varyans ayrıştırma analizi bir değişkenin kendi şoklarından kaynaklanan değişimler ile diğer değişkenlerin şoklarından kaynaklanan değişimlerin birbirine oranını göstermektedir (Sevüktekin, 2017, s. 515). Tablo 8'de finansal derinleşme ile iş çevrimlerinin oynaklığının varyans ayrıştırma sonuçları görülmektedir. Tabloya göre birinci dönemde iş çevrimlerinin oynaklığının standart sapmasında meydana gelen değişimin %100'ü kendisinden kaynaklanmaktadır. İkinci dönemde ise %88,57'si kendisinden kaynaklanırken %11,42'si finansal değişimden kaynaklanmaktadır. Onuncu döneme geldiğimizde ise iş çevrimlerinin oynaklığının standart sapmasında meydana gelen değişimin %88,19'u kendisinden kaynaklanırken %11,80'i finansal derinleşmeden kaynaklanmaktadır.

**Tablo 8:** Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Dönem	İş Çevriminin Oynaklığının Ayrıştırması			Finansal Derinleşmenin Ayrıştırması		
	S.E.	İş Çev.	Finansal Der.	S.E.	İş Çev.	Finansal Der.
1	0.023225	100.0000	0.000000	0.100708	6.243030	93.75697
2	0.024678	88.57240	11.42760	0.104574	6.629864	93.37014
3	0.024739	88.24335	11.75665	0.104927	6.647643	93.35236
4	0.024746	88.19770	11.80230	0.104957	6.649670	93.35033
5	0.024747	88.19424	11.80576	0.104960	6.649834	93.35017
6	0.024747	88.19392	11.80608	0.104960	6.649850	93.35015
7	0.024747	88.19389	11.80611	0.104960	6.649851	93.35015
8	0.024747	88.19389	11.80611	0.104960	6.649851	93.35015
9	0.024747	88.19389	11.80611	0.104960	6.649851	93.35015
10	0.024747	88.19389	11.80611	0.104960	6.649851	93.35015

Finansal derinlik değişkeni için varyans ayrıştırma sonuçları tablonun sağında yer almaktadır. Bu sonuçlara göre birinci dönemde Finansal derinliğin standart sapmasında meydana gelen değişimin %93,75'i kendisinden kaynaklanırken %6,24'ü iş çevrimlerinin oynaklığından



Yücel, M. H. (2021). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Fiscaeconomia*, 5(2), 579-594. doi: 10.25295/fsecon.875648

kaynaklanmaktadır. Onuncu döneme geldiğimizde ise finansal derinleşmenin standart sapmasında meydana gelen değişimin %93,35'i kendisinden kaynaklanırken %6,64'ü iş çevrimlerinin oynaklığından kaynaklanmaktadır.

Bu sonuçlar beraber düşünüldüğünde ise iş çevrimlerinin standart sapmasındaki değişimin %88,19'u kendisinden kaynaklanıyorken finansal derinleşmenin standart sapmasının %93,35'i kendisinden kaynaklanmaktadır. Yani finansal derinleşmeden iş çevrimlerinin oynaklığına doğru bir aktarım olduğu görülmektedir.

#### 4. Sonuç

Türkiye'de finansal derinleşmenin iş çevrimlerinin oynaklığı üzerindeki etkisinin incelendiği bu çalışmada Dünya Bankasından alınan 1960-2019 yıllık verileri kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda iki değişkenin uzun dönemde beraber hareket ettiği, finansal derinleşmenin iş çevrimleri oynaklığının nedeni olduğu ve finansal derinleşmeden iş çevrimlerinin oynaklığına doğru bir aktarım olduğu tespit edilmiştir. Bu bilgiler ışığında, Türkiye'de, politika yapıcılarının finansal sektörde yapısal reformları hızlı bir şekilde gerçekleştirmeleri gerekmektedir. Bu reformların başında devlet kurumlarında istikrarlı ve liyakata dönük bir yönetim anlayışının gözetilmesi gerekmektedir. Günü kurtarmaya dönük ekonomik politikalarla ziyade geleceğe dönük uzun vadeli ve etkin politikalar finansal sektörün önündeki belirsizlikleri kaldıracaktır. Finansal reformların sağlayacağı etkin bir finansal sektörün varlığı makroekonomik göstergelerin dönemsel oynaklığını azaltabilir. İş çevrimlerinin istikrarlı olması ekonomik açıdan güveni arttırmakla kalmamakta aynı zamanda ekonomideki öngörülebilirliği arttırmaktadır.

#### Kaynakça

- Aslan, Ö. ve Korap, H. (2006). Türkiye'de Finansal Gelişme Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17, 1-20.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5-32.
- Buch, C. M. ve Pierdzioch, C. (2005). The Integration of Imperfect Financial Markets: Implications For Business Cycle Volatility. *Journal of Policy Modeling*, 27, 789-804.
- Darrat, A. F., Abosedra, S. S. ve Aly, H. Y. (2005). Assessing The Role of Financial Deepening In Business Cycles: The Experience of The United Arab Emirates. *Applied Financial Economics*, 15(7), 447-453.
- Değneli, A. P. (2018). Finansal Çevrimler ve İş Çevrimleri: Bir Uygulama. Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Denizli.
- Denizer, C. A., İyigun, M. Ve Owen, A. (2002). Finance and Macroeconomic Volatility. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 2(1), 1-32.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dinler, Z. 2012. *İktisada Giriş*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Dornbusch, R. ve Stanley, F. 1993. *Macroeconomics*. Mcgraw-Hill College: U.S.



Yücel, M. H. (2021). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Fiscaoeconomia*, 5(2), 579-594. doi: 10.25295/fsecon.875648

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Hodrick, R. and Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), s. 1-16.
- Hwang, J., & Lee, J. H. (2013). Financial Deepening and Business Cycle Volatility in Korea. *Applied Financial Economics*, 23(21), 1693–1700.
- Jappelli, T. ve Pagano, M. (1994), Saving, Growth, and Liquidity Constraints. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 83-109.
- King, R. G. and Levine, R. (1993). Finance and Growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–737.
- Lynch, D. (1996). Measuring Financial Sector Development. *Journal of Monetary Economics*, 34, 3-42.
- Mello, L. ve Tiongson, E. R. (2006). Income Inequality and Redistributive Government Spending. *Public Finance Review*, 34(3), 282-305.
- Mutlu, S., Sak, G., Yeldan, E., Özatay, F. ve Emil, F. (2003). Türkiye Ekonomisi ve IMF Politikaları. *İktisat İşletme Finans Dergisi*, 18(207), 5–37.
- Özcan, G. (2016). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimi İlişkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri Üzerine Ampirik Bir Analiz. Necmettin Erbakan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya.
- Öztürk, N., Barışık, S., Darıcı, H. (2010). Gelişmekte Olan Piyasalarda Finansal Derinleşme ve Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6(12), 95-119.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sahay, R., Cihák, M., N'Diaye, P., ve Barajas, A. (2015). Rethinking Financial Deepening: Stability and Growth in Emerging Markets. *Revista de Economía Institucional*, 17(33), 73–107.
- Sevüktekin, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Silva, G. F. (2001). The Impact of Financial System Development on Business Cycles Volatility: Cross-Country Evidence. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 233–253.
- Tiryaki, G. F. (2003). Financial Development and Economic Fluctuations. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 30(1), 87-107.
- Uysal, D., Özer, H. ve Mucuk, M. (2009). Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1965-2007). *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 161-178.



Yücel, M. H. (2021). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Fiscaoeconomia*, 5(2), 579-594. doi: 10.25295/fsecon.875648

---

**Etik Beyanı:** Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazarlar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Fiscaeconomia Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

**Ethics Statement:** The authors declare that ethical rules are followed in all preparation processes of this study. In case of detection of a contrary situation, Fiscaeconomia has no responsibility and all responsibility belongs to the authors of the study.



Yücel, M. H. (2021). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Fiscaeconomia*, 5(2), 579-594. doi: 10.25295/fsecon.875648

## **The Relationship Between Financial Deepening and Business Cycles Volatility: Turkey Case**

**Muhammed Hasan YÜCEL**

### **Extended Abstract**

#### **Introduction**

The relationship between financial deepening and business cycles has been studied extensively in the literature. Business Cycles are expressed by the difference between a time series data itself and its trend. In other words, business cycles refer to fluctuations around the trend of time series data (Dornbusch & Stanley, 1993, p.13). Another definition; The changes that occur with the increase or decrease in the related time series with periods of 8-10 years are called business cycles (cyclical fluctuations) (Dinler, 2012, p.509). Graph 2 (p. 4) shows the differences between real GDP and its trend over the years. In the first panel of the graph, real GDP and its trend in E-views calculated by Hodrick and Prescott (HP) (1997) filter are shown. With this filter, the trend of the data is extracted from the time path. Here, the difference between trend and data gives us the business cycles. In the second panel of Graph 2, the fluctuations in business cycles are shown.

The closest data representing general economic activities are accepted as GDP. Hence, differences arise in terms of the severity, direction and timing of fluctuations that other macroeconomic variables interacting with the GDP variable have shown during the same business cycles (Değneli, 2018, p.6). In the literature, there is no consensus on the direction of the relationship between financial deepening and business cycles. While some studies have found that financial deepening has softened business cycles, other studies have found that increased financial deepening increases volatility in business cycles in the long run. In other words, there is a relationship between two macroeconomic variables that varies according to the market structure (Özcan, 2016, p.96). In this study, the share of the broad money supply in GDP is taken as the financial depth criterion. Therefore, the time path and its trend of financial deepening (monetization rate) are shown in the first panel of Graph 3 (p. 5). The second panel shows the time path of fluctuations in financial deepening.

In Graph 4 (p. 5), financial fluctuations and fluctuations in business cycles are shown on the same graph. According to the graph, it is seen that there is an inverse relationship between the two macroeconomic fluctuations. While the realization in financial deepening between 2015 and 2018 was below the potential, the realization in the business cycles was realized above the potential. In the light of this information, the fact that the monetization potential is below shows that the investments are channeled into production, not financial markets. Investments directed to production increase real GDP while decreasing monetization. In this case, a downward fluctuation in the monetization rate, which is an indicator of financial deepening, causes an upward fluctuation in real GDP, which is a general economic indicator.

From a theoretical perspective, the development of a financial system in a country reduces the impact of shocks that may occur in the economy and the volatility of business cycles. There have been many studies examining the relationship between the financial system and business cycle volatility.



Yücel, M. H. (2021). Finansal Derinleşme ve İş Çevrimlerinin Oynaklığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Fiscaeconomia*, 5(2), 579-594. doi: 10.25295/fsecon.875648

Denizer et al. (2000) performed fixed-effect panel data analysis with annual data covering the years 1956-1998. As a result of the analysis covering 70 countries, countries with developed financial sector experience less volatility in real income per capita. Also, volatility in consumption and investment growth in these countries is less.

Silva (2001) examined the effect of financial depth on the volatility of business cycles using the GMM method in his study. In the study in which 40 countries were evaluated, annual frequency data between the years 1960-97 were used. In the study, the ratio of liquid liabilities of countries to GDP was used to measure financial depth. As a result of the analysis, it was determined that the volatility of business cycles decreased in countries where the financial system is more developed.

### Method and Results

Annual data set belonging to Turkey downloaded from the World Bank were used in the study. Table 1 (p. 7) shows the complementary statistics of the broadly defined money supply ratio in GDP, real GDP and the standard deviation of the two-year moving average of the real GDP data for the years 1960-2019. The volatility of business cycles is formed by calculating the standard deviation of the two-year moving average of real GDP (Hwang & Lee, 2013, p.1695).

VAR models are models that reveal the interaction between variables regardless of the internal-external distinction of variables. After the unit root analysis is done, the optimal lag lengths must be determined to make the VAR Model. In Table 3 (p. 8), optimal lag lengths of variables are calculated and optimum lag length is determined as 1.

Table 4 (p. 8) shows the estimation results of the VAR model with 1 lag length. According to the estimation results, there is a negative relationship between financial deepening and business cycles. In this case, as the financial deepening increases, the volatility of business cycles decreases. In other words, it is seen that a 1% increase in the share of the money supply in the GDP in a broad sense causes a 0.08 percent decrease in the volatility of business cycles. In the next step, standard tests and normality tests of the model were performed. According to the test results, it is seen that there is no structural problem in the model. Table 5 (p. 9) shows the Autocorrelation LM Test results and the results of other tests.

After determining that there is no structural problem in the model, it was checked whether the model is stable or not. Whether the estimated model is stable or not can be seen in Graphic 2 (p. 9). The roots of the model are smaller than one and inside the circle according to the graph. This situation shows the stable structure of the model.

According to the Johansen Cointegration test, it is determined whether our variables are cointegrated in the long run. In other words, it is revealed whether the variables move together in the long run. The test result is shown in Table 6 (p. 10). According to Table 6, the financial depth and volatility of business cycles move together in the long run.

The direction of the relationship between two variables is determined in the Granger causality test. The statistical significance of the  $\beta$  parameters is tested to determine the direction of this relationship. If the  $\beta_{12}$  parameter in equation 3.1. is statistically different from zero and the  $\beta_{21}$  parameter in equation 3.2. is not statistically different from zero, then  $Y_{2t}$  causes  $Y_{1t}$ . If the  $\beta_{21}$  parameter in equation 3.1. is statistically different from zero and the  $\beta_{12}$  parameter is not



statistically different from zero, then  $Y_{1t}$  causes  $Y_{2t}$  (Granger, 1969, p. 431). As a result of the test, it has been determined that the direction of the relationship is from financial deepening to the volatility of business cycles. In Table 7 (p. 10), it is seen from probability values that financial deepening is the cause of the volatility of business cycles, but the volatility of business cycles is not the cause of financial deepening.

Variance decomposition analysis shows the ratio of the changes caused by the shocks of a variable and the changes caused by the shocks of the other variables (Sevüktekin, 2017, p.515). Table 8 (p.11) shows the variance decomposition results of financial deepening and volatility of business cycles. According to the table, 100% of the change in the standard deviation of the volatility of business cycles in the first period is due to itself. In the second period, 88.57% was caused by itself, while 11.42% was caused by financial change. When we come to the tenth period, 88.19% of the change in the standard deviation of the volatility of business cycles is caused by itself, while 11.80% is due to financial deepening.

The variance decomposition results for the financial depth variable are to the right of the table. According to these results, 93.75% of the change in the standard deviation of financial depth in the first period is due to itself, while 6.24% is due to the volatility of business cycles. As for the tenth period, 93.35% of the change in the standard deviation of financial deepening is due to itself, while 6.64% is due to the volatility of business cycles.

Considering these results together, 88.19% of the change in the standard deviation of business cycles is due to itself, while 93.35% of the standard deviation of financial deepening is due to itself. In other words, it seems that there is a transfer from financial deepening to the volatility of business cycles.

### **Conclusion**

In this study, which examined the effect of financial deepening in Turkey on the volatility of business cycles, annual data from the World Bank 1960-2019 was used. As a result of the analysis, it was determined that the two variables moved together over a long period time, that financial deepening is the cause of business cycle volatility, and that there is a transfer from financial deepening to business cycle volatility. In light of this information, in Turkey, policymakers need to quickly implement structural reforms in the financial sector. The existence of an effective financial sector, which will be provided by financial reforms, can reduce the periodic volatility of macroeconomic indicators. Stable business cycles not only increase economic confidence but also increase predictability in the economy.