

Sigorta Harcamaları ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Değişkenlerinin Sigorta Pazar Payına Etkisi

(Insurance Expenditures and Gross Domestic Product Variables Effect on Insurance Market Share)

Nilüfer DALKILIÇ ^a Merve Esra GÜLCEMAL ^b

^a Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, Kütahya Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Kütahya, Türkiye. nilufer.dalkilic@dpu.edu.tr

^b Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Kütahya, Türkiye. merveesragulcema@gmail.com

MAKALE BİLGİSİ

ÖZET

Anahtar Kelimeler:
Sigorta
Sigorta Pazarı
Sigorta Harcamaları
Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
Eşbütünleşik Regresyon

Amaç – Sigortacılık sektörü oluşturduğu fon itibarıyla ve risk transfer sistemi ile ekonomide en önemli sektörlerden bir tanesidir. Sigortacılık sektörü ekonominin gelişimiyle ve tüketimle oldukça ilişkili bir yapıya sahiptir. Çalışmanın amacı Türkiye'nin 1990-2019 yıllarında sigorta harcamaları ve gayri safi yurt içi hasılasının sigorta pazar payına etkisini araştırmaktır.

Yöntem – Çalışmada eşbütünleşik regresyon analizi yapılarak; dinamik en küçük kareler, tam değiştirilmiş en küçük kareler ve kanonik eşbütünleşik regresyon modelleri yardımı ile eşbütünleşme katsayıları bulunmuştur. Bu sayede değişkenler arasındaki ilişkinin yönü tespit edilmiştir.

Gönderilme Tarihi 9 Ekim 2021
Revizyon Tarihi 4 Mart 2022
Kabul Tarihi 10 Mart 2022

Bulgular – Çalışmada Türkiye'de 1990 – 2019 yıllarında gayri safi yurt içi hasıla ve sigorta harcamalarında yaşanan artışın, sigorta pazar payını olumlu yönde etkilediği ve sigorta pazar payının artmasına katkı sağladığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tartışma – Elde edilen her üç eşbütünleşik regresyon modelinin birbirine çok yakın sonuçlar verdiği ve üç modelin sonuçlarının birbiri ile örtüştüğü sonucuna ulaşılmıştır. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'nın artırılmasına yönelik yapılacak çalışmalar, sigorta pazar payının ve sigorta harcamalarının artmasına da katkı sağlayacaktır. Sigorta harcamalarının artırılmasına yönelik yapılacak çalışmalar da sigorta pazar payının artmasına katkı sağlayacaktır.

Makale Kategorisi:
Araştırma Makalesi

ARTICLE INFO

ABSTRACT

Keywords:
Insurance
Insurance Market
Insurance Expenditures
Gross Domestic Product
Cointegrated Regression

Purpose – The insurance sector is one of the most important sectors in the economy with its fund reputation and risk transfer system. The insurance sector has a structure that is highly related to the development of the economy and consumption. The aim of the study is to investigate Turkey's insurance spending and the effect of the variables of gross domestic product to the insurance market share in 1990-2019.

Design/methodology/approach – In the study, cointegration coefficients were found by using cointegrated regression analysis and with the help of Dynamic Least Squares, Fully Modified OLS and Canonical Cointegration Regression models. In this way, the direction of the relationship between variables was determined.

Received 9 October 2021
Revised 4 March 2022
Accepted 10 March 2022

Findings – In the study, it is found that the increase in the gross domestic product and insurance spending between 1990 and 2019, positively effects the insurance market share and contributes to the rise in the insurance market share.

Article Classification:
Research Article

Discussion – It was concluded that all three cointegrated regression models yielded very close results and the results of the three models overlapped with each other. The efforts to increase the Gross Domestic Product will also contribute to the increase of the insurance market share and insurance expenditures. Efforts to increase insurance expenditures will also contribute to the increase in insurance market share.

Önerilen Atıf/ Suggested Citation

Dalkılıç, N., Gülcemal, M.E. (2022). Sigorta Harcamaları ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Değişkenlerinin Sigorta Pazar Payına Etkisi, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 14 (1), 449-464.

1. Giriş

Sigortacılık sektörü ile ekonomik büyüme değişkeni arasında pozitif çift yönlü ilişki bulunmaktadır ve sigortacılık ekonominin büyümesinde etkili en önemli sektörlerden biridir. Sektör oluşturduğu uzun dönemli fonlar ile ekonomide kaynak oluşturmaktadır. Bu uzun dönemli fonlar yatırıma dönüşerek ekonominin gelişmesinde önem kazanmaktadır. Ekonominin gelişmesi de sigortacılık sektörünün gelişmesinde en önemli itici güç olarak görülmektedir. Ekonominin gelişmesi sektörlerin gelişimini tetikleyerek sigorta harcamalarını arttıracak ve sigorta pazar payını pozitif yönde arttıracaktır. Bu çalışma sigortacılık literatüründe yer alan sigorta sektörü ve ekonomi arasındaki bu bağıntıyı istatistiksel yöntemlerle araştırmayı hedeflemektedir. Bu bağlamda çalışmanın amacı Türkiye'nin 1990-2019 yıllarında sigorta harcamaları ve gayri safi yurt içi hasıla (GDP) değişkenlerinin sigorta pazar payı üzerindeki etkisini saptamak ve bu sigorta pazar payı konusunda çalışan politika yapıcılara önerilerde bulunmaktır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Çalışmada ilk olarak sigortanın ekonomideki önemi ele alınarak dünya sigorta pazarında Türkiye sigorta pazarının yeri incelenmiş, ikinci bölüm literatür taraması ele alınmış, üçüncü bölümde analizlerdeki yöntemler anlatılmış ve son olarak uygulama ele alınmıştır. Çalışmada Türkiye'nin 1990-2019 yıllarında sigorta harcamaları ve gayri safi yurt içi hasıla (GDP) değişkenlerinin sigorta pazar payına etkisi araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler Worldbank ve OECD'den derlenmiştir. Çalışmada kullanılan sigorta pazar payı ve sigorta harcamaları değişkenleri nispi değişken, GDP serisi ise mutlak değişkendir. GDP serisi mutlak değişken olduğu için çalışmada bu serinin logaritması alınarak analizler yapılmıştır. Çalışmada ilk olarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı incelenmiştir. Bunun için Johansen (1988) eşbütünlük analizi yapılmıştır. Bu analizin ön şartı değişkenlerin aynı seviyede durağan olmalarıdır. Dolayısıyla değişkenlerin aynı seviyede durağan olup olmadıklarını tespit etmek için eşbütünlük analizine geçmeden önce birim kök testleri ile durağanlık seviyeleri araştırılmış, sonrasında eşbütünlük analizi gerçekleştirilmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi saptandıktan sonra Toda-Yamamoto (1995) Granger nedensellik analizi kullanılarak hangi değişkenin neden, hangi değişkenin sonuç değişkeni olduğu incelenmiş ve nedenselliğin yönü araştırılmıştır. Çalışmada son olarak eşbütünlük regresyon analizi yapılarak ve DOLS, FMOLS ve CCR modelleri yardımı ile eşbütünlük katsayıları bulunmuştur. Bu sayede değişkenler arasındaki ilişkinin yönü saptanıp yorum ve sonuçları değerlendirilmiştir.

2. Dünya Sigorta Pazarında Türkiye Sigorta Pazarının Yeri

Sigortacılık sektörü, finansman işlevi ve risk transfer işlevi ile bir ekonomide çok önemli bir rol oynamaktadır. Bu nedenle, sigorta sektörünün ekonomik büyümeyi desteklediği söylenebilir. Ayrıca sigorta sektörünün gelişmesi için ekonominin de büyümesi gerekmektedir (Sibindi, 2015, s.319). Sigortacılık sektörü fonların toplanması ve bu fonların yatırıma yönlendirmesini sağlayarak ekonomik kalkınmaya katkıda bulunmaktadır. Sigortacılığın ülke ekonomisinin gelişmesine yardımcı olduğu bir gerçektir (Karaköy Taş, 2015: s.143). Sigorta sektörünün doğrudan ekonominin gelişimi ile bağlantılı ve aynı zamanda tüketime de bağımlı olduğu unutulmamalıdır (Badescu ve Simion, 2011: s.522). Tablo 1'de 2018 ve 2019 yıllarında dünya toplam prim üretimi ve pazar payı yer almaktadır:

Tablo 1. 2018 ve 2019 Yıllarına Ait Dünya Toplam Prim Üretimi ve Pazar Payı

	2018 Yılı Toplam Prim Üretimi (Milyon Dolar)	2018 yılı Pazar Payı (%)	2019 Yılı Toplam Prim Üretimi (Milyon Dolar)	2019 Yılı Dünya Pazar Payı (%)
Amerika	1759800	33.89	2750426	43.71
Gelişmiş Avrupa, Orta Doğu ve Afrika (EMEA)	1750915	33.72	1796771	28.55
Asya-Pasifik	1682510	32.40	1745403	27.74
Dünya	5193225	100	6292600	100

Kaynak: (Swiss Re, 2019: s.35) ve (Swiss Re, 2020: s.24)'den derlenmiştir.

Tablo 1 incelendiğinde 2018 yılı pazar payları ülkeler arasında birbirine çok yakın yüzdelere sahipken 2019 yılında Amerika'nın pazar payının arttığı görülmektedir. Bu artış %33.89'dan %43.71 şeklindedir. Amerika neredeyse %10'luk bir artışa sahiptir. Aşağıda yer alan Tablo 2'de Avrupa ülkeleri pazar payları ve prim üretimleri yer almaktadır:

Tablo 2. 2018 ve 2019 Yıllarına Ait Avrupa Ülkeleri Prim Üretimi ve Pazar Payları

Ülkeler	2018 Yılı Toplam Prim Üretimi (Milyon Dolar)	2018 yılı Pazar Payı (%)	2019 Yılı Toplam Prim Üretimi (Milyon Dolar)	2019 Yılı Dünya Pazar Payı (%)
Gelişmiş Ülkeler*				
Birleşik Krallık	336510	6.48	366243	5.82
Fransa	257963	4.97	262283	4.17
Almanya	241485	4.65	243852	3.88
İtalya	170273	3.28	167838	2.67
Hollanda	84348	1.62	83667	1.33
İspanya	74062	1.43	71002	1.13
İrlanda	73162	1.41	73347	1.17
İsviçre	59384	1.14	58963	0.94
Belçika	37253	0.72	36407	0.58
İsveç	37092	0.71	38385	0.61
Gelişmekte Olan Ülkeler **				
Güney Afrika	48269	0.93	47093	0.75
Rusya	21898	0.45	22856	0.36
Polonya	16574	0.32	15869	0.25
Birleşik Arap Emirlikleri	12461	0.24	12712	0.20
Türkiye	10452	0.20	10933	0.17
Suudi Arabistan	9463	0.18	10081	0.16
İran	7688	0.15	12380	0.20
Çek Cumhuriyeti	7067	0.14	7215	0.11
Fas	3790	0.09	4640	0.07
Macaristan	3038	0.07	3909	0.06

* Gelişmiş Avrupa, Orta Doğu ve Afrika Ülkeleri (10 Adet)

** Gelişmekte Olan Avrupa, Orta Doğu ve Afrika Ülkeleri (10 Adet)

Kaynak: (Swiss Re, 2019: s.37) ve (Swiss Re, 2020: s.26)'dan derlenmiştir.

Tablo 2 incelendiğinde Avrupa ülkelerinden ilk 4 ülkenin 2018 ve 2019 yıllarında pazar payı sıralamasında lider konumda olduğu görülmektedir. Bu ülkelerin 2019 yılı pazar payları 2018 yılına göre azalma göstermiştir. 2019 yılında Birleşik Krallık %5.82, Fransa %4.17, Almanya %3.88 ve İtalya %2.67'lik sigorta pazar payına sahiptir. Gelişmekte olan Avrupa ülkeleri arasında Türkiye'nin 2019 yılında 5. sırada yer alarak %0.17'lik bir paya sahip olduğu görülmektedir. Türkiye'nin 2018 yılına göre 2019 yılında toplam prim üretiminin arttığı pazar payının azaldığı görülmektedir. Tablo 3'de 2018 ve 2019 yıllarında Avrupa ülkeleri sigorta penetrasyon oranları incelenmiştir. Penetrasyon oranı sigortacılık sektörü için toplam yazılan primlerin GSYİH' ya oranı olarak hesaplanmaktadır. Bu oran sigortacılık sektöründe çok önemlidir ve sektörün olgunluk seviyesini göstermektedir (Deloitte Danışmanlık A.Ş., 2015, s.3).

Tablo 3. Avrupa Ülkeleri Sigorta Penetrasyon Oranları

Ülkeler	2018 yılı Sıralama	2018 yılı Sigorta Penetrasyonu*	2019 yılı Sıralama	2019 yılı Sigorta Penetrasyonu*
Gelişmiş Ülkeler °				
Danimarka	7	10.37	7	10.68
Birleşik Krallık	6	10.61	9	10.30
Finlandiya	8	9.87	10	10.17
Hollanda	9	9.24	11	9.22
Fransa	10	8.89	12	9.21
İsviçre	12	8.47	14	8.38
İtalya	13	8.34	15	8.33
İrlanda	18	6.83	18	7.51
İsveç	22	6.75	19	7.22
Almanya	23	6.42	20	6.33
Gelişmekte Olan Ülkeler °°				
Güney Afrika	4	12.89	4	13.40
Nambiya	16	7.25	8	10.44
Slovenya	30	4.94	29	5.05
Fas	42	3.88	41	3.89
Birleşik Arap Emirlikleri	45	2.92	43	3.13
Lübnan	44	2.95	44	2.85
Çek Cumhuriyeti	48	2.77	45	2.83
Polonya	46	2.81	48	2.68
İran	63	2.01	49	2.66
Türkiye	75	1.33	71	1.45

*GSYİH'nın yüzdesi olarak primler

° Gelişmiş Avrupa Orta Doğu ve Afrika Ülkeleri (10 Adet)

°° Gelişmekte Olan Avrupa Orta Doğu ve Afrika Ülkeleri (10 Adet)

Kaynak: (Swiss Re, 2019: s.43) ve (Swiss Re, 2020: s.32)'den derlenmiştir.

Tablo 3'te yer alan Avrupa ülkeleri sigorta penetrasyon oranları incelendiğinde; 2019 yılında Danimarka en yüksek toplam prim penetrasyon oranına sahip ülke olarak ön plana çıkmaktadır. 2019 yılında Danimarka'nın penetrasyon oranı %10.68 iken, Danimarka'yı %10.30'luk oranı ile Birleşik Krallık, %10.17'lik oranı ile Finlandiya takip etmektedir.

Penetrasyon oranları incelendiğinde Türkiye'nin 2018 yılında %1.33'lük bir pay ile 75. sırada olduğu, 2019 yılında ise 1.45'lik bir payla 71. Sıraya yükseldiği görülmektedir. Penetrasyon oranındaki bu artış önemli bir gelişmedir.

GSYİH'den sigorta sektörü için ayrılan pay bir ülkede hangi oranda artarsa, o ülkenin sigorta sektörünün de o oranda geliştiği savunulmaktadır. Türkiye'de, GSYİH içinde yer alan prim üretimlerinin payı arttığında sigorta pazar payı da artacaktır (Arı ve Gülcemal, 2019: s.154). Böylelikle bu veriler ışığında Türkiye'nin sigorta sektörünün geliştiği ve diğer Avrupa ülkelerine kıyasla gelişime açık bir piyasaya sahip olduğu yorumlanabilir.

Sigorta sektörü gelişmiş ülkelerdeki finansal piyasalarda en önemli yapı taşlarından biri iken, gelişmekte olan ülkelerde en dinamik sektör olarak görülmektedir. Türkiye pazar payı ile sigortalanabilir alanının çok olduğu görülmektedir (Karaköy Taş, 2015: s.146).

Dünyada sigorta pazarının oldukça güçlü bir duruma geldiği görülmektedir. Türkiye genç nüfusu ve hızla büyüyen ekonomisi ile bu pazarda önemli bir potansiyel oluşturmakta ve öne çıkmaktadır. Türkiye'nin

pazardaki bu büyüme potansiyeli gelecekte yabancı yatırımı çekecektir. Sigorta sektörünün büyümesi sektörün sürdürülebilir olmasını sağlaması açısından büyük öneme sahiptir (Sezal, 2017: s.1156).

Gelişmiş ülkelerde sigortacılık mesleğine son derece önem verilmektedir. Güvenilir sigorta şirketleri, sigortacılık alanının ilerlemesinin bir göstergesidir. Sigorta şirketlerine olan talebin çokluğu, halkın sigortacılık konusunda bilinçli olduğuna işaret eder. Halkın bilincinin artması finansal piyasaların doğru bir şekilde anlaşılmasına ve bu sayede de sigortacılık mesleğinin ekonomideki yerinin artmasına katkı sağlar (Cengiz, 2007: s.65).

Ülkemizde halkın sigortacılık konusundaki bilinci günden güne artmaktadır. Ürün çeşitliliği ve yasal çerçeve sektörün daha iyi bir konuma ulaşmasına katkı sağlayacaktır. Halkın sigortacılık konusundaki bilgisinin arttırılabilmesi için öncelikle profesyonel acentelerin sayısının arttırılması gerekmektedir. Daha sonra dünyada uygulanan zorunlu sigortaların, ülkemizde de uygulanabilmesi için gerekli çalışmalar yapılmalı ve toplumu bilinçlendirecek mesleki eğitimlere ve çeşitli faaliyetlere önem verilmelidir. Bu sayede sigorta bilinci daha da gelişmiş olacaktır (Kütük, 2001: s.3).

Türkiye’de sigortacılığın ülke ekonomisine sağladığı faydalar oldukça fazladır. Riskler için bir güvence zemini oluşturan sigortacılık, milli servetin erimesini önler. Ülke içindeki riskler, reasürans anlaşmaları ile ülke dışına dağıtılarak dünya genelli bir sigortacılık sektörü yaratılmış olur. Dünya standartlarına göre oluşturulan bu sektör Avrupa Birliğinin taleplerini karşılar ve yurt dışından gelecek olan yatırımcıları kendine çeker. Yabancı yatırımcıların gelmesi ile istihdam ve ürün çeşitliliği artar ve ülkede sigortacılık sektör gelişir (Nomer ve Yunak, 2000: s.79).

3. Literatür Taraması

Bu bölümde sigortacılık faaliyetleri ve sigorta pazarı ile ilgili yapılan yerli ve yabancı literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar özetlenmiştir.

Taşkın ve Şener (2005) çalışmalarında Türkiye sigorta pazarı, Avrupa ve ABD sigorta pazarları ile karşılaştırmışlardır. Çalışmada, sigorta pazarlarının benzerlik ve farklılıkları incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda yüksek enflasyon oranlarının sigorta pazarını olumsuz etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Akın ve Karaboğa (2011) çalışmalarında 2008 krizinin sigorta sektöründeki etkilerini araştırmışlar, Türk sigortacılık sektörünün küresel krizden ne denli etkilendiğini belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmanın sonucunda, krizin sigorta sektöründe karlılığı olumsuz etkiledi ve sektörün büyümesini azalttığı, rekabet ortamında yıkıcı etkiler yarattığı sonucuna ulaşılmıştır.

Badescu ve Simion (2011) çalışmalarında Romanya’da bir sigorta şirketinin pazar payının ekonometrik modeller ile gelişimini analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda Romanya’daki sigorta piyasasının önceki yıllarda olduğu gibi aynı gelişime sahip olmasa bile Groupama sigorta şirketinin faaliyetinin artmakta olduğu tespit edilmiştir.

Sibindi (2011) çalışmasında Afrika’ya odaklanarak, 10 Afrika ülkesinin küresel sigorta piyasası gelişme eğilimlerini analiz etmiştir. Sigorta piyasası gelişim ölçütleri olarak prim hacimleri, sigorta yoğunluğu ve sigorta penetrasyon oranı ele alınmıştır. Çalışmada Afrika ülkelerinin (Güney Afrika hariç) en az gelişmiş sigorta piyasalarına sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Behdioğlu ve Şener (2013) çalışmalarında Türkiye sigorta pazarının gelişimindeki ana unsurları tespit etmeyi amaçlamış, enflasyon, sigorta şirketi sayısı ve nüfus değişkenlerinin prim üretimi üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre şirket sayısı ve nüfus değişkenlerinin prim üretimi üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu, enflasyon değişkeninin ise prim üretimi üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu bulgusuna rastlanmıştır.

Karaköy Taş (2015) çalışmasında pazar payı verileri ile Türkiye sigorta pazarı Dünya sigorta sektörü ile kıyaslanarak genel bir değerlendirme yapmayı amaçlamış ve Türkiye’nin Dünya sigorta sektörünün neresinde olduğunu değerlendirmiştir.

Alexander ve Neill (2015) çalışmalarında sigorta sektörü pazar payı artışının primlerde yüksek fiyatlara neden olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışmada Amerika’da en büyük sigorta şirketinin pazar payı ile sağlık sigortası primi arasındaki ilişki regresyon analizi yöntemi ile değerlendirilmiştir. Çalışmada elde edilen

bulgularda, yüksek pazar paylarının mutlaka rekabetçi fiyatlardan daha yüksek fiyatlar anlamına gelmediği sonucuna ulaşılmıştır.

Sezal (2017) çalışmasında faizsiz sigortacılık (Tekafül) ve diğer sigortacılık sistemlerinde kavramsal çerçevelerini değerlendirerek; uygulamalardaki benzer ve farklı yanlarını incelenmiştir. Türkiye'deki Tekafül uygulamaları da güncel verilerinin son durumu değerlendirilerek; Türkiye'deki Tekafül sektörünün gelişme potansiyelinin fazla olması ancak yeteri kadar gelişmemesi böylelikle beklenen ihtiyacı karşılamadığı açıklanmıştır. Çalışmada Tekafül sistemin yaygınlaştırılabilmesi ve Tekafül piyasasının gelişmesi için çözüm önerileri vurgulanmıştır.

Özüdoğru (2017) çalışmasında sigortacılık sektörünün ekonomiye olan katkıları hakkında bilgiler vererek sigortacılık sektörünü etkileyen faktörleri araştırmıştır. Çalışmada toplumun sigortacılık konusunda bilinçsiz olmasının, kadercı anlayışın, dini inanışın ve enflasyonun sigortacılık sektörünü olumsuz etkilediği vurgulanmıştır.

Tunay vd. (2019) çalışmalarında prim üretimiyle ekonomik dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerden 30'u seçilerek, bu ülkelerin sigorta pazar payı, prim üretimi (hayat ve hayat dışı olmak üzere), kişi başına gelir düzeyi, tasarruflar, işsizlik oranı, çıktı açığı ve enflasyon verileri kullanılmıştır. Kullanılan bu veriler 1995-2014 yıllına ait yıllık verilerdir. Çalışmada Demitrescu-Hurlin nedensellik analizi kullanılarak, sigortacılık sektörünün gerek prim üretimi gerekse pazar payı açısından ekonomik dalgalanmalardan etkilendiği, bu etkinin özellikle hayat dışı sigortalarda daha fazla olduğu, hayat sigortasının ise ekonomik dalgalanmalardan nispeten daha az etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada ayrıca kişi başına gelir düzeyi, tasarruf ve enflasyon oranları değişkenlerinin ekonomik dalgalanmalardan dolayı bir şekilde etkileniyorken, çıktı açığı ve işsizlik oranları değişkenlerinin dalgalanmalardan doğrudan etkilendiği saptanmıştır. Bu değişkenlerin hem prim üretimi hem de pazar payı değişkenlerini güçlü ve istikrarlı bir biçimde açıkladıkları sonucuna ulaşılmıştır.

Baykal vd. (2019) çalışmalarında, Türkiye'de faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin pazar payı ve mülkiyet yapıları verilerini tablo ve grafiklerle incelemişlerdir. Çalışmada küreselleşmenin, sigortacılık alanı üzerindeki etkisini değerlendirmek amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan tablo ve grafiklerle Türk sigorta sektörünün oldukça dışa bağımlı olduğu, ödenmiş sermaye ve prim üretiminde yabancı sermaye payının çok yüksek olduğu saptanmıştır.

Arı ve Gülcemal (2019) çalışmalarında OECD ülkelerinde 2016 yılı sigorta pazar payı, makroekonomik ve sigortacılık değişkenleri kullanılarak değerlendirilmişlerdir. Çalışmada çok değişkenli istatistiksel yöntem türlerinde olan kümeleme analizi, ayırma analizi ve çok boyutlu ölçekleme analizi kullanılarak ülkelerdeki benzerlik durumları tespit edilmiştir. Çalışmada pazar payı değerlendirildiğinde Türkiye'nin üç boyutlu uzaydaki konumu ve diğer OECD ülkelerine göre uzak olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye'ye en çok benzeyen ülke Yeni Zelanda iken, Türkiye'ye en benzemeyen ülke ise Macaristan olarak bulunmuştur.

Literatür incelendiğinde; yabancı literatürlerde genellikle sigortacılık faaliyetleri üzerinde çalışıldığı, sigorta pazar payı ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmediği, yerli literatürde ise sigorta pazar payının ekonometrik modellerle araştırılmadığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda sigorta pazar payı konusunda ekonometrik yöntemlerin kullanıldığı bu araştırma literatürde önem kazanmaktadır.

4. Ekonometrik Metodoloji

Ekonometrik modellemede yapılan birim kök testleri ve Johansen eşbütünleşme testi sonuçları alt başlıklarda verilmiştir.

4.1. Birim Kök Testleri

Birim kök testleri Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips Perron (PP) birim kök testi, Zivot – Andrews birim kök testi başlıkları altında incelenmiştir.

4.1.1. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Bu yöntem, serilerin birim kök içerip içermediğini test eder ve temel hipotez serilerin durağan olmadığını belirtir. Sabitli bir ADF testi aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Asteriou ve Hall, 2007: s. 297);

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ADF birim kök testinde alternatif hipotez reddedilemiyorsa, Y değişkeninin düzeyde durağan olduğu, temel hipotez reddedilemiyorsa Y değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Eğer seri durağan değil ise farkı alınarak durağanlaştırılması gerekir. Yukarıdaki eşitlik, serilerin birinci farkları için tekrarlanır. Farkı alınan seri durağanlaşmışsa, birinci dereceden bütünlük olduğu yorumu yapılır (Tarı, 2005, s.395). Şayet seri yine durağanlaşmazsa tekrar farkı alınır ve seri durağan olana kadar fark alma işlemi tekrarlanır. Yukarıda yer alan denklem bize, hesaplanan t istatistiğini verir. Bulunan bu t istatistiği MacKinnon kritik değeri ile karşılaştırılır ve hangi hipotezin geçerli olduğuna karar verilir. Eğer hesaplanan t istatistiği, MacKinnon kritik değerinden mutlakça küçükse sıfır hipotezi kabul edilerek serinin durağan olmadığına karar verilir. Hesaplanan t istatistiğinin MacKinnon kritik değerinden büyük olması durumunda ise alternatif hipotez kabul edilerek serinin durağan olduğuna karar verilir (Yılmaz ve Akıncı, 2011: s.369).

4.1.2. Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (PP) testi, ADF birim kök testinin devamı gibidir ve ADF testini tamamlar. Bu yöntem varsayım açısından ADF testine göre daha esneklerdir. PP testinde kurulması gereken hipotezler ADF testinde kurulan hipotezler ile aynıdır. PP testine ait denklemler aşağıdaki gibidir (Enders, 1995: s.237);

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 (t - T/2) + \varepsilon_t \quad (3)$$

PP testi, artıkların heterojen dağılım gösterdiğini ve artıklar arasında zayıf bir bağımlılık olduğunu varsaymaktadır. Bu zayıf bağımlılık Newey-West tahmincisi ile ortadan kaldırılabılır.

4.1.3. Zivot – Andrews Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992), trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya olanak sağlayan alternatif hipotezli yeni bir birim kök testi geliştirerek Perron'un dışsal kırılma noktası hipotezini eleştirmiştir. Zivot – Andrews (ZA) birim kök testinde Model A, Model B ve Model C olmak üzere üç model kullanılır. Model A düzeyde tek kırılmaya, Model B eğimde tek kırılmaya ve Model C hem düzeyde hem de eğimde tek kırılma içerir;

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada t, zamanı (t=1,2,...,T), T_B kırılma zamanını ve λ kırılma noktasını ifade eder (λ = T_B/T'dir). Model A ve Model C'de bulunan DU, düzeydeki kırılmayı gösteren bir gölge değişkendir ve t > T_B iken 1, diğer durumlarda sıfır değerini alır. Model B ve Model C'de bulunan DT ise eğimdeki kırılmayı gösteren bir gölge değişkendir ve t > T_B iken t - T_B, diğer durumlarda sıfır değerini alır. Modellerde eşitliğin sağına ΔY_{t-i} eklenir ve hata terimindeki olası bir otokorelasyon engellenir. Bu yöntemde, her bir olası kırılma tarihi için farklı kukla değişken yardımıyla t = 2,...,(T-1) için (t-2) tane regresyon, en küçük kareler yöntemi kullanılarak kurulur. δ modelde yer alan Y_{t-1} değişkeninin katsayısı olmak üzere, δ'in en küçük t istatistiğine sahip olduğu modeldeki tarih, kırılma tarihi olarak alınır. Uygun kırılma tarihi seçildikten sonra δ'in hesaplanan t istatistiğinin, ZA kritik değerinden mutlakça küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememektedir. Ve birim kökün var olduğuna karar verilir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 255).

4.2. Johansen Eşbütünlük Testi

Eşbütünlük testinin temelinde VAR analizi vardır ve bu yöntem serilerin I(0) ve I(1) olması varsayımına dayanır (Tarı ve Yıldırım, 2009: ss.96-105).

Çalışmada, Johansen eşbütünlük testi yardımı ile seriler arasındaki uzun dönemli denge ilişkisi belirlenmeye çalışılmıştır. Bu yöntemde, en büyük özdeğer ve iz istatistikleri kullanılarak koentegrasyon vektör sayısı ve vektör sayısının anlamlılığı incelenmiştir. T, gözlem sayısı ve r de koentegre olmuş vektör sayısı olmak üzere bu istatistikler:

$$\text{İz istatistiği} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\text{En Büyük Özdeğer} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \text{ olarak bulunur.}$$

Burada, $i = (r+1), (r+2), \dots, p$ 'dir.

İz istatistiğinde sıfır hipotezi, en fazla r tane eşbütünleşme olduğunu, alternatif hipotez ise r 'den fazla eşbütünleşme vektörü olduğunu ifade eder. En Büyük Özdeğer istatistiğinde ise alternatif hipotez, $r+1$ tane koentegre olmuş vektör olduğunu ifade eder (Yılmaz ve Tezcan, 2007: s.9).

4.3. Toda ve Yamamoto Nedensellik Testi

Standart Granger nedensellik testine göre gelişmiş niteliklere sahip bu yöntem, serilerin aynı seviyede durağan olmamaları durumunda bile nedensellik ilişkisinin incelenbilmesine imkan tanır. Standart Granger nedensellik testinde ise serilerin aynı seviyede durağan olmaları şartı vardır. Bu özelliği ile Toda – Yamamoto (1995) Granger nedensellik testi durağan olmayan serilere de uygulanabilmekte, bu sayede fark alma işleminin neden olduğu bilgi kayıplarını engellemektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: pp. 225-250). Standart Granger nedensellik testi ise sadece durağan serilere uygulanabilmekte, durağan olmayan serilerin farkları alınarak durağanlaştırılmaları gerekmektedir. Ayrıca Toda – Yamamoto (1995) Granger nedensellik testinde serilerin eşbütünleşik olmaları gibi bir koşul aranmamakta, seriler ister eşbütünleşik olsun ister eşbütünleşik olmasın bu yöntem uygulanabilmektedir.

Bu yöntemin uygulanabilmesi için ilk olarak VAR modeli yardımı ile uygun gecikme sayısı olan p 'nin tespit edilmesi gerekmektedir. Belirlenen p değerine, en yüksek bütünleşme derecesi olan d_{max} eklenir ve test modeli aşağıdaki gibi olur:

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{1i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2i} X_{t-1} + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$X_t = \varphi + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2i} Y_{t-1} + \mu_{2t} \quad (8)$$

(7) nolu denklem için kurulması gereken hipotezler aşağıdaki gibidir:

H_0 : X , Y 'nin Granger nedeni değildir.

H_1 : X , Y 'nin Granger nedenidir.

(8) nolu denklem için kurulması gereken hipotezler de yukarıdaki hipotezlere benzer şekilde kurulup, Y 'nin X değişkeninin Granger nedeni olup olmadığı araştırılır. Bu yöntemde hangi hipotezin reddedileceğine Wald Testi kullanılarak karar verilir.

4.4. Eşbütünleşik Regresyon Modelleri

Eşbütünleşmenin var olduğu durumlarda, klasik regresyon analizine tercihen eşbütünleşik regresyon analizi kullanılmaktadır. Eşbütünleşik regresyon analizi araştırmacılara üç farklı model sunmaktadır. Bu modeller Dinamik En Küçük Kareler (DOLS), Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) ve Kanonik Eşbütünleşik Regresyon (CCR) olarak isimlendirilir. Bu modeller durağan olmayan serilere de uygulanabilirler ve dolayısıyla fark alma işlemine gerek olmadığı için veri kaybının oluşmasını önlerler. (Peçe vd., 2016: s.146).

Eşbütünleşik regresyon modellerinde, değişkenlerin birinci seviyede durağan olmaları şartı aranmaktadır. Johansen eşbütünleşme testiyle elde edilen katsayılar yorumlanamıyorken eşbütünleşik regresyon modelleri ile elde edilen katsayılar yorumlanabilmektedir. FMOLS tahmincisi asimptotik ki-kare dağılımını yardımı ile yansız bir model sunar. CCR tahmincisi ise FMOLS tahmincisine ilaveten verilerin durağan dönüşümlerini kullanır. DOLS tahmincisi de açıklayıcı değişkeninin gecikme değerlerini de denkleme eklemektedir (Berke, 2012, ss. 250-251).

5. Uygulama

Bu çalışmada Türkiye'nin 1990-2019 yıllarında sigorta harcamaları ve GSYİH'sinin sigorta pazar payına etkisi araştırılacaktır. Çalışmada kullanılan veriler Worldbank ve OECD'den derlenmiştir. Çalışmada son yıl olarak 2019 yılı verilerine ulaşıldığı için bu yıl alınmıştır. Çalışmada kullanılan sigorta pazar payı ve sigorta harcamaları değişkenleri nispi değişken, GSYİH serisi ise mutlak değişkendir GSYİH serisi mutlak değişken olduğu için çalışmada bu serinin logaritması alınarak analizler yapılacaktır. Çalışmada ilk olarak değişkenlere ait betimsel istatistikler paylaşılacaktır. Sonrasında değişkenlerin durağanlıkları incelenecek ve eşbütünleşme analizinin ön şartı olan serilerin aynı seviyede durağan olmaları şartının sağlanıp sağlanmadığı araştırılacaktır. Aynı seviyede durağan olan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı

Johansen (1988) eşbütünleşme analizi yardımı ile incelenecektir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı saptandıktan sonra Toda-Yamamoto (1995) Granger nedensellik analizi kullanılarak hangi değişkenin neden, hangi değişkenin sonuç değişkeni olduğu incelenecek ve nedenselliğin yönü araştırılacaktır. Çalışmada son olarak eşbütünleşik regresyon analizi yapılacak ve DOLS, FMOLS ve CCR modelleri yardımı ile eşbütünleşme katsayıları bulunacaktır. Bu sayede değişkenler arasındaki ilişkinin yönü saptanacaktır.

5.1. Seriler Ait Betimsel İstatistikler

Çalışmada kullanılan sigorta pazar payı (MS), Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GDP) ve sigorta harcamaları (IS) değişkenlerinin 1990-2019 yıllarına ait tanımlayıcı istatistikleri Tablo 4'teki gibidir:

Tablo 4. Değişkenlere Ait Betimsel İstatistikler

	IS	GDP	MS
Ortalama	1.104	499.108	0.155
Medyan	1.150	457.590	0.137
Maksimum	1.490	957.799	0.272
Minimum	0.570	130.690	0.059
Standart Sapma	0.239	304.028	0.072
Çarpıklık	-0.473	0.152	0.221
Basıklık	2.471	1.329	1.452
Jarque-Bera	1.467	3.604	3.238
Olasılık	0.480	0.165	0.198

Tabloya göre, Türkiye'nin 1990-2019 yıllarındaki GSYİH %'si olarak sigorta harcamalarının ortalamasının %1.10 olduğu, bu yıllardaki en yüksek değer %1.49 ve en düşük değer %0.57 olduğu görülmektedir. Serinin normal dağılıp dağılmadığı gösteren Jarque-Bera (J.B) testine ait olasılık değerinin 0.480 olarak bulunduğu görülmektedir. Bu değer 0.05 anlam düzeyinden büyük olduğu için serisinin normal dağılım gösterdiğine karar verilir. Tabloda ayrıca Türkiye'nin ilgili yıllarda GSYİH ortalamasının 499.11 Milyar \$ olduğu, bu yıllarda en yüksek değer 957.80 Milyar \$ ve en düşük değer 130.69 Milyar \$ olduğu görülmektedir. GDP serisinin normal dağılıp dağılmadığı incelendiğinde, bu serinin de normal dağılım gösterdiği görülmektedir. Tabloda son olarak pazar payı değişkeni incelendiğinde; Türkiye'nin ilgili yıllarda sigorta pazar payı ortalamasının %15.52 olduğu görülmektedir. Bu yıllarda pazar payımız en yüksek %27.20 ve en düşük %5.90 olmuştur. Pazar payı değişkeninin normal dağılım gösterip göstermediği incelendiğinde, bu seri için de JB test istatistiğine ait olasılık değeri 0.05'ten büyük bulunmuştur. Buna göre pazar payı değişkeninin de normal dağılım gösterdiğine karar verilir.

Çalışmada kullanılan bu üç değişkenden GDP değişkeni mutlak, IS ve MS değişkenleri nispi değişkenler olduğundan, analizler GDP değişkeninin doğal logaritması alınarak gerçekleştirilecektir.

5.2. Birim Kök Testleri

Serilerin birim kök içerip içermediklerini, diğer bir ifade ile durağan olup olmadıklarını araştırmak, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin doğru bir şekilde tespit edilmesi ve sahte regresyon oluşumunun engellenmesi açısından son derece önemlidir. Çalışmanın bu aşamasında serilerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron) ve Zivot – Andrews testleri yardımı ile araştırılacaktır. Serilerin ADF ve PP birim kök testine ait sonuçları Tablo 5'teki gibidir:

Tablo 5. Serilerin Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test	Düzyey		Birinci Fark	
		Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
MS	ADF	-0.694 (0.83)	-2.168 (0.49)	-5.497 (0.00)***	-5.380 (0.00)***
	PP	-0.588 (0.86)	-2.139 (0.50)	-5.538 (0.00)***	-5.407 (0.00)***
IS	ADF	-2.024 (0.28)	-3.339 (0.80)	-6.095 (0.00)***	-6.062 (0.00)***
	PP	-2.006 (0.28)	-3.260 (0.09)	-7.228 (0.00)***	-7.798 (0.00)***
LNGDP	ADF	-1.056 (0.72)	-1.354 (0.85)	-5.623 (0.00)***	-5.660 (0.00)***
	PP	-1.050 (0.72)	-1.483 (0.81)	-5.623 (0.00)***	-5.660 (0.00)***

*** : %5 düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Değişkenlere ait ADF ve PP birim kök testi sonuçları incelendiğinde, her üç değişkenin de düzeyde olasılık değerinin 0.05'ten büyük olduğu görülmektedir. Buna göre değişkenlerin düzeyde durağan olmadığına ve durağanlığı sağlamak için farklarının alınması gerektiğine karar verilir. Farkı alınan serilerin durağanlık testi sonuçları incelendiğinde ise olasılık değerlerinin 0.05'ten küçük olduğu görülmektedir. Düzeyde durağan olmayan seriler, 1. farkı alındığında durağanlaşmıştır. Tablo 5'te ayrıca iki birim kök testi sonuçlarının birbiri ile örtüştüğü görülmektedir.

Klasik birim kök testleri, yapısal kırılmaları dikkate almadığı için seride birim kök olmadığı halde birim kök varlığını ifade eden sapmalı sonuçlar verebilir. Bu sebeple, klasik birim kök testlerine ilave olarak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin de yapılması önem arz etmektedir. Çalışmada bbu nedenle kırılma zamanının bilinmediğini varsayan tekli yapısal kırılma testlerinden olan Zivot – Andrews birim kök testi yapılmış ve test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 6. Zivot – Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model			
	Sabitte Kırılma		Sabitte ve Trendde Kırılma	
	t-istatistiği	p-değeri	t-istatistiği	p-değeri
MS	-3.123	0.5987	-2.341	0.9684
IS	-2.537	0.8229	-3.520	0.6021
LNGDP	-2.689	0.8344	-3.304	0.7990

Not: Zivot ve Andrews testi için sabit kırılma kritik değeri %5 seviyesinde -4.11, sabit-trend'li kritik değer % 5 seviyesinde -4.44'dür.

Tabloya göre, t-istatistik değerleri, %5 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için "Seri durağan değildir." şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilememektedir. Buna göre, klasik birim kök testlerinin yapısal kırılmalardan etkilenmediği ve serilerin durağan dışılığının yapısal kırılmalardan kaynaklanmadığı yorumu yapılabilir.

5.3. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen eşbütünleşme testine geçmeden önce ilk olarak VAR modeli kurulmalı ve uygun gecikme uzunluğu, bilgi kriterleri yardımı ile belirlenmelidir. Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra eşbütünleşme testinin varsayımları sınanmalıdır.

VAR modeli, bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişken olarak modele eklenmesini sağlayan, içsel-dışsal değişken ayrımını gözardı eden bir modeldir (Göçer, 2013; Kumar vd., 1995).

VAR modeli kurularak, bilgi kriterlerine göre belirlenen uygun gecikme sayısına yönelik bilgiler Tablo 7'de paylaşılmıştır.

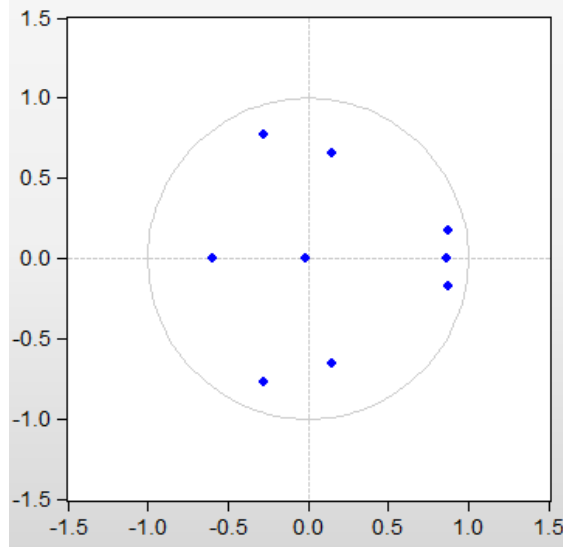
Tablo 7. Bilgi Kriterlerine Göre Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	63.8905	NA	1.54e-06	-4.8712	-4.7250	-4.8307
1	116.9063	89.0664	4.59e-08	-8.3925	-7.8074	-8.2302
2	131.0574	20.3776	3.15e-08	-8.8046	-7.7807	-8.5206
3	144.4188	16.0337	2.45e-08	-9.1535	-7.6908	-8.7478
4	156.1043	11.2181	2.40e-08	-9.3683	-7.4669	-8.8410
5	184.7195	20.6030*	7.25e-09*	-10.9376*	-8.5973*	-10.2885*

Tablo 7'de yer alan analiz sonuçlarına göre, 5 bilgi kriteri için uygun gecikme uzunluğunun 5 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bundan sonraki analizler 5 gecikme alınarak gerçekleştirilecektir.

Çalışmanın bu aşamasında ayrıca istikrar, otokorelasyon ve değişen varyansın varlığı araştırılacaktır. Öncelikle ters kökler yardımı ile istikrar koşulunun sağlanıp sağlanmadığı araştırılmış ve sonuçları Tablo 8’de paylaşılmıştır:

Tablo 8. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



Tablo 8 incelendiğinde, birim çemberin dışında herhangi bir ters kök olmadığı için istikrar şartının sağlandığı görülmektedir.

İstikrar koşulu sağlandıktan sonra otokorelasyon probleminin olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Otokorelasyon probleminin olup olmadığı LM testi yardımı ile araştırılmış ve test sonuçları Tablo 9’da paylaşılmıştır:

Tablo 9. Otokorelasyon LM Testi

Gecikme	LM-İstat.	Olasılık
1	6.968237	0.6404
2	14.49622	0.1057
3	12.93232	0.1657
4	16.14435	0.0639
5	12.91871	0.1663
6	5.480138	0.7906
7	14.53334	0.1046
8	11.28230	0.2569
9	6.616246	0.6770
10	2.758274	0.9731

Tablo 9 incelendiğinde, bütün olasılık değerlerinin 0.05’ten büyük olduğu tespit edilmektedir. Buna göre otokorelasyon probleminin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Son olarak değişen varyansın olup olmadığı White testi kullanılarak araştırılmış ve test sonuçları Tablo 10’da paylaşılmıştır:

Tablo 10. White Değişen Varyans Testi (Cross Terms Dahil)

Ki-Kare	s.d	Olasılık
70.07660	28	0.5422

White testi sonucu incelendiğinde değişen varyans probleminin olmadığı görülmektedir ($0.5422 > 0.05$).

Yukarıda yer alan analiz sonuçlarına göre istikrar, otokorelasyon ve değişen varyansa yönelik koşullar sağlandığı için Johansen eşbütünlük testinin yapılması için herhangi bir sakınca bulunmamaktadır. Yapılacak olan eşbütünlük analizi, koşullar sağlandığından sağlıklı sonuçlar verecektir.

Çalışmamızda tüm seriler 1. seviyede durağanlaştığı ve dolayısıyla eşbütünlük analizinin bu varsayımı sağlandığından yapılacak olan eşbütünlük analizi sağlıklı sonuçlar verecektir.

Johansen(1988) eşbütünlük testi araştırmacılara 5 farklı model sunmaktadır. Uygulamalarda 1. ve 5. modellerin kullanımı genellikle tercih edilmediğinden, çalışmamızda 2., 3. ve 4. modelden hangisinin uygun olduğu araştırılacaktır. Burada uygun modelin seçilmesinde Pantula prensibinden yararlanılacaktır.

Pantula prensibine göre oluşturulan üç model Tablo 11’de paylaşılmıştır:

Tablo 11. Pantula Prensibine Göre Kurulan Modeller

Rank	Model-2: Deterministik Trend yok (Kısıtlı Sabit)	Model-3: Lineer Deterministik Trend var	Model-4: Lineer Deterministik Trend var (kısıtlı)
None	15.75644 (0.1861)	24.58380 (0.1769)	36.34527 (0.1940)
At Most 1	38.28688 (0.0225)*	11.04281 (0.2089)	12.08385 (0.8062)

Not: Tablodaki değerler iz istatistikleridir. Parantez içindeki değerler ise iz istatistiklerinin olasılık değeridir.

Tablo 11 incelendiğinde, Model 2 için “Hiç eşbütünlük vektör yoktur.” şeklinde kurulan sıfır hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Buna göre, Model 2 için 1 tane eşbütünlük vektör olduğu ve dolayısıyla da eşbütünlüğün varlığı yorumu yapılabilir.

Pantula yöntemi ile 1 eşbütünlük vektör varlığı tespit edildikten sonra Johansen eşbütünlük testi ile de eşbütünlük vektör varlığı araştırılmış ve test sonuçları Tablo 12’de verilmiştir.

Tablo 12. Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

Eşbütünlük Vektörü Sayısı	Özdeğer	λ_{iz}	%5 Kritik Değer	p	λ_{max}	%5 Kritik Değer	p
0	0.259	13.463	15.495	0.0989	15.917	21.132	0.0558
1	0.181	5.380	3.841	0.0204	8.083	14.265	0.0297

Tablo 12’de yer alan Johansen eşbütünlük vektörü sonuçları, gerek iz (λ_{iz}) gerek ise maksimum özdeğer (λ_{max}) test istatistikleri olarak bir tane eşbütünlük vektörü olduğunu göstermektedir.

Eşbütünlük vektör sayısı belirlendikten sonra hata düzeltme katsayısı (ECT) yardımı ile serilerde yaşanan uzun dönem sapmalarının %’de kaçının bir sonraki dönemde düzeleceği araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 13’te paylaşılmıştır:

Tablo 13. ECT Katsayıları Tablosu

Katsayı	ΔMS	$\Delta LNGDP$	ΔIS
ECT _{t-1}	-0.173 (0.162)	-0.245 (2.702)	-0.231 (2.514)

Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 13 incelendiğinde; sigorta pazar payında yaşanan %1’lik sapmanın %17’si bir sonraki dönemde düzeliyorken, LNGDP’deki %1’lik sapmanın %25’i bir sonraki dönemde düzelmektedir. Sigorta harcamalarında yaşanan %1’lik sapmanın ise %23’ünün bir sonraki dönemde düzeleceği yorumu yapılabilir.

5.4. Toda – Yamamoto Granger Nedensellik Testi

Bu yöntem uygulanırken, ilk olarak kurulan VAR modelinde uygun gecikme sayısına, en yüksek seviyede durağan olan serinin durağanlık seviyesi kadar gecikme eklenir. Daha sonra Wald testi uygulanarak nedensellik ilişkisinin varlığı araştırılır. Çalışmada VAR analizi ile uygun gecikme uzunluğunu 5 olarak bulunmuştur. Buna ilaveten birim kök testi sonuçlarına göre oluşan serilerin 1. derecede durağanlaştığını saptamıştır. Bu nedenle kuracağımız VAR modeline değişkenlerin 6 gecikmelerini de eklememiz gerekecek ve bu gecikme katsayılarına Walt testi uygulanacaktır.

Tablo 14. Toda – Yamamoto Granger Nedensellik Analizi

Bağımlı Değişken	Açıklayıcı Bağımsız Değişkenler		
	MS	LNGDP	IS
MS		25.59938 (0.0000)	10.10062 (0.0064)
LNGDP	5.530886 (0.0629)		2.128063 (0.3451)
IS	4.721841 (0.0943)	7.507909 (0.0234)	

Not: Parantez dışındaki değerler ki-kare istatistiklerini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler, ki-kare istatistiklerine ait olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 14 incelendiğinde, LNGDP değişkeninden MS değişkenine göre bir nedensellik ilişkisi varken (0.0000), MS değişkeninden LNGDP değişkeninin doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı (0.0629) görülmektedir. Buna göre bu iki değişken arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer şekilde IS değişkeninden MS değişkenine doğru da bir nedensellik ilişkisi varken (0.0064), MS değişkeninden IS değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı (0.0943) görülmektedir. Bu iki değişken arasında da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ve IS değişkeninin, MS değişkeninin bir nedeni olduğu yorumu yapılabilir. Tablo 14'te son olarak LNGDP değişkeninden IS değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir (0.0234). Buna göre LNGDP'nin, IS değişkeninin de bir nedeni olduğu yorumu yapılabilir. IS değişkeninden LNGDP değişkenine doğru ise herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır (0.3451).

Analiz sonuçlarına göre LNGDP'den MS'ye doğru ve IS'den MS'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi belirlenmesinin ardından değişkenlerin katsayı belirlemek amacı ile eşbütünleşik regresyon modelleri incelenecektir.

5.5. Eşbütünleşik Regresyon Modelleri (DOLS, FMOLS ve CCR Modelleri)

Eşbütünleşik regresyon modellerine göre oluşturulan Tablo 15'de eşbütünleşik regresyon modelleri tahmin sonuçları verilmiştir.

Tablo 15. Eşbütünleşik Regresyon Modelleri Tahmin Sonuçları

Değişkenler	DOLS	FMOLS	CCR
LNGDP	0.104 (10.765)*	0.095 (9.751)* (0.000)**	0.095 (10.218)* (0.000)**
IS	(0.000)**		
C	0.018 (-0.500)*	0.018 (0.570)* (0.574)**	0.021 (0.705)* (0.487)**
	(0.623)**	-0.433 (-11.863)* (0.000)**	-0.432 (-12.514)* (0.000)**
	-0.443 (-13.888)*		
	(0.000)**		
R-Squared	0.979	0.929	0.930
Adjusted R-Squared	0.970	0.924	0.924

Not: Parantez dışındaki değerler katsayıları ifade etmektedir.

*: t-istatistik değerlerini ifade etmektedir.

** : t-istatistik değerine ait olasılık değerlerini ifade etmektedir.

MS değişkeninin bağımlı değişken olarak alındığı üç modelden elde edilen bulgulara göre LNGDP değişkeninin, MS değişkeni üzerinde uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. IS değişkeni ise MS değişkeni üzerinde uzun dönemde anlamlı bir etkiye sahip değildir. Tüm modellere göre LNGDP ve IS değişkeninin MS değişkeni üzerinde pozitif bir etkiye sahip oldukları sonucuna

ulaşmıştır. “LNGDP” değişkeninde meydana gelen %1’lik bir artış, FMOLS, DOLS ve CCR modellerinin sonuçlarına göre %5 anlam düzeyinde “MS” değişkenini sırasıyla %0.104, %0.095 ve %0.095 arttırmaktadır. LNGDP katsayısının pozitif bulunması, iki değişken arasında aynı yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. “IS” değişkeninde meydana gelen %1’lik bir artış, FMOLS, DOLS ve CCR modellerinin sonuçlarına göre %5 anlam düzeyinde “MS” değişkenini sırasıyla %0.018, %0.018 ve %0.021 arttırmaktadır. Aynı şekilde IS değişkeninin katsayısı da her üç modelde de pozitifdir. Buna göre bu iki değişken arasında aynı yönlü bir ilişki olduğu yorumu yapılabilir. Uzun dönem eşbütünlük katsayılarını yorumlama olanağı sağlayan üç eşbütünlük modeli de yaklaşık olarak birbiri ile benzer sonuçlar vermiştir.

6. Sonuç ve Öneriler

Ülke ekonomilerinde sigorta pazarları, sigorta harcamalarına ve ülkelerin ekonomik özelliklerine göre şekillenmektedir. Sigorta harcamalarına büyük pay ayıran gelişmiş ekonomilerin sigorta pazar paylarının da yüksek olduğu görülmektedir. Ayrıca, gelişmiş ekonomilerin sigorta faaliyetlerine verdiği önem, gelişmekte olan ve az gelişmiş ekonomilere göre çok daha fazladır. Bu durum pazar payı verilerinden de açıkça görülebilmektedir. Bu çalışmada LNGDP ve sigorta harcamaları değişkenlerinin sigorta pazar payına etkilerini saptamak ve Türkiye ekonomisinde sigorta pazar payı konusunda politika yapıcılara bilgi sunmak amaçlanmıştır.

Çalışmada, 1990-2019 yıllarında Türkiye’nin sigorta harcamaları ile LNGDP verilerinin sigorta pazar payına etkisi incelenmiştir. Çalışmada analizler LNGDP değişkeninin doğal logaritması alınarak gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgulara göre sigorta pazar payında %1’lik bir sapma yaşanması durumunda, bir dönem sonra bu sapmanın %17’sinin düzeleceği öngörülmüştür. Ayrıca LNGDP’de %1’lik bir sapma yaşanması durumunda %25’inin düzeleceği ve sigorta harcamalarında yaşanan %1’lik bir sapma yaşanması durumunda %23’ünün bir sonraki dönemde düzeleceği sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada ayrıca, LNGDP değişkeninden MS değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi istatistiki olarak tespit edilmiştir. Buna göre bu iki değişken arasında tek yönlü bir nedenselliğin olduğu saptanmıştır. Benzer şekilde IS değişkeninden MS değişkenine doğru da bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiş, MS değişkeninden IS değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre bu iki değişken arasında da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır. Bu sonuca göre “IS değişkeni, MS değişkeninin nedenidir.” yorumu yapılabilir. Çalışmada açıklayıcı değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde ise LNGDP değişkeninden IS değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi varken, IS değişkeninden LNGDP değişkenine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı saptanmıştır. Buna göre açıklayıcı değişkenler arasında da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ve LNGDP değişkeninin, IS değişkeninin bir nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Özetle LNGDP değişkeni hem MS hem de IS değişkeninin bir nedenidir. Buna göre Gayri Safi Yurtiçi Hasıla’nın artırılmasına yönelik yapılacak çalışmalar, sigorta pazar payının ve sigorta harcamalarının artmasına da katkı sağlayacaktır. Sigorta harcamalarının artırılmasına yönelik yapılacak çalışmalar da sigorta pazar payının artmasına katkı sağlayacaktır.

Çalışmada son olarak uzun dönem eşbütünlük katsayılarını tespit etmek için eşbütünlük regresyon modelleri kurulmuştur. Eşbütünlük regresyon modellerinden elde edilen bulgulara göre LNGDP değişkeninde yaşanacak %1’lik artışın sigorta pazar payında %0.104’lük bir artışa neden olacağı, sigorta harcamalarında yaşanacak %1’lik artışın ise sigorta pazar payında %0.018’lik bir artışa neden olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada, elde edilen her üç eşbütünlük regresyon modelinin birbirine çok yakın sonuçlar verdiği ve üç modelin sonuçlarının birbiri ile örtüştüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Sigorta pazar payına yönelik yapılacak çalışmalar için araştırmacılara, daha fazla yılı içeren aralık seçilmesi ve pandemi öncesi ile sonrası arasında yaşanan yıllardaki farklılığa değinilmesi öneri olarak sunulabilir. Gelecek çalışmalar için sigorta harcamalarına ilaveten başka harcama kalemlerinin ve para politikalarının modele bağımsız değişken olarak eklenip sigorta pazar payı üzerinde etkisi olup olmadığının araştırılması önerilebilir. Ayrıca Türkiye ekonomisinde, sigorta pazar payına yönelik çalışan politika yapıcılara, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ile ilgili çalışmalar yapması önerilebilir. Artan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla, sigorta pazar payını doğrudan etkileyerek arttıracığı gibi, sigorta harcamalarının artmasına da neden olacak ve bu sayede dolaylı olarak da sigorta pazar payının artmasına katkı sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Akın, F. ve Karaboğa, K. (2011). Küresel Finansal Krizin Sigorta Sektörü Üzerine Etkileri: Türk Sigorta Sektörü Üzerine Bir Araştırma. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3 (5): 1-10.
- Alexander D. L. and Neill J. (2015). The Impact of Market Share on Health Insurance Premiums. *Atlantic Economic Journal*, 43(4): 477-488.
- Arı, E. ve Gülcemal M. E. (2019). OECD Ülkelerinin Sigorta Pazar Paylarının Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlerle İncelenmesi. *Batman Üniversitesi Yaşam Bilimleri Dergisi*, 9 (2): 136-157.
- Asteriou, D. and Hall, S.G. (2007). *Applied Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Badescu, A. V. and Simion A. E. (2011). The Evaluation of the Market Share of an Insurance Company. *Romanian Society for Quality Assurance (SRAC)*, 9: 516-524.
- Baykal, E. (2019). Küreselleşmenin Türkiye Sigorta Sektöründeki Etkileri: Şirketlerin Ortaklık Yapısı ve Pazar Payları. *Yönetim Ekonomi Edebiyat İslami ve Politik Bilimler Dergisi*, 4 (1): 100-130.
- Behdioğlu, S. ve Şener, Y. (2013). Türkiye Sigorta Pazarının Gelişimindeki Ana Unsurların Belirlenmesine Yönelik Bir Araştırma. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Özel Sayı: 523-534.
- Berke, B. (2012). Döviz Kuru ve IMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni bir test. *Maliye Dergisi*, 0 (163): 243-257.
- Burca, A. M. And Batrinca, G. I. (2014). Application of Cluster and Discriminant Analysis on Romanian Insurance Market. Conference Paper. · May 2014 Doi Number: 10.13140/RG.2.1.2084.2407 Conference: 23rd IBIMA Conference, At Valencia.
- Cengiz, S. (2007). Sigortacılık Sektöründe Rekabet Hukuku Uygulamaları, AB Düzenlemeleri ve Türkiye İçin Çıkarımlar. Ankara: Rekabet Kurumu.
- Deloitte Danışmanlık A.Ş. (2015). Sigorta Acenteleri Dünya Uygulamaları Araştırma ve 2023 Vizyonu Belirleme Raporu. Ankara: TOBB.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Göçer, İ. (2013). Seçilmiş OECD Ülkelerinde Bütçe Açıklarının Sürdürülebilirliği: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Panel Eş-Bütünleşme Analizi. *Journal of Yasar University*, 30(8): 5086-5104.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3: 231-254.
- Karaköy Taş, M. (2015). Dünya Sigorta Pazarında Türkiye'nin Yeri. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimleri Dergisi*, 14 (27): 133-148.
- Kumar, V. and Leona, R. ve Gaskins, J. (1995). Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures. *International Journal of Forecasting*, 365.
- Kütük, E. (16.05.2001). "Ülkemizde Sigorta Bilinci Yaygınlaşıyor". *Sigortacı Gazetesi*, 3.
- Nomer, C. ve Yunak, H. (2000). *Sigortanın Genel Prensipleri*. İstanbul: Ceyma Matbaacılık.
- Özudođru, H. (2017). Türkiye Sigortacılık Sektörünün Değerlendirilmesi. *Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 4(1): 38-47.
- Peçe, M. A., Ceyhan, M. S. ve Akpolat, A. (2016). Türkiye'de Gelir Dağılımının Ekonomik Büyümeye Etkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *International Journal of Cultural and Social Studies (IntJCSS)*, 2 (1): 135-148.
- Sezal, L., (2017). Türkiye Sigortacılık Sektörünün Değerlendirilmesi ve Faizsiz Sigortacılık Sisteminin Uygulanabilirliği. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10 (52): 1156-1167.
- Sibindi, A. B. (2015). Insurance Market Development: An Empirical Study of African Countries, *Risk Governance & Control: Financial Markets & Institutions*. 5 (4): 319-330.
- Swiss Re, (2019). *Sigma: World Insurance: The Great Pivot East Continues*, No: 3, Switzerland.

- Swiss Re, (2020). Sigma: World Insurance: Riding Out The 2020 Pandemic Storm, No:4, Switzerland.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D. (2009). Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16 (2): 96-105.
- Taşkın, E. ve Şener, Y. (2005). Türkiye Sigorta Pazarının Avrupa ve ABD Sigorta Pazarları ile Karşılaştırması. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 0 (49): 996-1020.
- Tunay, N. (2020). Ekonomik Dalgalanmaların Sigorta Şirketlerinin Pazar Payları ve Prim Üretimleri Üzerindeki Etkileri. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 9 (17): 95-101.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly İntegrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250.
- Yılmaz, F. ve Tezcan, N. (2007). Vergi Hasılatı ve Sabit Sermaye Yatırımlarının Ekonomik Büyümeye Olan Etkisi: Ekonometrik Bir İnceleme. 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 1-14.
- Yılmaz, Ö. ve Akıncı, M. (2011). İktisadi Büyüme ile Cari İşlemler Bilançosu Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15 (2): 363-377.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, Oil Prices Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economics Statistics*, 10 (3): 25-44.
- <https://data.oecd.org/insurance/national-insurance-market-share.htm> (Erişim Tarihi: 17 Nisan 2021).
- <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?view=chart&locations=TR> (Erişim Tarihi: 17 Nisan 2021).