

Cinsiyete Göre Nüfus Yaşlanması ve Gelir Eşitsizliği: Panel Fourier Nedensellik Analizi

Onur YAĞIŞ¹

Öz

Dünya genelinde demografik geçiş süreciyle birlikte nüfusun hızlı bir şekilde yaşlanması gerçekleşmektedir. Yaşlı kesimlerde genç kesimlere göre eşitsizliklerin daha fazla olma eğilimi taşıması dolayısıyla nüfusta meydana gelen yaşlılığın gelir eşitsizliğini artırabilen önemli bir etmen olduğu düşünülmektedir. Nüfusta meydana gelen yaşlılık ekonomik ve sosyal etkileri bakımından üzerinde araştırılması gereken bir konu haline gelmiştir. Yaşlı nüfusta meydana gelen artış ekonomik yapıdaki determinantların da değişimine neden olmuştur. Bu değişiklikler, aktif çalışan genç nüfus ile yaşlı nüfus arasında işgücünün arzı, tüketim, tasarruf, sosyal harcamalar ve beşeri sermaye bakımından konuların farklı hale gelmesine neden olmuştur. Yaşa bağlı olarak gerçekleşen eşitsizlikler farklı dönemlerde karşımıza çıkmakla birlikte yaşlılık dönemindeki eşitsizlikler büyük öneme sahiptir. Bu çalışmada 1988-2021 döneminde G-20 ülkeleri için cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisi incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda kullanılan Panel Fourier Toda Yamamoto nedensellik analizi sonucunda, toplam yaşlı nüfustan gelir eşitsizliğine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik sonucu elde edilmiştir. Cinsiyete göre nüfus yaşlanmasından gelir eşitsizliğine doğru nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Anahtar Kelimeler: Cinsiyete Göre Nüfus Yaşlanması, Gelir Eşitsizliği, Panel Fourier Nedensellik Analizi

¹ Dr, Bağımsız Araştırmacı, Çanakkale/Türkiye, ORCID: 0000-0003-3457-657X, e-posta: onuryagis@hotmail.com

Population Aging and Income Inequality by Gender: Panel Fourier Causality Analysis

Onur YAĞIŞ¹

ABSTRACT

The demographic transition process is rapidly aging the population worldwide. Since inequalities tend to be greater in the elderly compared to the young, it is thought that old age in the population is an important factor that can increase income inequality. Old age in the population has become a subject that needs to be investigated in terms of its economic and social effects. The increase in the elderly population has also caused the determinants in the economic structure to change. These changes have led to differences in labor supply, consumption, savings, social expenditures, and human capital between the young active working population and the older population. Although inequalities that occur due to age appear in different periods, inequalities in old age are of great importance. This study aims to examine the relationship between population aging and income inequality by gender for the G-20 countries in the period 1988-2021. As a result of the Panel Fourier Toda Yamamoto causality analysis used for this purpose, a causality result was obtained at a significance level of 1% from the total elderly population to income inequality. No causality relationship was found from population aging to income inequality according to gender.

Keywords: *Population Ageing by Gender, Income Inequality, Panel Fourier Causality Analysis*

¹ Dr, Independent Researcher, Çanakkale/Türkiye, ORCID: 0000-0003-3457-657X, e-mail: onuryagis@hotmail.com

1. Giriş

Gelir eşitsizliği ile ilgili hususlar iktisat literatüründe araştırma konusu olarak sıklıkla kullanılmaktadır. Gelir eşitsizliğinin toplumsal sosyal uyuma, politik istikrara, büyüme oranlarına, toplumsal suç ve şiddet olaylarında artış gibi çeşitli olumsuz etkileri bulunmaktadır. Bu nedenle gelir eşitsizliğine etkisi bulunan faktörlerin incelenmesi gerekmektedir (Elhini, 2019: 434; Asandaş ve Işık, 2021: 108; Yılmaz ve Rakıcı, 2024: 384).

Bu faktörlerden ilki nüfusun yaşlanmasıdır. Doğum ve ölüm oranlarının yüksek seviyelerden düşük seviyelere gerilemesi ve sağlık hizmetlerinin gelişmesi sonucunda nüfus gençlerden yaşlılara doğru yeniden dağılım biçiminde bir demografik yapıya dönüşmüştür. Bu dönüşüm sonucunda dağıtım mekanizması yeni istikrarlı nüfus dağılımı oluşuncaya kadar, mevcut eşitsizlik artmayı sürdürmektedir. Eşitsizliğin artması uzun vadede kalkınma ve sosyal yapı üzerinde olumsuz bir etki oluşturmaktadır. Bu bağlamda, iktisadi eşitsizliğe dair incelemelerin yapılması zorunlu olmuştur (Fisunoğlu vd., 2018: 97). Yaşlanma; emeklilik sisteminde, mülk edinebilme, sosyal hayata katılma bakımından zorluklar meydana getirirken, yaşlı nüfusun refah düzeyinin azalmasına neden olabilmektedir. Emeklilik aşamasında elde edilen ekonomik güvence refaha ulaşmak olarak görüldüğünde, iktisadi kaynakların yeterince gelişmemiş olması sağlık olanaklarına erişimi etkilemektedir (Kökalan, 2019: 202; Kenanoğlu ve Aydın, 2022: 760). Nüfusun yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisinin 20. yüzyılın sonlarında gelişmiş ülkeler özelinde ele alındığı görülmektedir. 1970’li yılların ortalarına kadar 65 yaş üstü nüfusun önemli bölümü gelişmiş ülkelerde yaşamaktayken, 2000’li yıllarda yaşlı kesimin %59’u gelişmekte olan ülkelerde yaşamaktadır. Yaşlanma bu bağlamda tüm dünyayı ilgilendiren küresel bir durum haline gelmiştir (Zhong, 2011: 98).

Küresel olarak değerlendirildiğinde nüfus yaşlanmasının artan bir hızda devam etmesi beklenmektedir. Gelişmiş ülkelerde 2023 yılında 65 yaş üstü nüfusun toplam nüfus içindeki oranı %20,2 iken 2050 yılında %27,8’e yükselmesi beklenmektedir. Bu oranın gelişmekte olan ülkelerde 2023 yılında %9’dan 2050 yılında %17,4’e çıkması, düşük gelirli ülkelerde ise 2023 yılında %3,7’den 2050 yılında %6,1’e yükselmesi beklenmektedir. Gelişmiş, gelişmekte olan ve düşük gelirli ülkelerde, yaşlı kadın nüfusun oranının 2023 yılında % 4’ten 2050 yılında %7’ye artması beklenmektedir. Yaşlı erkek nüfusunda yine 2023 yılında %3’den 2050 yılında %5’e yükselmesi tahmin edilmektedir. Afrika’da 2050 yılında 2022 yılına göre yaşlı nüfusun %400 artışla 63 milyondan 340 milyona çıkması, Asya- Pasifik bölgesinde ise aynı dönem için 55 milyondan 122 milyona çıkması öngörülmektedir (United Nations, 2023: 24-25).

Yaşlılığın; gelir, işgücü ve ücret seviyesi, dağıtım planlamaları, emeklilik sistemi, sağlık altyapısı ve hane halkı üzerinde çeşitli etkileri bulunmaktadır. Bu etkilerin birlikte incelenmesi yaşlılık ve gelir eşitliğine dair ilişkileri belirlemektedir. Nüfusta yaşlılık düzeyinin arttığı ülkelerde gelir eşitsizliğinin de doğru orantılı olarak arttığı söylenebilmektedir. Bu durumun sebepleri arasında, yaşla birlikte

eşitsizliğin yükselme trendine sahip olması, eşitsizlik kıstaslarına etki edebilme potansiyelini barındırması gösterilmektedir. Nüfus yaşlanmasının nedenlerinden birisi olan yaşam süresindeki artışın, kişi başına düşen geliri azaltması beklenmektedir. Çünkü nüfus yaşlanmasının kişi başına düşen geliri, çalışma çağındaki nüfusun payındaki azalmaya eşlik edecek olan kişi başına işgücü arzındaki düşüş yoluyla azalttığı düşünülmektedir. Bu nedenden dolayı yaşlılık gelir eşitsizliğine neden olabilmektedir (Goldstein ve Lee, 2014: 193; Drosdowski vd., 2015: 1; Hanewald vd., 2021: 2).

Nüfus yaşlanması ve gelir dağılımı arasındaki ilişkinin teorik boyutu açıklanırken sürekli gelir hipotezi ve yaşam boyu gelir hipotezinden bahsetmek mümkün olmaktadır. Nüfus yaşlanması ve gelir dağılımı ilişkisi sürekli gelir hipotezi ve yaşam boyu gelir hipoteziyle açıklanabilmektedir. Buna göre nüfus yaşlandığında tüketim ve gelir eşitsizliği artmaktadır. Bunun nedeni, kişilerin gelir ve tüketim kararlarında istihdam olanakları, eğitim ve sağlık gibi çeşitli etmenlerden etkilenmesidir (Chen vd., 2018; Baktemur, 2021: 3; Arslan, 2023: 289). Yaşam boyu gelir hipotezi; Amerikalı iktisatçılar Ando ve F. Modigliani tarafından 1950'li yılların ikinci yarısından sonra geliştirilmiştir. Bireyler çalışma çağlarında emeklilik dönemlerine kıyasla daha fazla gelir elde etmektedir. Bu bakımdan bireyler ellerinde bulundurdukları gelirlerinde hayatları boyunca meydana gelebilecek dalgalanmaların, tüketimleri üzerindeki olası etkileri bertaraf edebilmek için pozitif tasarruf yapmaktadır. Bireyler yapmış oldukları bu tasarruf ile emeklilik dönemlerinde tüketimlerinin geliri aşan düzeyinin finansmanını gerçekleştirmektedir. Bireylerin bugünkü tüketimleri, ömür boyunca elde etmeyi bekledikleri gelirlerine bağlıdır. Bireyler çalışma dönemlerinde pozitif ve yaşlılıktaki negatif tasarruflarını, orta yaşlarında kullanacak ve ölümüyle birlikte, herhangi bir mirasa bırakmaksızın, ömür boyunca elde ettiği tüm gelirini tüketmiş olacaktır. Sürekli gelir hipotezi ise, Amerikalı bir diğer iktisatçı olan Milton Friedman tarafından 1957 yılında geliştirilmiştir. Bu hipoteze göre, belirli bir dönemde ölçülmesi mümkün gelir, sürekli ve geçici gelir toplamından oluşmaktadır. Sürekli gelir, bireylerin sahip oldukları tüm servetleri ile her geçen yıl elde etmeyi hedefledikleri ortalama gelirdir. Ayrıca bireyler sürekli gelirlerini, sürekli gelirlerinin geçmiş zamanlardaki değerlerini inceleyerek belirlemektedir. Sürekli gelir, bir kişinin bugünkü servet düzeyi ile şimdi ve gelecekte elde edeceği gelir veriyken, ömrünün kalan kısmında sürdürebileceği düzenli harcama oranıdır. Fakat sürekli gelirin sürekliliğiyle ilgili belirsizliklerden dolayı yeni versiyonlar geliştirilmiştir (Friedman, 1957; Ando ve Modigliani, 1963; Ünsal, 2000: 302-306; Dornbusch vd., 2007: 377; Mankiw, 2010: 509-513; Ünsal, 2017: 514-523).

Nüfusun yaşlanmasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini doğrudan ve dolaylı etkiler olarak açıklamak mümkündür. Doğrudan etkilerden birisi üretim faktörleri arasında bulunan getirinin, talep ve fiyatlarındaki değişimlerdir. Nüfusta meydana gelen yaşlanmayla birlikte emek ve sermaye talebinde değişimler meydana gelmektedir. Bu değişimle birlikte fiyatlarda meydana gelen farklılıklar gelir eşitsizliğine doğrudan etki etmektedir. Yaşın artmasına bağlı olarak tüketim tercihleri değişmektedir. Tüketimdeki değişim mal ve hizmetlere yönelik talepte değişikliklere sebep olmaktadır. Yaşlanmanın artmasıyla birlikte sağlık ve bakım hizmetlerine daha fazla talebin olması

tüketim tercihlerinin değişmesine örnek olarak verilebilmektedir. Ürüne olan talep işgücü talebindede değişikliklere neden olarak gelir dağılımını etkileyebilmektedir. Nüfus yaşlılığı ekonomik büyümeyi etkileyerek, yaşlanma ile birlikte kamusal tedbirlerde farklılıklara neden olmakta ve doğurganlık oranlarına etki ederek gelir eşitsizliğine dolaylı olarak tesir etmektedir. Nüfusta meydana gelen yaşlılık kamusal hizmetlerin dağılımını ve bu hizmetler için zorunlu olan finansal kaynakların oluşturulmasına etki etmektedir. Bu durum gelir dağılımına olumsuz etkileyen bir diğer etmendir (Uyanık ve Başyığıt, 2018: 282). Yaşlanma kamusal hizmetlere dair tedbirlerde farklılıklara sebep olurken, doğum oranlarına tesir ederek gelir eşitsizliğinin yaşanmasına neden olmaktadır. Yaşlı nüfus bir taraftan işgücünde verimliliğin azalmasına diğer taraftan sosyal harcamaların artmasına neden olmaktadır. Bu açıdan kamuya ekonomik bir yük gelmektedir. Bu bağlamda iktisadi büyüme ve gelir dağılımı da olumsuz etkilenmektedir (Karagöz, 2021: 1546; Cafri ve Acci, 2023: 107-108).

Bu çalışmanın amacı cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisinin araştırılmasıdır. Bu yüzden çalışmada, 1988-2021 dönemi ele alınarak cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisi verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkesi için araştırılmıştır. Gelişmiş ve yükselen ekonomilerden oluşan G-20, küresel ekonomik iş birliğini sağlamak için temel platformdur. G-20 sayesinde her kıtadan gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler uluslararası problemlere çözüm sağlamada önemli rol üstlenir. G-20 üyesi ülkeler uluslararası ticaretin yüzde 74'ünü, dünya nüfusunun yüzde 64'ünü ve dünya toplam üretiminin %86'sını oluşturmaktadır (Uğur ve Dalli, 2021: 3). Bu nedenle çalışmada; G-20 ülkelerinde cinsiyete göre nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliği üzerinde etkisinin araştırılması temel motivasyonu oluşturmaktadır. Çalışmada Yılcı ve Görüş (2020) tarafından literatüre kazandırılan Panel Fourier Toda-Yamamoto nedensellik yöntemi kullanılmıştır. Bu test hem güncel olması hem de diğer analizlere göre hata payını en aza indiren bir teknik olması nedeniyle tercih edilmiştir. Bu çalışmada, cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisinin en güncel veri ve ekonometrik teknik ile araştırılması yanında, her bir verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkesine ait ayrı bulguların elde edilmesi bu çalışmayı literatürdeki diğer çalışmalardan farklılaştırmaktadır. Bu açıdan literatüre önemli katkı sağlayacağı düşünülmekte ve sonuçlardan yola çıkarak politika önerileri sunulması hedeflenmektedir. Çalışmada giriş bölümünün ardından literatür taraması, veri seti, model ve yöntem ile bulgular bölümüne yer verilmiştir. Son bölümde ise elde edilen bulgulara ve politika önerilerine yer verilerek çalışma sonlandırılmıştır.

2. Literatür Taraması

Literatürde nüfusun yaşlanmasının iktisadi etkilerini inceleyen araştırmalar genellikle verimlilik konusunu ele alırken elde edilen bulgular çeşitlilik gösterebilmektedir. Ekonomiye yaşlı nüfusun olumsuz etki etmesi durumu genellikle, yaşlanan emek gücünün verimliliğinin düşmesi, tasarrufların azalması ve sosyal harcamaların artmasıyla ilişkilendirilmektedir. Diğer yandan nüfus yaşlanmasının iktisadi olumlu etkileri beşeri sermaye artışı ve teknolojik gelişmelerle açıklanabilmektedir. Nüfus yaşlanmasıyla ilgili ele alınan bir diğer konu gelir eşitsizliğidir. Atkinson'ın (1971), "Distribution of

wealth and individual life cycle” başlıklı çalışması konuyla ilgili literatürdeki ilk çalışmadır. Yazar çalışmasında Britanya’yı ele almıştır. Çalışmada, yaş grupları arasında servetin adil dağılmadığı, eşitsizliğin sebebinin zenginliğin nesiller arası aktarımındaki farklılıklardan kaynaklandığı belirtilmiştir. Nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisine dair literatürde farklı görüşler bulunmaktadır. Bu görüşlerin sebepleri olarak incelenen dönem, ülke ve kullanılan metodların farklı olmasını gösterilebilmektedir. Bu bölümde gelir eşitsizliği ve yaşlanma ile gelir eşitsizliğiyle ilişkili makroekonomik değişkenlerin bulunduğu ve konuyu farklı yöntemlerle değerlendiren çalışmalara yer verilmiştir. Nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliğini artırdığı bulgularına ulaşılan çalışmaları Primiceri ve Van Rens (2009), Zhong (2011), Yamada (2012), Lin vd.,(2015), Dong vd., (2018), Chen vd., (2018), Fisunoğlu vd., (2018), Hanewald vd., (2021), Wang vd., (2023) şeklinde sıralamak mümkündür.

Primiceri ve Van Rens (2009), ABD için tahminde bulunmuştur. Hane halkı gelir ve tüketim anketlerinin kullanıldığı çalışmada, gelir eşitsizliği ve yaşam boyu şoklarının varlığı kabul edilmiştir.

Zhong (2011), 1997-2016 zaman aralığını ele alarak Çin’i araştırmıştır. Zaman serisi analizinin uygulandığı çalışma sonucunda, kırsal kesimde nüfus yaşlılığı ve gelir eşitsizliği arasında pozitif ilişkinin varlığı sonucuna ulaşmıştır. Bu durum literatürde gelişmiş ülkeler açısından incelenen ve elde edilen sonuçların tersine bir durum olarak çıkmıştır. Bu durumun nedenleri arasında nüfus yaşlanmasıyla birlikte birlikte ortaya çıkan, işgücü eksikliği ve sanayileşmenin artışıyla birlikte işgücü dağılımının adaletsiz hale gelmesine vurgu yapılmaktadır.

Yamada (2012), çalışmasında makroekonomik etkilerin ve yaşlanmanın eşitsizlik üzerinde etkilerini 1980-2000 dönemini ele alarak Japonya için analiz gerçekleştirmiştir. Dinamik genel denge analizi sonucunda, nüfus yaşlanmasının yanında makroekonomik etmenlerin de eşitsizliği artırdığına vurgu yapmıştır.

Zhu (2013), 1968-1997 ve 1981-2003 zaman aralığında ABD için bir araştırma gerçekleştirmiştir. Panel çalışmalara dayalı gelir dinamikleri ve tüketim harcamaları anketi sonucunda, gelir eşitsizliği ve yaş arasında ilişki bulunmuştur. Zhu (2013) ile aynı ekonometrik tekniği kullanan Lin vd., (2015)’de benzer sonuç elde etmiştir. Lin vd., (2015), 1998-2006 dönemi verileri ile Tayvan için incelemede bulunmuşlardır. Panel veri tekniğinin kullanıldığı çalışmada yaşlılığın eşitsizliği artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Hwang (2016), ise emeklilik fonlarının gelir eşitsizliğine etkilerinin 1998-2010 dönemini ele alarak Güney Kore için tahminde bulunmuştur. Gini katsayısı ayrıştırma metodunu analizinin uygulandığı çalışmada, emeklilik fonlarının yaşlı gruplardaki gelir eşitsizliğini bazen dengelediği bazen de dengelemediğini kanıtlanmıştır.

Chen vd., (2018), araştırmalarını Çin üzerine gerçekleştirmişlerdir. Çalışmasının sonucunda, yaşlılığın eşitsizliği artırdığını vurgulanmıştır. Ayrıca nüfusta meydana gelen yaşlanmasının gelir eşitsizliğine kıyasla tüketim eşitsizliğini daha fazla artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Dong vd., (2018), 1996-2011 dönemini ele alarak Çin için analiz gerçekleştirmişlerdir. Çalışma sonucunda, yaşlılığın

eşitsizliği artırdığı vurgusu yapılmıştır. Zhong (2011) ve Chen vd., (2018)'in bulgularını destekler nitelikte sonuçlar elde etmişlerdir.

Fisunoğlu vd., (2018) 2003-2014 dönemini ele alarak OECD ülkeleri için analiz gerçekleştirmişlerdir. Dinamik Panel veri analizleri sonucunda, yaşlı nüfusun gelir eşitsizliğine neden olduğu sonucu bulunmuştur. Eşitsizliğin azaltılması için gelir desteği, vergi ve asgari ücret politikaları önerilerinde bulunmuşlardır. Hanewald vd., (2021), 1991-2015 zaman aralığını ele alarak Çin için tahminde bulunmuşlardır. Regresyona dayalı eşitsizlik ayrıştırma yöntemini ve üç aşamalı aracı etki testinin uygulandığı çalışmada, nüfus yaşlılığının gelir eşitsizliğini artırmasının kentsel ve kırsal farklılıklardan ve eğitimde eşitsizlikten kaynaklandığı belirtilmiştir.

Wang, vd., (2023), 1998 yılı verileri ile 139 ülke için inceleme gerçekleştirmişlerdir. Sabit etki regresyon tekniği sonucunda, yaşlanmanın etkisi altında gelir eşitsizliği, karbon emisyonu verimliliğinin iyileştirilmesini teşvik etmeden önce yaşlanmanın engelleyici bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu görüşün aksine Faik (2012) nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliğini azalttığına ilişkin sonuçlar elde etmiştir. Faik (2012), 1984-2010 dönemini inceleyerek Almanya'ya dair araştırma yapmıştır. Alman Sosyo-Ekonomik Panel (SOEP) dalgalarının ampirik temelinde çeşitli tahmin denklemleri üretmesi sonucunda, yaşlanmanın büyümeyi artıracığı, büyümesinde artmasıyla birlikte yaşlanmanın gelir eşitsizliğini azaltacağı bulgusunu elde etmiştir.

Kang (2009) ile Rougoor vd., (2014) ise nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliği üzerinde belirli bir zamana kadar azaltıcı, belirli bir zamandan sonra ise artırıcı etki oluşturduğunu vurgulamıştır.

Kang (2009), Güney Kore için gelir eşitsizliği ve nüfus yaşlanmasına dair araştırma gerçekleştirmiştir. Çalışmada, nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliği üzerinde 35 yaşına kadar azalma sonrasında ise artma şeklinde etki oluşturduğu sonucu bulunmuştur. Rougoor vd., (2014), küresel gelir eşitsizliğinde gelecekteki muhtemel durumları araştırmak için gelir eşitsizliği ve demografik geçiş üzerine analiz gerçekleştirmişlerdir. Yazarlar araştırmalarının sonucunda, küresel gelir eşitsizliğinin 2027 yılına kadar azalacağı, 2027 yılının ardından artacağı sonucunu elde etmişlerdir.

Literatürde Kim ve Kim (2017), Castillo vd., (2025)'da cinsiyet, gelir dağılımı ve yaşlılık olgularının ilişkili olduklarını belirtmişlerdir. Kim ve Kim (2017), 34 Avrupa ülkesi için sosyo-ekolojik faktörler ile yaşlı yaşam beklentisi arasındaki ilişkileri Pearson korelasyon katsayıları ve üç regresyon modeli ile değerlendirmiştir. Çalışmada sosyo-ekolojik eşitsizlik düzeylerinin 60 yaşındaki yaşlı yaşam beklentisi düzeyleri üzerinde önemli bir gizli etkiye sahip olduğu vurgulanmıştır. Çalışma sonucunda kadınların yaşlı yaşam beklentisinin erkeklerden daha yüksek olduğu belirtilmiştir. Ayrıca milli gelir, cinsiyet eşitsizliği ve devletin kredi notunun yaşlı yaşamında önemli bir etkisinin bulunduğu vurgulanmıştır.

Castillo vd., (2025), farklı gelir seviyelerine sahip yedi bölgede insan sermayesi, cinsiyet eşitsizliği ve GSYH'nin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 2000'den 2018'e kadar 125 ülkeden panel verileri kullanılarak Panel Mekansal Korelasyon Tutarlı kukla değişkenler (PSCC) ve panel kantil regresyonu gibi yöntemlerin kullanıldığı çalışmada, gelir seviyesinin insan sermayesi ve gelir eşitsizliği arasındaki GSYH ilişkisini önemli ölçüde etkilediği ortaya koyulmuştur. Ayrıca cinsiyet eşitsizliği ile gelir eşitsizliğinin pozitif bir ilişkide olduğu ve gelir eşitsizliğinin süreklilik gösterdiği vurgulanmaktadır. Gelir eşitsizliğinin ortadan kaldırılması için ilerici vergilendirme, sosyal refah programları ve işgücü piyasası düzenlemelerinin yapılmasının önemi belirtilmiştir.

Literatür taramasında nüfusun yaşlanması ve gelir eşitsizliğine yönelik olarak çeşitli ülkelere dair birçok araştırmanın yapıldığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda nüfusun yaşlanmasının gelir eşitsizliğini artırdığı ve azalttığı sonuçlar görülmektedir. Elde edilen bulgular zaman aralığı ve ülke grubuna göre değişmesine rağmen genel görüş nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliğini artırdığı yönündedir. Bu iki kavrama dair literatürde pozitif ve negatif ilişkilerin bulunduğu birçok çalışma yer almaktadır. Bu noktadan yola çıkarak çalışmanın devamında mevcut literatürden farklı olarak ülke grubu ve kullanılan ekonometrik yöntem ile ampirik uygulama gerçekleştirilmiştir

3. Veri Seti, Model ve Yöntem

Bu çalışmada, cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliği ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmanın bağımlı değişkeni gini katsayısı aracılığıyla ölçülecek olan gelir eşitsizliği iken, bağımsız değişkenler 65 yaş ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %), 65 yaş ve üzeri kadın nüfus (kadın nüfusunun %), 65 yaş ve üzeri erkek nüfus (erkek nüfusun %) şeklindedir. Uygulamada 1988-2021 belirtilen dönem ve ilgili değişkenler için mevcut veri setine sahip olan G-20³ ülkeleri seçilmiştir. Bu seçimde veri yetersizliği etkili olmuştur. Bu nedenle verilerine ulaşılabilen 14 ülke ele alınmıştır.

$$GN_{it} = \alpha_i + \beta_1 FM_{it} + \beta_2 ML_{it} + \beta_3 T_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Buna göre, (1) nolu denklemde, GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliği %), T (65 yaş ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %), FM (65 yaş ve üzeri kadın nüfus (kadın nüfusunun %), ML (65 yaş ve üzeri erkek nüfus (erkek nüfusun %) şeklindedir. i: G-20 ülkeleri ifade ederken, t:1988-2021 zaman aralığını ve ϵ_{it} : hata katsayısını ifade etmektedir. Araştırmada gelir eşitsizliği Solt (SWIID) veri tabanından, diğer veriler ise Dünya Bankasının World Development Indicators veri tabanından elde edilmiştir.

Analizde ilk olarak durağan halde bulunmayan serilerde sahte regresyon probleminin ortaya çıkma olasılığından dolayı birim kök testine geçmeden önce yatay kesit bağımlılığı incelemesi yapılmıştır. Breusch ve Pagan (1980) yatay kesit bağımlılığı ve Pesaran ve Yamagata, (2008) homojenlik testlerinin ardından, Nazlıoğlu ve Karul (2017) panel fourier LM birim kök testi ve

³ Türkiye, ABD, Almanya, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık, Endonezya, Fransa, Güney Kore, Hindistan, İtalya, Kanada, Meksika ve Rusya

Yılanıcı ve Görüş'ün (2020) panel fourier Toda Yamamoto nedensellik teknikleri ile analiz devam etmiştir.

Araştırmada ($T > N$) için Breusch ve Pagan (1980) LM testinin tercih edilmesine karar verilmiştir (Pesaran, 2004: 4). LM istatistikleri aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir.

$$LM_{BP}T. \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \tilde{P}_{ij}^2 \sim X_{N(N-1)/2}^2 \quad (2)$$

Panel veri analizinde incelenmesi gereken bir diğer önemli özellik eğim katsayılarının heterojenliğidir. Pesaran ve Yamagata (2008) bu amaçla bir homojenlik testi geliştirmiştir. Bu testin hipotezi aşağıda belirtilmektedir. Eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklı olup olmadığını test etmek için bu yöntem kullanılmaktadır. Elde edilen sonuç homojen ise eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklı olmadığı, heterojen ise eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklı olduğu anlamına gelmektedir (Pesaran ve Yamagata, 2008: 52):

$$H_0: \beta_i = \beta, \forall i \quad H_1: \beta_i \neq \beta_i$$

Yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik sonuçlarının ardından sonraki aşamada Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen Fourier panel LM birim kök testi uygulanmıştır. Yazarlar aşağıdaki regresyon modelini önermişlerdir (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 5):

$$\Delta y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i} \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_{2i} \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Ardından Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen LM prensibini uygulayarak aşağıdaki regresyon modelinden birim kök testi istatistiklerini elde etmişlerdir:

$$\Delta y_{it} = \phi_i \tilde{S}_{it-1} + d_{ui} + d_{1i} \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_{2i} \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_{it} \quad (4)$$

Burada $\tilde{S}_{it} = y_{it} - \tilde{\psi}_i - \tilde{\delta}_{0i}t - \tilde{\delta}_{1i} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_{2i} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$, $t=2, \dots, T$, tahmin edilen katsayılar $\tilde{\delta}_{0i}$, $\tilde{\delta}_{1i}$, $\tilde{\delta}_{2i}$ denklem (3)'de yer almaktadır. Ve $\tilde{\psi}_i = y_{1i} - \tilde{\delta}_{0i} - \tilde{\delta}_{1i} \sin\left(\frac{2\pi k}{T}\right) - \tilde{\delta}_{2i} \cos\left(\frac{2\pi k}{T}\right)$ burada y_{1i} tüm y_{it} i'lerin ilk gözlemidir. Denklem (4)'ten birim kökün sıfır hipotezi tüm i için $\phi_i = 0$ şeklindedir. Durağanlığın alternatif hipotezi bazı i için $\phi_i < 0$ şeklindedir. Her bir kesit için LM istatistiği $\tilde{\tau}_i(k) = \hat{\phi}_i / \text{se}(\hat{\phi}_i)$ şeklinde tanımlanmaktadır. Ve bu bireysel istatistiklerin ortalaması alınarak panel istatistiği elde edilir. Fourier panel birim kök testi için elde edilen P_{LM} ve Z_{LM} değerleri aşağıda yer almaktadır (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 5):

$$P_{LM}(k) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \tilde{\tau}_i(k) \quad (5)$$

$\tilde{\tau}_i(k)$ 'nin asimtotik dağılımı k 'ye bağlıdır. $P_{LM}(k)$ ortalaması $\xi(k)$ olan ve varyansı $\zeta^2(k)$ olan standart normal bir dağılımı sahiptir (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 6):

$$Z_{LM}(k) = \frac{\sqrt{N}(P_{LM}(k) - \xi(k))}{\zeta(k)} \sim N(0,1) \quad (6)$$

Son adım olarak değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi incelemek için panel fourier Toda Yamamoto nedensellik analizini uygulanmıştır. Yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi nedensel ilişkilerin yanıltıcı tespitine yol açabileceğinden Enders ve Jones (2014) tarafından Fourier fonksiyonunu içeren yeni bir test geliştirilmiştir. Yazarlar doğrusal bir VAR yerine Fourier frekanslarına bağlı olarak regresyona kesme eklemişlerdir. Daha sonra Nazlıoğlu, Görmüş ve Soytaş (2016) Toda Yamamoto nedensellik testini Fourier fonksiyonuyla genişleten başka bir nedensellik testi geliştirmiştir. Bu nedensellik testi eşbütünleşme testine ihtiyaç duymamaktadır. Çalışmada Yılanıcı ve Görüş'ün (2020) araştırmasının ardından Fourier Toda Yamamoto nedensellik testinin panel versiyonu kullanılmıştır (Yılanıcı ve Görüş, 2020: 40557):

$$y_{i,t} = \mu_1 + \sum_{j=1}^{k_i+d_{\max_i}} A_{11}y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{\max_i}} A_{12}x_{i,t-j} + A_{13} \sin\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + A_{14} \cos\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + u_{i,t} \quad (7)$$

$$x_{i,t} = \mu_1 + \sum_{j=1}^{k_i+d_{\max_i}} A_{21}y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{\max_i}} A_{22}x_{i,t-j} + A_{23} \sin\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + A_{24} \cos\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + u_{i,t} \quad (8)$$

Sıfır hipotezi nedensel bir ilişkinin olmadığını ifade etmektedir. Bu testte, her bir yatay kesit birimi için yukarıdaki her iki denklem de tahmin edilir ve ilgili değişken için ilk k gecikmenin kısıtlanmasına Wald testi uygulanarak önyüklemeye p değeri hesaplanır. Panel Fourier Toda Yamamoto (FTYP) nedensellik testi için Fisher test istatistikleri şu şekilde yazılmıştır (Yılanıcı ve Görüş, 2020: 40557):

$$FTYP = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i^*) \quad (9)$$

Denklem (9), p_i^* i kesiti için Wald istatistiklerine karşılık gelen bootstrap p değerlerini ifade etmektedir.

4. Bulgular

Aşağıdaki tablolarda uygulaması yapılan ekonometrik yöntemlerin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

CD Testi	GN	FM	ML	T
LM	956.945*** (0.000)	245.944*** (0.000)	280.692*** (0.000)	270.064*** (0.000)

***.%1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 1'e göre, GN, FM, ML ve T olasılık değerleri $p \leq 0.01$ olduğundan boş hipotez yatay kesit bağımlılığı söz konusu değildir reddedilerek alternatif hipotez kabul edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır. Yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi ikinci nesil birim kök testleri kullanılmasını gerekli kılmaktadır.

Tablo 2: Delta Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\tilde{\Delta}$	5.381***	(0.000)
$\tilde{\Delta}_{adj}$	4.138***	(0.000)

***:%1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 2’de Delta test sonuçları yer almaktadır. Delta $\tilde{\Delta}$ ve Düzeltilmiş Delta $\tilde{\Delta}_{adj}$ testinin olasılık değerine göre H_0 hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla H_1 hipotezi kabul edilerek modelde kullanılan değişkenlerin heterojen bir yapıda olduğu sonucuna varılmıştır. Delta testlerinin ardından birim kök testine geçilmiştir Tablo 3, 4, 5 ve 6’da Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından önerilen fourier panel LM birim kök testinin GN, FM, ML ve T değişkenleri için LM1, LM2 ve LM3 sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3: Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları(A)

Değişken	GN		
	Fourier tau LM1 k=1	Fourier tau LM2 k=2	Fourier tau LM3 k=3
Ülkeler			
Türkiye	-1.743	0.7415	-1.017
ABD	-1.383	-0.3259	0.7457
Almanya	-2.098	-1.027	-0.6932
Arjantin	-1.712	2.494	0.009434
Brezilya	-0.9234	-1.189	-1.579
Birleşik Krallık	-2.298	0.7195	0.7448
Endonezya	1.585	1.639	-0.5185
Fransa	-2.441	2.089	1.212
Güney Kore	0.4080	-2.846	-2.473
Hindistan	-2.677	-0.09169	-0.1987
İtalya	-0.8409	-2.030	-0.5852
Kanada	-2.864	-3.486	-3.031
Meksika	3.219	-4.370	-0.6370
Rusya	-1.778	-2.737	-1.294
I(0)PLM	-1.110	-0.7444	-0.6655
I(0)ZLM	11.21	7.592	8.026
I(0)p	0.967	0.675	0.932
I(1)PLM	2.320	0.857	0.145
I(1)ZLM	13.42	8.194	6.086
I(1)p	0.676	0.015**	0.145

Tablo 3'te Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilmiş olan panel Fourier Lagrange Çarpan Birim Kök Testi sonuçları yer almaktadır. Modelde yer alan GN değişkeninin 3 frekans değerinde de birim köklü olduğu ve $I(0)$ durağan olarak bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. GN'nin $I(1)$ 'de 2 frekans değerinde, durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 4: Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları(B)

Değişken	FM		
	Fourier tau LM1 k=1	Fourier tau LM2 k=2	Fourier tau LM3 k=3
Türkiye	5.390	5.350	2.365
ABD	4.905	7.514	4.230
Almanya	-2.441	-2.700	-0.8576
Arjantin	-2.021	-1.752	-4.189
Brezilya	10.44	11.40	6.771
Birleşik Krallık	0.4840	4.196	2.552
Endonezya	3.242	-0.4013	-2.028
Fransa	1.393	0.2592	-0.6233
Güney Kore	-3.439	2.243	2.329
Hindistan	5.888	6.371	4.444
İtalya	-5.214	-2.938	0.5193
Kanada	4.960	7.982	3.062
Meksika	5.474	4.928	3.008
Rusya	-4.220	-5.917	-0.2112
I(0)PLM	1.774	2.610	1.527
I(0)ZLM	28.76	24.90	20.53
I(0)p	1.000	0.998	0.994
I(1)PLM	2.846	1.710	4.618
I(1)ZLM	25.21	22.86	19.57
I(1)p	1.000	0.008***	0.012**

Tablo 4'de modelde yer alan FM değişkeninin 3 frekans değerinde de birim köklü olduğu ve $I(0)$ durağan olarak bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. FM'nin $I(1)$ de 2 ve 3 frekans değerinde durağan olduğu sonucu bulunmuştur.

Tablo 5: Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları(C)

Değişken	ML		
	Fourier tau LM1 k=1	Fourier tau LM2 k=2	Fourier tau LM3 k=3
Türkiye	2.498	4.214	2.620
ABD	3.120	8.274	3.598
Almanya	-3.423	-3.596	-1.389

Arjantin	-0.9053	-0.8037	-3.393
Brezilya	6.838	13.43	10.26
Birleşik Krallık	0.2342	4.219	3.336
Endonezya	0.8347	1.045	-0.7040
Fransa	1.111	0.2268	-1.174
Güney Kore	2.227	1.474	0.9618
Hindistan	3.272	5.505	3.647
İtalya	-5.302	-8.269	-9.461
Kanada	4.279	9.943	4.235
Meksika	0.4710	0.6629	0.5586
Rusya	-5.403	-2.409	2.612
I(0)PLM	0.7037	2.423	1.122
I(0)ZLM	22.25	23.93	18.22
I(0)p	0.845	0.075*	0.532

Tablo 5’de ML değişkeninin I(0)’da 1 ve 3 frekans değerinde birim köklü olduğu 2 frekans değerinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 6: Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları(D)

Değişken	T		
Ülkeler	Fourier tau LM1 k=1	Fourier tau LM2 k=2	Fourier tau LM3 k=3
Türkiye	4.002	4.833	2.471
ABD	4.162	9.084	4.700
Almanya	-2.991	-3.221	-1.175
Arjantin	-1.634	-1.403	-4.129
Brezilya	9.035	13.01	9.184
Birleşik Krallık	0.3796	4.410	3.027
Endonezya	2.182	-0.1104	-1.902
Fransa	1.490	0.3535	-0.8803
Güney Kore	-1.527	-3.892	-2.773
Hindistan	4.676	6.137	4.288
İtalya	-5.613	-5.522	-3.087
Kanada	4.426	9.260	3.764
Meksika	2.498	2.243	1.560
Rusya	-4.949	-5.541	1.015
I(0)PLM	1.153	2.117	1.147
I(0)ZLM	24.98	22.36	18.37
I(0)p	1.000	0.008***	0.884

Tablo 6’da T değişkeninin I(0)’da 1 ve 3 frekans değerinde birim köklü olduğu 2 frekans değerinde durağan olduğu görülmektedir. Birim kök testinin ardından nedensellik testine geçilmiştir. Yılancı ve Görüş (2020) tarafından geliştirilmiş olan nedensellik testi sonuçları aşağıdaki tablolarda yer almaktadır.

Tablo 7: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(A)

Değişkenler		FM→GN	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	1.049	0.30
ABD	1	0.972	0.32
Almanya	2	2.352	0.12
Arjantin	5	11.588***	0.00
Brezilya	1	1.944	0.37
Birleşik Krallık	4	0.494	0.48
Endonezya	1	9.635***	0.00
Fransa	3	5.746*	0.05
Güney Kore	3	16.118***	0.00
Hindistan	1	0.698	0.40
İtalya	4	4.722**	0.02
Kanada	1	0.145	0.70
Meksika	1	2.852	0.24
Rusya	1	2.014	0.36
Panel ZNT		6.069	0.28

***, ** ve *%, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 7’de verilen Panel fourier Toda Yamamoto nedensellik sonuçları değerlendirildiğinde; panelin geneli için incelenen verilerine ulaşılabilinen 14 G-20 ülkesi için ele alınan yıllarda FM’den GN’ye doğru nedensellik sonucu elde edilememiştir. Ülke bazlı incelendiğinde; Arjantin, Endonezya, Fransa, Güney Kore ve İtalya’da FM’den GN’ye doğru; doğru nedensellik tespit edilmiştir.

Tablo 8: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(B)

Değişkenler		ML→GN	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	1.228	0.26
ABD	1	2.456	0.29
Almanya	3	2.647	0.10
Arjantin	1	14.709***	0.00
Brezilya	1	3.794	0.14
Birleşik Krallık	4	0.002	0.96
Endonezya	1	8.092**	0.02
Fransa	2	0.877	0.34
Güney Kore	3	2.888*	0.08
Hindistan	1	0.562	0.45

İtalya	4	4.578**	0.03
Kanada	1	0.292	0.588
Meksika	1	6.031**	0.04
Rusya	1	1.599	0.44
Panel ZNT		4.705	0.53

***, ** ve *%1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir

Tablo 8’de panelin geneli için ML’den GN’ye doğru nedensellik tespit edilememiştir. Ülke bazlı incelendiğinde; Arjantin, Endonezya, Güney Kore, İtalya ve Meksika’da ML’den GN’ye doğru doğru nedensellik tespit edilmiştir.

Tablo 9: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(C)

Değişkenler		T→GN	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	1.144	0.28
ABD	1	2.065	0.35
Almanya	3	2.843*	0.09
Arjantin	5	14.746***	0.00
Brezilya	1	2.593	0.27
Birleşik Krallık	4	0.184	0.66
Endonezya	1	8.665**	0.01
Fransa	3	2.873	0.23
Güney Kore	1	0.637	0.42
Hindistan	4	4.838**	0.02
İtalya	1	0.215	0.64
Kanada	1	3.923	0.14
Meksika	1	1.818	0.40
Rusya	1	0.637	0.42
Panel ZNT		4.767***	0.00

***, ** ve *%1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir

Tablo 9’da panelin geneli için T’den GN’ye doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik sonucu elde edilmiştir. Ülke bazlı incelendiğinde; Almanya, Arjantin, Endonezya ve Hindistan’da T’den GN’ye doğru nedensellik tespit edilmiştir. Çalışmada ele alınan diğer ülkelerde nedensellik tespit edilmemiştir.

Tablo 10: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(D)

Değişkenler		GN → FM	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	0.494	0.48
ABD	1	0.017	0.89
Almanya	2	3.065*	0.07

Arjantin	5	4.207	0.12
Brezilya	1	14.404***	0.00
Birleşik Krallık	4	4.174**	0.04
Endonezya	1	5.775*	0.05
Fransa	3	1.036	0.59
Güney Kore	3	4.536	0.10
Hindistan	1	0.041	0.83
İtalya	4	0.430	0.51
Kanada	1	8.866***	0.00
Meksika	1	0.174	0.91
Rusya	1	1.431	0.48
Panel ZNT		4.267	0.97

***, ** ve *%1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 10'da verilen panelin geneli için, Panel Fourier Toda Yamamoto nedensellik sonuçları değerlendirildiğinde; panelin geneli için ele alınan dönemde GN'den FM'ye herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir. Ülke bazında incelendiğinde, Almanya, Brezilya, Birleşik Krallık, Endonezya ve Kanada'da GN'den FM'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 11: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(E)

Değişkenler	GN → ML		
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	0.058	0.80
ABD	1	5.694*	0.05
Almanya	3	0.986	0.32
Arjantin	1	6.106**	0.04
Brezilya	1	12.838***	0.00
Birleşik Krallık	4	5.921**	0.01
Endonezya	1	2.574	0.27
Fransa	2	0.330	0.56
Güney Kore	3	0.086	0.76
Hindistan	1	0.308	0.57
İtalya	4	0.155	0.69
Kanada	1	6.054**	0.01
Meksika	1	2.834	0.24
Rusya	1	1.699	0.42
Panel ZNT		4.055	0.83

***, ** ve *%1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 11'de panelin geneli için GN'den ML'ye herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir. Ülke bazında incelendiğinde, ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada'da GN'den ML'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 12: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(F)

Değişkenler		GN → T	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Türkiye	1	0.252	0.61
ABD	1	5.166*	0.07
Almanya	3	1.942	0.16
Arjantin	5	5.763*	0.05
Brezilya	1	13.921***	0.00
Birleşik Krallık	4	5.029**	0.02
Endonezya	1	3.892	0.14
Fransa	3	1.695	0.42
Güney Kore	1	2.415	0.29
Hindistan	1	0.128	0.71
İtalya	4	0.263	0.60
Kanada	1	7.463***	0.00
Meksika	1	1.035	0.59
Rusya	1	1.523	0.46
Panel ZNT		4.295 (0.740)	

***, ** ve * %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 12’de panelin geneli için GN’den T’ye herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir. Ülke bazında incelendiğinde, ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada’da GN’den T’ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmada ele alınan diğer ülkelerde nedensellik tespit edilmemiştir.

Tablo 13: Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Sonuçları(G)

Değişkenler		FM→GN	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Arjantin	5	11.588***	0.00
Endonezya	1	9.635***	0.00
Fransa	3	5.746*	0.05
Güney Kore	3	16.118***	0.00
İtalya	4	4.722**	0.02
Değişkenler		ML→GN	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Arjantin	1	14.709***	0.00
Endonezya	1	8.092**	0.02
Güney Kore	3	2.888*	0.08
İtalya	4	4.578**	0.03
Meksika	1	6.031**	0.04
Değişkenler		T→GN	

Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Almanya	3	2.843*	0.09
Arjantin	5	14.746***	0.00
Endonezya	1	8.665**	0.01
Hindistan	4	4.838**	0.02
Panel ZNT		4.767***	0.00

Değişkenler		GN → FM	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
Almanya	2	3.065*	0.07
Brezilya	1	14.404***	0.00
Birleşik Krallık	4	4.174**	0.04
Endonezya	1	5.775*	0.05
Kanada	1	8.866***	0.00

Değişkenler		GN → ML	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
ABD	1	5.694*	0.05
Arjantin	1	6.106**	0.04
Brezilya	1	12.838***	0.00
Birleşik Krallık	4	5.921**	0.01
Kanada	1	6.054**	0.01

Değişkenler		GN → T	
Ülkeler	Lag	Wald Stat	Prob
ABD	1	5.166*	0.07
Arjantin	5	5.763*	0.05
Brezilya	1	13.921***	0.00
Birleşik Krallık	4	5.029**	0.02
Kanada	1	7.463***	0.00

***, ** ve * %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 13'te nedenselliğin bulunduğu tüm sonuçlar raporlanmıştır. Ülke bazlı incelendiğinde; Arjantin, Endonezya, Fransa, Güney Kore ve İtalya'da FM'den GN'ye doğru; doğru nedensellik tespit edilmiştir. Arjantin, Endonezya, Güney Kore, İtalya ve Meksika'da ML'den GN'ye doğru doğru nedensellik tespit edilmiştir. Almanya, Arjantin, Endonezya ve Hindistan'da T'den GN'ye doğru nedensellik tespit edilmiştir. Almanya, Brezilya, Birleşik Krallık, Endonezya ve Kanada'da GN'den FM'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada'da GN'den ML'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada'da GN'den T'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Panelin geneli için T'den GN'ye doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik sonucu elde edilmiştir.

5.Sonuç

Toplumlarda meydana gelen eşitsizlikler geçmişten günümüze gelir, cinsiyet, eğitim, kırdan ya da şehirde yaşam, meslek, mülk sahipliği ve yaş olmak üzere farklı etmenlere bağlı şekilde varlığını devam ettirmektedir. Geçmiş dönemlerde yaşlı kesimin daha az olması ve gelenekçi toplum yapısının hakim olması gibi etmenler yaşlı kesimin daha az problem karşılaşmasına sebep olmuştur. Fakat modern çağda endüstrileşme, bilimsel faaliyetler, şehre göç, aile yapısında meydana gelen farklılıklar sebebiyle meydana gelen değişimler yaşlı kesimin karşılaştıkları sorunları da artırmıştır. Günümüz toplumlarında yaşlı kesim farklı kültür, bireysel faktörler, sosyal yalıtım, yoksulluk, dışlanma, istismar ve ihmal olmak üzere çeşitli problemlerle karşı karşıya kalabilmektedir. Bu kesim eğitim, ekonomi, sağlık alanlarında da çeşitli eşitsizlikler yaşayabilmektedir. Bu eşitsizlikler yaşlı kesimin mesleki ve sosyal statülerine etki edebilmektedir. Ekonomik ve kültürel açıdan eşitsizliklere maruz kalan bu kesim aynı zamanda cinsiyete göre de eşitsizliğe maruz kalabilmektedir. Modern toplum öncesinde yaşlı kesim bilgi ve deneyimlerini genç kuşaklara aktarmaları açısından önemli konuma sahip olmuştur. Modernleşme süreci ile eğitim önemli konuma gelmiştir. Yaşlıların eğitim seviyelerinin genç nesle göre daha az olması iş, meslek edinimi, sosyal ilişki gibi konularda zorluklarla ve ayrımcılıklarla karşılaşmalarına sebep olmuştur. Gelir eşitsizliği ve nüfusun yaş yapısı arasındaki olası bağlantı bir taraftan uygulanacak politikalar öte yandan da kalkınma aşamasının muhtemel ve kaçınılmaz bir sonucu ve belki de problemi olan nüfusun yaşlanması dolayısıyla daha sık incelenmesi gereken bir konudur. Bu sorun sadece gelir eşitsizliği açısından değil, ekonomik kalkınma açısından da önem arz etmektedir. Farklı yaş grupları genellikle gelir dağılımından aynı payı almamaktadır. Doğum oranlarının düştüğü ve bireylerin daha yüksek yaşam beklentisine sahip olduğu ülkelerde nüfusun yaşlılık düzeyi artmaktadır. Yaşlı nüfusun artmasıyla birlikte ülkelerde gelir eşitsizliğinin arttığı görülmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada cinsiyete göre yaşlı nüfusun gelir eşitsizliğinde artışa neden olup olmadığı araştırılmıştır.

Verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkesini kapsayan çalışmada uygulanan Panel Fourier Toda Yamamoto Nedensellik sonuçları değerlendirildiğinde; panelin geneli için T' (65 yaş ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %)')den GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliği %)')ye doğru % 1 anlamlılık düzeyinde nedensellik sonucu elde edilmiştir. Bu sonuç literatürde Primiceri ve Van Rens (2009), Zhong (2011), Yamada (2012), Lin, Lahiri ve Po-Hsu (2015), Dong, Tang ve Wei (2018), Chen, Bihong, ve Shaoshuai (2018), Fisunoğlu, Tekin ve Laleh (2018), Hanewald, Ruo ve Zining (2021), Wang, Li ve Li (2023), ile benzer sonuca sahiptir. Fakat bu sonuç Kang (2009), Fakat Faik (2012) ve Rougoor, Van Marrewijk ve Jiaotong (2014) ile farklı sonuca sahiptir. Cinsiyete göre nüfus yaşlanmasından gelir eşitsizliğine doğru nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliği %)')den FM (65 yaş ve üzeri kadın nüfus (kadın nüfusunun %), ML (65 yaş ve üzeri erkek nüfus (erkek nüfusun %) ve T (65 yaş ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %)')ye doğru nedensellik sonucu elde edilememiştir. Bu sonuç verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkesinde toplam yaşlı nüfusun gelir eşitsizliği üzerinde baskı

oluşturduđunu, bunun yanı sıra kadın ve erkek yaşı nüfus özelinde değerdendirildiđinde gelir eşitsizliđi üzerinde yeterince etkisi bulunmadıđını ortaya koymaktadır. Ayrıca verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkeleri genelinde gelir eşitsizliđinin hem cinsiyete göre hem de toplam yaşı nüfusa göre etkilerinin bulunmadıđı sonucu görülmektedir.

Ülke olarak incelendiđinde; Arjantin, Endonezya, Fransa, Güney Kore ve İtalya’da FM (65 yaşı ve üzeri kadın nüfus (kadın nüfusunun %)’den GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’ye dođru nedensellik sonucuna ulaşılmıştır. Arjantin, Endonezya, Güney Kore, İtalya ve Meksika’da ML (65 yaşı ve üzeri erkek nüfus (erkek nüfusun %)’den GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’ye dođru nedensellik tespit edilmiştir. Almanya, Arjantin, Endonezya ve Hindistan’da T (65 yaşı ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %)’den GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’ye dođru nedenselliđin varlıđı sonucu elde edilmiştir. Bu bulgudan yola çıkarak verilerine ulaşılabilen 14 G-20 üyesi ülke için toplam yaşı nüfusun gelir eşitsizliđi üzerinde etkili olduđu sonucu elde edilmektedir. Türkiye, ABD, Brezilya, Birleşik Krallık, Fransa, Güney Kore, İtalya, Kanada, Meksika ve Rusya’nın içerisinde barındırdıđı toplam yaşı nüfusun gelir eşitsizliđi oluşturmada etkili olmadıđı görülmektedir. Almanya, Brezilya, Birleşik Krallık, Endonezya ve Kanada’da GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’den FM (65 yaşı ve üzeri kadın nüfus (kadın nüfusunun %)’ye dođru nedenselliđin bulunduđu sonucu elde edilmiştir. ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada’da GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’den ML (65 yaşı ve üzeri erkek nüfus (erkek nüfusun %)’ye dođru nedensellik ilişkisi sonucuna ulaşılmıştır. ABD, Arjantin, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada’da GN (Gini katsayısı, gelir eşitsizliđi %)’den T (65 yaşı ve üzeri nüfus (toplam nüfusun %)’ye dođru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu ülkelerden en göze çarpanları arasında, Endonezya, Arjantin, Güney Kore, İtalya, Almanya, Brezilya, Birleşik Krallık ve Kanada yer almaktadır. Bu ülkeler dünyada nüfus ve ekonomik yapısı güçlü ülkeler arasında yer almaktadır. Bu ülkelerde yaşı bađlı olarak gelir eşitsizliđinin de bulunduđu görülmüştür. Bu nedenle bu ülkelerde toplumun tüm kesimlerinde gelirin eşit dađılması için politik yapıcılar tarafından planlamalar yapılması önerilmektedir. Verilerine ulaşılabilen 14 G-20 ülkesinde elde edilen bulgular Fisunođlu, Tekin ve Laleh (2018)’i desteklemektedir. Buna göre, birey yaşı boyu elde etmişı olduđu kazançlarına göre, tüketimlerini şekillendirmektedir. Kazanç durađan görünümde olsa bile her yaşı yapılan tüketim bu yaşı kadarki tahmin edilemeyen bütün gelir şoklarına bađlı olarak deđişmektedir. Farklı bireylerin karşılaşacakları tüm şoklar birbirlerinden bađımsız olarak gerçekteşirse kuşaklar arasında dađılım zamanla artış eğiliminde gerçekteşecektir. Bu durumda elde edilen kazançların dađılımında deđişim olmasa bile varlıklarda dađılma yaşı döngüsünün çalışıma çağında artış gösterecek; kazanç ve varlıklardan elde edilen gelir dađılımında eşitsizlik artacaktır. Bu bağlamda eşitsizlik yaşı nüfusta daha fazla iken genç nüfusta daha az olacaktır (Fisunođlu, Tekin ve Laleh, 2018: 99).

Bu noktadan hareketle, gelir dađılımının olumsuz etkilerinin ortadana kaldırılması, devlet politikaları oluşturulurken yaşı nüfusun gelir dađılımından daha fazla pay almasının sađlanması, emeklilik sistemi ve sosyal güvenlik sisteminde eşitsizliđi ortadan kaldıracak politikaların geliştirlmesi,

vergi ve sosyal transfer sistemiyle birlikte yeni bir gelir dağıtım sisteminin oluşturulması, gelir desteklemelerinin artırılması ve beşeri sermayenin geliştirilmesi önerilmektedir. Nüfusta meydana gelen yaşlanma uygulanan kamusal önlemlerde farklılıklara neden olarak doğum oranını ve dolaylı şekilde gelir eşitsizliğine etki edebilmektedir. Bu nedenle uygulanacak politikalarda birçok etmen dikkate alınmalıdır. Refah içerisinde yaşayan toplumların oluşturulabilmesi için gelir eşitsizliklerinin ele alınması ve bu eşitsizlikleri azaltacak politikaların oluşturulması önem arz etmektedir. Bu araştırmanın kısıtı, cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve gelir eşitsizliğinin panel fourier nedensellik analizi yöntemiyle araştırmasıdır. Yapılması muhtemel yeni araştırmaların cinsiyete göre nüfus yaşlanması ve başka etmenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi yerinde olacaktır. Araştırmanın bir başka kısıtı yalnızca verilerine ulaşılabilinen 14 G-20 ülkesini incelemesi olmuştur. Bu yüzden yapılacak yeni çalışmalarda çeşitli ülke ya da ülke gruplarının, farklı analiz tekniklerinin, çeşitli etmenlerin kullanılması tavsiye edilmektedir. Ayrıca sonraki çalışmalarda nüfus yaşlanmasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini incelerken doğrudan ya da dolaylı etmenleri incelemek ilgi çekici olabilir.

Kaynakça

- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The life-cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Arslan, F. (2023). Makroekonomik şokların tüketim harcamalarına etkisi: Türkiye örneği. *International Journal Of Economics, Politics, Humanities & Social Sciences*, 6(4), 286-307, <https://doi.org/10.59445/ijepss.1343740>
- Asandaş, N., & Işık, N. (2021). Ekonomik kalkınma ve gelir dağılımının yoksulluk üzerindeki etkisi: ekonometrik bir uygulama. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13(3), 101-116.
- Atkinson, A. (1971). Distribution of wealth and individual life cycle. *Oxford Economic Papers*, 23(2), 239-254.
- Aziz, Ö. T., Christopher, C., & John, E. J. (2015). The distributional impact of population ageing in New Zealand. *New Zealand Economic Papers*, 49(3), 207-226.
- Baktemur, F. İ. (2021). Gelişmekte olan ülkelerde gelir ile tüketim arasındaki eşbütünleşme ilişkisi. *Çağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 18(1), 1-8.
- Bloom, D., & Williamson, J. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 419-455.
- Bloom, D., Canning, D., & Fink, G. F. (2007). Jocelyn fertility, female labor force participation and the demographic dividend, Nber, Working Paper No: 13583
- Cafri, R., & Acci, Y. (2023). Nüfus yaşlanması gelir eşitsizliğini artırıyor mu? Panel asimetric heterojen nedensellik analizinden kanıtlar. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(1), 105-122. doi: 10.18074/ckuiibfd.1187318
- Castillo, W. I. G., Wu, C. S., & Osei-Kusi, F. (2025). Human capital, income inequality, and health: analysing heterogeneous dynamics across income groups. *Asia & the Pacific Policy Studies*, 12(2), e70008.
- Chen, X., Bihong, H., & Shaoshuai, L. (2018). Population aging and inequality: evidence from China. *Dünya Ekonomisi*, 41(8), 1976-2000.

- Dornbusch, R., S. Fischer., & R. Startz, (2007). Makroekonomi (9. B). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Dong, Z., Tang, C., & Wei, X.(2018). Does population aging intensify income inequality? evidence from China. *Journal Of The Asia Pacific Economy*, 23(1), 66-77.
- Drosdowski, T., Stöver, B., & Wolter, M, I.(2015). The impact of ageing on income inequality. *Gns Discussion Paper*, 2015(16), 1-19.
- Durgun, A., & Ezanoğlu, Z. (2022). Yaşlanan nüfus milli geliri nasıl etkiler? G-20 ülkelerinden kanıtlar. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(3), 1806-1825.
- Durgun, B., & Durgun, Ö.(2023). Gelir eşitsizliği ve insani gelişme ilişkisi: Türkiye örneği. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(1), 45-73.
- Dünya Bankası (2024). World Development Indicators. 25 Şubat 2024 tarihinde <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> adresinden erişildi.
- Elhini, M. (2015). Inequality in Egypt: age-adjusted gini coefficient. *International Journal Of Social Sciences And Education Research*, 5(4), 434-446.
- Enders, W., & Jones, P. (2014). On the use of the flexible fourier form in unit root tests, endogenous breaks, and parameter instability, Recent Advances In Estimating Nonlinear Models: With Applications In Economics And Finance, 59-83.
- Faik, J. (2012). Impacts of an ageing society on macroeconomics and income inequality—the case of Germany since the 1980s. *Ecine Working Paper Series*.
- Fisunoğlu, H., M., Tekin, İ., & Laleh, M. M. (2018). Demografik geçiş ile gelir ve tüketim eşitsizliği ilişkisi: Oecd ülkeleri üzerine ampirik bir analiz. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(4), 95-116.
- Fougère, M., & Mérette, M. (1999). Population aging and economic growth in seven Oecd countries. *Ekonomik Modelleme*, 16(3), 411-427.
- Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. Princeton: Princeton University Press,.
- Goldstein, J., & Ronald, L. (2014). How large are the effects of population aging on economic inequality? *Vienna Yearbook Of Population Research*, 12, 193-209.
- Hanewald, K., Ruo, J., & Zining, L (2021). Why is inequality higher among the old? evidence from China. *China Economic Review*, 66, 101592.
- Hwang, S. (2016). Public pensions as a great equalizer? decomposition of old-age income inequality in South Korea, 1998-2010. *Journal Of Aging & Social Policy*, 28(2), 81-97.
- Kang, S, J. (2009). Aging and inequality of income and consumption in Korea. *Journal Of International Economic Studies*, 23, 59-72.
- Karagöz, H. (2021). Nüfus yaşlanmasının ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: OECD ülkeleri örneği. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(42), 1544-1565.
- Kenanoğlu, M. E., & Aydın, M. (2022). Yaşlanan nüfusun servet dağılımı üzerindeki etkisi: seçilmiş ülkeler üzerine bir değerlendirme. *Finans Ekonomi Ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(4), 758-774.
- Kim, J. I., & Kim, G. (2017). Socio-ecological perspective of older age life expectancy: income, gender inequality, and financial crisis in Europe. *Globalization and health*, 13, 1-8.
- Kökalan, Ç. F. (2019). Nüfus yaşlanması: kamu ve sosyal politikalar üzerindeki etkisi. V. Kalınkara (Ed.). *İçinde Yaşlılık Yeni Yüzyılın Gerçeği*. (S. 197-215). Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık

- Lin, C. H., Lahiri, S., & Po-Hsu, C. (2015). Population aging and regional income inequality in Taiwan: a spatial dimension. *Social Indicators Research*, 122(3), 757-777.
- Mankiw, G. N. (2010). *Macroeconomics* (7th Ed.,) New York: Worth Publishers.
- Ma, D., Zhou, K., Xu, J., & Qian, Y. (2023). Industrial structure improvement, population aging and migration: an empirical study based on Chinese provincial panel data. *Plos Bir*, 18(10), E0291718.
- Nazlıoğlu, S., Görmüş, N. A., & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy economics*, 60, 168-175.
- Nazlıoğlu, Ş., & Karul, Ç. (2017). Panel LM unit root test with gradual structural shifts. In 40th International Panel Data Conference, 7(8), 1-26.
- Pesaran, H.(2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers. Economics*, 1240(1), 1
- Pesaran, H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Ekonometri Dergisi*, 142(1), 50-93.
- Primiceri, G., & Van Rens, T. (2009). Heterogeneous life cycle profiles, income risk and consumption inequality. *Parasal Ekonomi Dergisi*, 56(1), 20-39.
- Rougoor, W., Van Marrewijk, C., & Jiaotong, X. (2014). Demography and growth: two forces leading to rising global income inequality. (SEO Discussion Paper; No. 77). SEO Economisch Onderzoek. http://www.seo.nl/uploads/media/Demography_and_growth.pdf
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.
- Shen, D., Liang, H., & Shi, W. (2023). Rural population aging, capital deepening and agricultural labor productivity. *Sustainability*, 15(10), 8331.
- Solt, F. (2021). Measuring income inequality across countries and over time: the standardized world income inequality databasei. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1199. Swud Version 9.6.
- Tekin, İ, Fisunoğlu, H. M., & Laleh M. M. (2018). Demografik geçiş ile gelir ve tüketim eşitsizliği ilişkisi: Oecd ülkeleri üzerine ampirik bir analiz. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(4), 95-116.
- Uğur, B., & Dalli, T. (2021). Dış ticaretin ekonomik büyümeye etkisi: G-20 ülkeleri örneği. *Karadeniz Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 2(2), 1-18.
- United Nations (2023). 25 Şubat 2024 tarihinde https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/undesapd_2024_wpa2023-report.pdf adresinden erişildi.
- Uyanık, Y., & Başyigit, R. (2018). Demografik yapı içinde yaşlı nüfusun görünümü ve aktif yaşlanma yaklaşımı perspektifinde politika örnekleri. *İş Ve Hayat*, 4(8), 273-310.
- Ünsal, E. (2000). Makro iktisat (3. B), Ankara: İmaj Yayıncılık.
- Ünsal, E. (2017). Makro iktisat (11. Bs), Ankara: Murat Yayınları.
- Wang, Q., Li, L., & Li, R. (2023). Uncovering the impact of income inequality and population aging on carbon emission efficiency: an empirical analysis of 139 countries. *Total Environmental Science*, 857, 159508.

- Yamada, T. (2012). Income risk, macroeconomic and demographic change, and income inequality in Japan. *Journal Of Economic Dynamics & Control*, 36, 63-84.
- Yılancı, V., & Görüş M., S. (2020). Ekonomik küreselleşmenin MENA bölgelerindeki ekolojik ayak izini öngörme gücü var mı? fourier fonksiyonlu panel nedensellik testi. *Environmental Science And Pollution Research*, 27(32), 40552-40562.
- Yılmaz, T. Z., & Rakıcı, C.(2024). Sosyal koruma harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi: Türkiye örneği, *Sosyoekonomi*, 32(59), 383-404.
- Zhong, H. (2011). The impact of population aging on income inequality in developing countries: evidence from rural China. *China Economic Review*, 22(1), 98-107.
- Zhu, G(2013). Age-specific rise of income and consumption inequality. *Discussion Paper*, 2013(21), 1-18.

Extended Abstract

This study aims to examine the relationship between population aging and income inequality by gender for 14 G-20 countries in the period 1988-2021. In this study, the relationship between population aging and income inequality by gender was investigated. While the dependent variable of the study is income inequality, which we will measure through the Gini coefficient, the independent variables are the population aged 65 and over (% of the total population), the female population aged 65 and over (% of the female population), the male population aged 65 and over (% of the male population). In the application, G-20 countries that have an existing data set for the specified period, 1988-2021, and relevant variables were selected. Lack of data was effective in this selection.

In the analysis, firstly, a cross-sectional dependency examination was carried out before proceeding with the unit root test, due to the possibility that spurious regression problems may arise in series that are not stationary. Following Breusch and Pagan's (1980) cross-section dependence and Pesaran and Yamagata, (2008) homogeneity tests, Nazlıoğlu and Karul (2017) panel fourier LM unit root test and Yılanıcı and Görüş's (2020) panel fourier Toda Yamamoto causality techniques continued. When the Panel Fourier Toda Yamamoto Causality results applied in the study covering 14 G-20 countries with accessible data are evaluated; For the whole panel, causality result was obtained from T(population aged 65 and over (% of total population) to GN(Gini coefficient, income inequality %) at 1% significance level. This result has similar results with Primiceri and Van Rens (2009), Zhong (2011), Yamada (2012), Lin, Lahiri, and Po-Hsu (2015), Dong, Tang, and Wei (2018), Chen, Bihong, and Shaoshuai (2018), Fisunoğlu, Tekin, and Laleh (2018), Hanewald, Ruo, and Zining (2021), Wang, Li, and Li (2023) in the literature. However, this result differs from those of Kang (2009), Faik (2012), and Rougoor, Van Marrewijk, and Jiaotong (2014). No causality relationship was found from population aging to income inequality by gender. No causality result could be obtained from GN (Gini coefficient, income inequality%) to FM (female population aged 65 and over (% of female population), ML (male population aged 65 and over (% of male population) and T (population aged 65 and over (% of total population). This result shows that the total elderly population creates pressure on income inequality in the 14 G-20 countries for which data is available, and that it does not have enough impact on income inequality when evaluated specifically for the female and male elderly population. In addition, it is seen that income inequality has no effect on both according to gender and total elderly population in 14 G-20 countries whose data can be accessed.

When examined as a country, In Argentina, Indonesia, France, South Korea, and Italy, the causality result was reached from FM(female population aged 65 and over (% of female population) to GN (Gini coefficient, income inequality%). In Argentina, Indonesia, South Korea, Italy, and Mexico, causality was found between ML (male population aged 65 and over (% of male population) and GN (Gini coefficient, income inequality%). In Germany, Argentina, Indonesia, and India, causality result was obtained from T (population aged 65 and over (% of total population) to GN (Gini coefficient, income inequality%). Based on this finding, it is concluded that among the 14 G-20 member countries whose data can be accessed, the total elderly population of these countries has the most effect on income inequality in the years considered. It is seen that the total elderly population contained in Turkey, the USA, Brazil, the United Kingdom, France, South Korea, Italy, Canada, Mexico, and Russia is not effective in creating income inequality. In Germany, Brazil, the

United Kingdom, Indonesia, and Canada, a causality relationship was found between GN (Gini coefficient, income inequality%) and FM (female population aged 65 and over (% of female population)). In the USA, Argentina, Brazil, the United Kingdom, and Canada, a causality relationship was found between GN (Gini coefficient, income inequality%) and ML (male population aged 65 and over (% of male population)). In the USA, Argentina, Brazil, the United Kingdom, and Canada, a causality relationship was found between GN (Gini coefficient, income inequality%) and T (population aged 65 and over (% of total population)).

From this point of view, it is suggested to eliminate the negative effects of income distribution, to ensure that the elderly population receives a greater share of income distribution when creating state policies, to develop policies that will eliminate inequality in the retirement system and social security system, to create a new income distribution system together with the tax and social transfer system, to increase income supports and to develop human capital. The aging of the population can cause differences in the implemented public measures and thus affect the birth rate and indirectly income inequality. Therefore, many factors should be taken into consideration when implementing policies. In order to create prosperous societies, it is important to address income inequalities and to develop policies that will reduce these inequalities. The limitation of this study is that it investigates population aging and income inequality by gender using the panel Fourier causality analysis method. It would be appropriate for possible new studies to examine the relationships between population aging by gender and other factors. Another limitation of the study is that it only examined 14 G-20 countries whose data are available. Therefore, it is recommended that new studies use different countries or country groups, different analysis techniques, and different factors. In addition, it may be interesting to examine direct or indirect factors while examining the effects of population aging on income inequality in subsequent studies.