

SOSYAL TRANSFER HARCAMALARI-GELİR EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ: KARŞILAŞTIRMALI PANEL NEDENSELLİK ANALİZİ

Emin Efecan AKTAŞ*

Sevi DOKUZOĞLU**

ÖZ

Pek çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülke açısından gelir eşitsizliği seviyelerinde meydana gelen artışlar; kamunun vergiler, transfer ödemeleri ile kamusal mal ve hizmet sunumu aracılığıyla ekonomiye müdahalesinin yetersiz ve etkinsiz gerçekleşmesi nedeniyle kaçınılmaz olarak ortaya çıkmaktadır. Özellikle, kamu harcamaları çerçevesinden bakıldığında düşük gelir gruplarına yapılan transfer ödemelerinin gelir eşitsizliğini azaltmakta kilit bir rol oynadığı öne sürülebilmektedir. Zira, birçok çalışmada toplam gelir eşitsizliğinin analiz edilmesinde en yaygın kullanılan ölçüt olan Gini katsayısının kamunun yeniden dağıtım politikaları içerisinde en fazla transfer harcamalarına duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmanın amacı, sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ilişkisinin ülkelerin gelir düzeyindeki farklılıkların analize dâhil edilerek ortaya koyulmasıdır. Bu çerçevede, analize konu edilen 60 adet ülke Dünya Bankası'nın sınıflandırmasına göre ayrıştırılmış ve 1996-2018 yıllarını kapsayan dönemde sosyal transfer harcamaları-gelir eşitsizliği ilişkisinin tespiti için Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, hem yüksek gelir grubuna dâhil ülkelerde hem de yüksek-orta ve düşük-orta gelir grubuna dâhil ülkelerde sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğu işaret etmektedir. Ancak, yüksek gelir grubuna dâhil ülkelerde bu ilişki görece olarak daha güçlü ortaya çıkmaktadır.

Anahtar Kavramlar: Gelir Eşitsizliği, Gini Katsayısı, Sosyal Transfer Harcamaları, Panel Nedensellik Analizi.

* Arş. Gör. Dr., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, efecanaktas@yahoo.com <https://orcid.org/0000-0001-7751-3275>

** Dr. Öğr. Üye., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, sdokuzoglu@mku.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-2888-4755>

Makalenin gönderilme tarihi: Nisan 2021

Kabul tarihi: Mayıs 2021

THE RELATIONSHIP OF SOCIAL TRANSFER EXPENDITURES- INCOME INEQUALITY: A COMPARATIVE PANEL CAUSALITY ANALYSIS

ABSTRACT

Increases in income inequality levels for many developed and developing countries inevitably arise due to the inadequate and inefficient intervention of the public in the economy through taxes, transfer payments and the provision of public goods and services. From the public expenditure perspective, it can be asserted that especially transfer payments to low-income groups play a key role in reducing income inequality. In many studies, it has been concluded that the Gini coefficient, which is the most widely used criterion in analyzing the total income inequality, is the most reactive to transfer expenditures among the public redistribution policies. The aim of this study is to analyze the relationship between social transfer expenditures and income inequality by including the discrepancies in income levels of the countries. In this framework, 60 countries subject to the analysis have been separated according to the classification of the World Bank and Dumitrescu-Hurlin panel causality analysis has been implemented to determine the relationship between social transfer expenditures and income inequality in the period of 1996-2018. The findings point that there is a two-way causality relationship between social transfer expenditures and income inequality in high-income countries and high-middle and low-middle income countries. However, this relationship emerges relatively robust in high-income countries.

Keywords: Income Inequality, Gini Coefficient, Social Transfer Expenditures, Panel Causality Analysis

GİRİŞ

Ülkelerin ekonomik perfromansı yalnızca gelir artışıyla değil; gelirin paylaşımı ile de yakından ilişkilidir. İktisadi trendlerin ve hükümet politikalarının gelir dağılımı üzerindeki etkileri ekonomik ve politik analizlerin merkezini oluşturmaktadır. İktisadi, sosyal ve politik kaynaklara ulaşmakta fırsat eşitliğinin bulunmadığı durumu ifade eden gelir eşitsizliği çok boyutlu bir kavram olarak karşımıza çıkmakta; sosyoloji, iktisat ve politika alanlarındaki pek çok araştırmanın konusu olmaktadır. Gelir eşitsizliği ve yeniden dağıtım politikalarının yarattığı etkiler hem sosyal bilimler yazınında hem politika yapımcılar arasında tartışma konusudur. Özellikle kamu maliyesi literatürünün temelini, etkinlik ve eşitlik arasındaki değişim oluşturmakta ve kamusal müdahalelerin etkinliği düşürdüğü genel kabul görmektedir. Diğer yandan, piyasa dinamikleri tek başına arzu edilebilir bir gelir dağılımının ortaya çıkmasında yetersiz kalmaktadır. Bu bağlamda, adaletli bir gelir dağılımına ulaşma süreci kamu müdahalelerin gerekçesini oluşturmaktadır. Ülkelerin yeniden dağıtıma ilişkin arayışları kimi zaman etik kaygılarla sosyal adaleti sağlamak (Atkinson, 1983; Alesina ve Angeletos, 2005); kimi zaman da etkinlik perspektifinden büyümeyi teşvik etmek (Alesina ve Rodrik, 1994) adına gerçekleşmiştir. Bu çerçevede, maliye politikası dağıtımsal sonuçlar yaratan ve

iktisadi büyümeyi destekleyen araçları nedeni ile etkinlik ve eşitlik amaçlarını gerçekleştirmekte en önemli kamu müdahalesi araçlarından birisidir (Muinel-Gallo ve Roca-Sagalés, 2003, s. 820). Bununla birlikte, hükümetler ekonomide yüksek büyüme oranları yakalamış olsa dâhi; herhangi bir yeniden dağıtım politikası izlemedikleri sürece yoksulluk ve gelir eşitsizliği seviyesini düşürmekte başarısız olabilmektedir (Martinez-Vazquez, Moreno-Dodson ve Vulovic, 2012, s. 103).

Refah devleti anlayışının beraberinde getirdiği kamu müdahaleciliği; regülasyon, fiyat sübvansiyonları, kamusal mal ve hizmet üretimi ile gelir transferleri olarak şekillenmiştir. Piyasa kaynaklı gelir eşitsizliğinin giderilmesi, devlete ekonomide yüklenen en önemli rollerden birisidir. (Barr, 1992). Ekonominin kendi dinamikleri ile ortaya çıkan birincil gelir ve servet dağılımı, politik süreç içerisinde kamunun yeniden dağıtım mekanizması aracılığıyla tekrar şekillenmektedir. Söz konusu yeniden dağıtım mekanizması; vergiler, transfer ödemeleri ve çeşitli harcama programları ile işlerlik kazanmaktadır. İkincil gelir ve servet dağılımı olarak adlandırılan bu durumda piyasa geliri (hükümet-öncesi gelir) ile harcanabilir gelir (hükümet-sonrası gelir) farklılaşmaktadır. Bu noktada, maliye politikasının söz konusu yeniden dağıtıcı etkisi, bütçenin harcama tarafı özellikle sosyal transfer harcamaları ile işlerlik kazanmaktadır.

Bu bağlamda, çalışmanın amacı gelir dağılımı üzerinde önemli etkiler yarattığı genel kabul gören sosyal transfer harcamalarının gelir eşitsizlik seviyeleri üzerindeki nedensellik etkisini analiz etmektir. Bu çalışma ile sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi konu eden çalışmalara yer verilmiş ve kapsamlı bir literatür taraması ortaya koyulmuştur. Çalışmanın ampirik bölümünde ise 1996-2018 yıllarını kapsayan dönemde 60 adet ülke için sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizi ile gösterilmiştir. Analizden önce serilerin yatay kesit bağımlılığı, durağanlığı ve heterojenliği de incelenmiştir. Literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak söz konusu ilişkinin yönü ülkelerin gelir seviyelerindeki farklılıklar dikkate alınarak değerlendirilmiştir. Bu çerçevede, çalışmamızın literatürdeki sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ile ilişkili benzer çalışmalara katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

I. TEORİK VE AMPİRİK ÇERÇEVE

Transfer harcamalarına ilişkin teorik çerçeve ilk kez Pigou (1947) ile birlikte ortaya koyulmuştur. Pigou (1947) ile kamu harcamalarında transfer ve transfer-dışı harcamalar şeklinde bir ayrıma gidilmiş; transfer harcamaları bir gelir aktarım mekanizması olarak tanımlanmıştır. Teorik olarak, kamu harcamalarının her türü hane halklarının sosyal refahını doğrudan veya dolaylı olarak etkilemektedir. Hükümetlerin yeniden dağıtım mekanizması içerisinde yer alan vergi ve transfer politikaları hanehalklarının yalnızca gelirini değil; çalışma ve yatırım kararlarını da etkilemektedir. Diğer yandan, transfer

harcamalarının harcanabilir geliri anlık olarak iyileştirici etkisinin yanı sıra piyasa gelirinin hanehalkları arasındaki zamanlararası dağıtımını (örneğin; ilkökul eğitimi) da etkilediği söylenebilmektedir (Chu, Davoodi, ve Gupta, 2000, s. 4; Gottschalk ve Smeeding, 2000, s. 263).

Atkinson (1996), gelir dağılımına ilişkin iktisadi bir analiz ortaya koymuştur. Çalışmada, benzer gelişmişlik seviyesine sahip ülkeler arasındaki gelir dağılımına ilişkin farklılıkların nedenleri irdelenmiştir. Gelir eşitsizliğinin iktisadi kaynaklarının yanı sıra sosyal ve politik kaynakları da ele alınmıştır. Bu çerçevede, kamu transfer harcamalarının hanehalkı gelirlerindeki ikincil büyük paya sahip kaynak olduğuna; iktisadi büyümenin gelirin paylaşımına ilişkin etkilerinin yanı sıra politik tercihlerin yarattığı etkilere de dikkat çekilmiştir. Gottschalk ve Smeeding (1997), yüksek gelirli OECD ülkelerinin sosyal politikalarının etkisini analiz etmek için brüt harcama oranlarını kullanmış; kamunun nakit transfer harcamaları ile harcanabilir gelir eşitsizliği arasında güçlü bir ters yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Heady, Mitrakos ve Tsakoglou (2001), sosyal transferlerin dağıtımsal etkilerini Avrupa Birliği ülkeleri için analiz etmiş; örneklem grubunda yer alan tüm üye ülkelerde sosyal transferlerin gelir eşitsizliğini azaltıcı etkide bulunduğu; ancak söz konusu etkinin anlamlılık gücünün sosyal transferlerin GSYİH'dan aldığı pay ile ilişkili olduğu sonucunu doğrulamıştır.

Literatürde, hükümetin yeniden dağıtıcı politikalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların çoğunda vergiler ve sosyal transfer harcamalarının gelir eşitsizlik seviyesinde meydana getirdiği göreceli etkiler karşılaştırılmıştır. Bu çerçevede, Immervoll ve Richardson (2011), vergi-transfer politikalarının OECD ülkeleri üzerindeki etkisini 25 yılı kapsayan bir dönem için analiz etmiş; transfer harcamalarının gelir eşitsizliğini azaltmaktaki etkisinin vergilere kıyasla daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmış; ancak söz konusu etkinin 90'lı yılların ortasından itibaren zayıfladığını ortaya koymuştur. Diğer yandan, çalışmada emeklilik ödemeleri analize dâhil edilmediğinden elde edilen bulguların tam anlamıyla ekonominin bütününe yansıtmadığı ifade edilmektedir. Joumard, Pisu ve Bloch (2012), OECD ülkeleri için yaptığı çalışmada gelir eşitsizliğinin azaltılmasında vergilerin ve transfer harcamalarının göreceli etkilerini karşılaştırmış; transfer harcamalarının gelir eşitsizliğini azaltmakta daha etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Wang, Caminada ve Goudswaard (2012) ise 28 OECD ülkesi için hanehalklarına ilişkin mikro veri setini kullanarak; sosyal transferler ve vergilerin dağıtımsal etkilerini analiz etmiştir. Böylece sosyal transferlerin vergilere kıyasla gelir eşitsizliğini azaltmakta daha etkili bir politika aracı olduğu ortaya koyulmuştur. Ayrıca sosyal transferler içerisinde yer alan emeklilik ödemelerinin söz konusu etkide en yüksek paya sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer şekilde, Caminada, Wang, Goudswaard ve Wang (2017) ile 47 ülke için 1967-2014 yıllarını kapsayan dönemde vergi ve transferlerin etkisi ele alınmış; transfer harcamalarının gelir dağılımını iyileştirici etkisinin daha yüksek olduğu ortaya koyulmuştur.

Diğer yandan, literatürde yer alan bazı çalışmalar ise sosyal transferlerin alt bileşenlerinin gelir dağılımı üzerindeki etkilerini analiz etmiştir. Wang, Caminada ve Goudswaard (2014), farklı transfer harcama gruplarının ve doğrudan vergilerin yeniden dağıtıcı etkilerini toplam nüfus bazında incelemiştir. Transfer harcamaları; hastalık yardımları, yaşlılık ve aile yardımı, engelli ödemeleri, işsizlik tazminatı, nakit transferler, sosyal sigorta ödemeleri şeklinde gruplara ayrılmış ve her bir harcama kaleminin etkisi 20 OECD ülkesi için bütçe yansımaları yaklaşımı altında incelenmiştir. Buna göre farklı refah devleti anlayışları ve farklı sosyal politikalar gelir eşitsizliğinin ülkeler arasındaki farklılaşmasının temel sebebi olarak gösterilmiştir. Çalışmada, emeklilik ödemelerinin gelir eşitsizliğini azaltmakta birincil etkili olduğu; engellilik ve aile yardımlarının etkisinin ise sınırlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer şekilde, Sánchez ve Pérez-Corral (2018), dinamik panel modellerini kullanarak 28 Avrupa Birliği ülkesi için sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ilişkisini harcama türleri açısından ele almıştır. Çalışmada, ülkeler gelir seviyeleri dikkate alınarak gruplandırılmıştır. Sağlık, eğitim ve sosyal koruma harcamaları şeklinde sınıflandırılan transfer harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi gelişmekte olan üye ülkeler ve diğer üye ülkeler ayrımında ortaya koyulmuştur. Buna göre gelişmekte olan üye ülkelerde sağlık ve sosyal koruma harcamaları ile gelir eşitsizliği arasında ters yönlü ilişki tespit edilirken; diğer üye ülkelerde ise transfer harcamalarının yeniden dağıtıcı etkisi sosyal koruma harcamaları ile ortaya çıkmaktadır. Eğitim harcamalarının ise herhangi bir anlamlı etkisi bulunamamıştır. Korpi ve Palme (1998) ise kamu sosyal politikalarının etkisini, hedeflemiş olduğu gelir gruplarını dikkate alarak analiz etmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular, *yeniden dağıtım paradoksu* olarak adlandırılmıştır. Buna göre düşük gelir gruplarına yönelik transferlerin gelir eşitsizliğini azaltıcı etkisi; tüm gelir gruplarına yönelik transferlerin etkisine kıyasla daha düşük oranda gerçekleşmiştir.

Bununla birlikte, sosyal harcamaların gelir eşitsizliği üzerindeki *nedensellik* etkisinin ampirik olarak doğrulandığı çalışmalar sınırlıdır. Örneğin; En Küçük Kareler tahmincisi kullanıldığında, kamu kurumlarının kurumsal kalitesi gibi gözlemlenemeyen değişkenler sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü etkileyebilmektedir. Diğer yandan politika yapıcılar piyasa kaynaklı gelir eşitsizliğindeki artışa daha fazla yeniden dağıtım sağlayarak karşılık verebilmektedirler (Meltzer ve Richard, 1981); bunun sonucunda ise sosyal harcamaların gelir eşitsizliğini azaltmaktaki etkisi, olduğundan daha zayıf yorumlanabilmektedir (d'Agostino, Pieroni, ve Scarlato, 2020, s. 313). Sosyal harcamalar veya bileşenleri ile gelir eşitsizliği arasındaki ters nedensellik ilişkisini dikkate alan çalışmalar da literatürde mevcuttur. Doerrenberg ve Peichl (2014), araç değişken metodunu kullanarak OECD ülkeleri için kamu harcamaları, sosyal harcamalar ve artan oranlı vergi sisteminin Gini katsayısı üzerindeki etkisini incelemiş; sosyal harcamaların Gini katsayısını düşürdüğü sonucuna ulaşmıştır. Niehues (2010), Avrupa ülkeleri için

Genelleştirilmiş Momentler Metodu tahmincisini uygulayarak söz konusu nedensellik ilişkisini tespit etmiş; ve sosyal transfer harcamalarının bütçedeki payı ile gelir eşitsizliği seviyesi arasında güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu doğrulamıştır. Benzer şekilde, Martinez-Vazquez vd., (2012) 150 ülke için 1970-2009 yıllarını kapsayan dönemde GSYİH içerisinde sosyal refaha ayrılan payın artmasının gelir dağılımı üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu Genelleştirilmiş Momentler Metodu tahmincisi ile göstermiştir. Topuz ve Doğan (2020) ise transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin ülkelerin gelir eşitsizliği seviyelerine göre farklılaştığını ifade etmektedir. 39 ülkeyi kapsayan panel nedensellik analizi sonuçlarına göre gelir eşitsizliği yüksek ülkelerde transfer harcamalarından gelir eşitsizliğine tek yönlü nedensellik; gelir eşitsizlik seviyesi düşük ülkelerde ise söz konusu nedensellik ters yönlü olarak tespit edilmiştir.

Sosyal transfer harcamaları gelir eşitsizliği ilişkisinin ülkelerin gelir seviyelerinin dikkate alınarak analiz edildiği çalışmalara ise literatürde sık rastlanmamaktadır. Chu vd., (2000) gelişmekte olan ülkeler açısından vergi ve transfer programlarının dağıtımsal etkilerinin gelişmiş ülkelere kıyasla daha zayıf olduğu sonucuna ulaşmıştır. Aynı zamanda literatürdeki çalışmaların çoğunlukla çeşitli sosyal transfer ödemeleri ve/veya harcamaları şeklindeki mikro veriler ile analiz yaptığı görülmektedir. Bu çerçevede, çalışmamızın sosyal transfer harcamaları-gelir eşitsizliği ilişkisinin ortaya koyulmasında ülkelerin gelir seviyesine göre sınıflandırılmış olması açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

II. VERİ

Gelir eşitsizliği ve transfer harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisi toplam 60 adet ülke için tahmin edilmiş olup veriler 1996 ve 2018 yılları arası 23 yıllık bir dönemi kapsamaktadır. Tüm veriler yıllık olup çalışmada gelir eşitsizliği göstergesi olarak Gini katsayısı kullanılmıştır. Gini katsayısı olarak Frederick Solt (2020) tarafından geliştirilen The Standardized World Income Inequality Database (SWIID)-Standardize Edilmiş Gelir Eşitsizliği veritabanından elde edilen veriler kullanılmıştır. Veritabanının Ekim 2020 sürümünden faydalanılmıştır. Gelir eşitsizliğine yönelik hesaplamaların pek çok ülke için her yıl düzenli olarak yapılamadığı görülmektedir. Bu sebeple, zaman boyutu ve veri tercihi çalışmanın kısıtını oluşturmaktadır. Veritabanında iki adet Gini katsayısı bulunmaktadır. Bunlardan ilki, hanehalkı geliri ile denkleştirilmiş vergi ve transferler öncesi “*Gini Market*” katsayısıdır. Diğeri, hanehalkı harcanabilir geliri ile denkleştirilmiş vergi ve transferler sonrası “*Gini Net*” katsayısıdır. Bu çalışmada transfer harcamaları değişkeninin eşitsizlik ile nedensellik ilişkisi tahmin edildiği için tahminlerde Gini_net katsayısı kullanılmış olup çalışmada kısaca (*gini*) şeklinde belirtilmektedir. Transfer harcamaları değişkeni için Dünya Bankası veri tabanından elde edilen harcamaların yüzdesi olarak sübvansiyonlar ve diğer transferler değişkeni (*tr*)

kullanılmıştır. Dünya Bankası, transfer harcamalarının ülkeler bazında farklılık göstermesi sebebiyle harcamalar içindeki transferlerin ve sübvansiyonların yüzdesini kullanarak araştırmacılara tüm ülkeler için standartlaştırılmış bir veri seti sunmaktadır. Tablo 1, çalışmada kullanılan verilere ilişkin özet bir bilgi sunmaktadır.

Tablo 1: Veriye İlişkin Bilgi

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum Değer	Maksimum Değer
Gini_Net (gini)	1380	112.5704	73.52633	1	296
Transfer (tr)	1380	45.60166	19.05049	0.2335168	84.19374

Gelir eşitsizliği ve transfer harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisinin ülkelerin gelir grupları arasında farklılaşabileceği savından hareket ile çalışmada ilk önce 60 adet ülke için gerçekleştirilen tahminler, Dünya Bankası'nın gelir dağılımı sınıflandırmasına göre iki ayrı panelde daha incelenmiştir. 38 adet yüksek gelirli ülke ve 22 adet yüksek-orta ve düşük-orta gelirli ülke için yinelenen tahminlere ilişkin tahmin sonuçları, çalışmanın ampirik bulgular kısmında değerlendirilmektedir. Tablo 2, gelir eşitsizliği transfer harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisinin tahmininde kullanılan ülkeleri belirtmektedir.

Tablo 2: Örneklem Ülkeleri

Kanada*	Yunanistan*	İzlanda*	Ürdün**
Danimarka*	Macaristan*	Litvanya*	Kolombiya**
Finlandiya*	Hollanda*	Japonya*	Güney Afrika**
İrlanda*	Polonya*	Lüksemburg*	Tayland**
İsrail*	Portekiz*	Makao*	Kosta Rika**
Letonya*	Romanya*	Malta*	Ermenistan**
Norveç*	İspanya*	Slovakya*	Endonezya**
Singapur*	İsveç*	İsviçre*	Kazakistan**
Birleşik Krallık*	İtalya*	Belarus**	Brezilya**
ABD*	Fransa*	Malezya**	Bolivya***
Uruguay*	Almanya*	Dominik Cum.**	Angola***
Avusturya*	Avustralya*	Peru**	El Salvador***
Belçika*	Bahamalar*	Sri Lanka**	Honduras***
Çekya*	Hırvatistan*	Ekvator**	Lesotho***
Estonya*	G. Kıbrıs Rum K.*	Guatemala**	Butan***

Not: * yüksek gelirli ülkeler, ** yüksek-orta gelirli ülkeler, *** düşük-orta gelirli ülkeler grubunu göstermektedir.

III. METODOLOJİ VE AMPİRİK BULGULAR

Granger (1969) tarafından zaman serileri arasındaki nedensel ilişkileri analiz etmek için geliştirilen temel model aşağıdaki gibi temsil edilmektedir (Granger, 1969, s. 427; Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1450; López ve Weber, 2017, s. 2; López, 2018, s. 45).

$$Y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k Y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada X_t ve Y_t durağan değişken olarak varsayılmaktadır. Bu model, durağan değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin tahmininde kullanılmaktadır. Şöyle ki, eğer X 'in geçmiş dönem değerleri Y 'nin şimdiki dönem değerlerinin anlamlı tahmin unsurları ise Y 'nin geçmiş dönem değerleri modele dâhil edildiğinde X 'in Y üzerinde nedensel bir etkisi vardır. Denklem (1) ile aşağıdaki boş (sıfır) hipoteze bağlı olarak nedensellik ilişkisi test edilebilir (Granger, 1969, s. 427-428; López ve Weber, 2017, s. 2; López, 2018, s. 45).

$$H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_K = 0 \quad (2)$$

Boş hipotez reddedilirse X 'in Y üzerinde nedensel bir etkisi vardır. Elbette, Y 'nin X üzerindeki nedenselliği (çift yönlü-karşılıklı nedensellik) de bu şekilde tahmin edilmektedir. Dumitrescu-Hurlin testi ise panel veri setlerindeki nedenselliği test etmek için tasarlanmıştır. Temel regresyon şu şekildedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1451; López ve Weber, 2017, s. 2-3; López, 2018, s. 45-46).

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{i,k} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Burada $X_{i,t}$ ve $Y_{i,t}$ her bir i için t dönemindeki durağan değişken gözlemlerini göstermektedir. Katsayıların her bir i arasında farklılık gösterdiği ancak zamanla değişmez olduğu varsayılmaktadır. K gecikme uzunluğunun her bir i için aynı olduğu ve panelin dengeli olduğu varsayılmaktadır. Granger (1969)'de olduğu gibi nedensel ilişkinin varlığını belirlemek için, X 'in geçmiş değerlerinin Y 'nin bugünkü değeri üzerindeki etkilerini test etmek gerekmektedir. Boş hipotez nedenselliğin olmadığı anlamına gelmektedir ve şu şekilde tanımlanmaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1453; López ve Weber, 2017, s. 3; López, 2018, s. 46):

$$H_0: \gamma_{i1} = \dots = \gamma_{iK} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (4)$$

Alternatif hipotez ise (5) no'lu şekilde temsil edilmektedir. Eğer $N_1 = 0$ ise paneldeki her bir birim için nedensellik söz konusudur. N_1 N 'den küçük ise bütün birimler için nedensellik yoktur. N_1 0'dan büyük ise panel heterojendir. Panelin heterojen olması durumunda tahminler birimlere göre değişkenlik gösterebilmektedir ve tüm birimler için nedensellik ilişkisi tahmin edilebilmektedir. (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1453; López ve Weber, 2017, s. 3; López, 2018, s. 46).

$$H_1: \gamma_{i1} = \dots = \gamma_{iK} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$$

$$\gamma_{i1} \neq 0 \text{ veya } \dots \text{ veya } \gamma_{iK} \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N \quad (5)$$

Dumitrescu-Hurlin testi ile bireysel Wald istatistiklerinin ortalaması alınarak nedensellik ilişkisi belirlenmektedir. $\bar{W}$ her bir birimin ortalamasını göstermektedir. W_i ise gözlemlenen her bir i için standart olarak ayarlanmış Wald istatistiğidir. Test, panel düzeyinde nedenselliği tespit etmek için tasarlanmıştır ve bazı birimler için nedensellik ilişkisinin olmayabileceği kabul edilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1453; López ve Weber, 2017, s. 3; López, 2018, s. 46).

$$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i \quad (6)$$

Wald istatistiği W_i 'nin bağımsız ve her bir i arasında aynı şekilde dağıldığı varsayımı altında, $\bar{Z}, T$ ve N 'nin sonsuza gittiği asimptotik test istatistiğinin (bazen $T N$ 'den büyük olmalıdır.) normal bir dağılım ihtiva ettiğini göstermektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1454; López ve Weber, 2017, s. 4; López, 2018, s. 47).

$$\bar{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (\bar{W} - K) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} \mathcal{N}(0,1) \quad (7)$$

T 'nin daha küçük olduğu panel veri kümelerinde bireysel Wald istatistikleri, aynı ki-kare dağılımına yakınsamamaktadır. (8) no'lu denklem ise bu dağılımın varyansının ve ortalamasının tahmini değerlerinin tespiti vasıtasıyla geliştirilmiş olan $\tilde{Z}$ test istatistiğini göstermektedir. Ayrıca, $T > 5 + 3K$ olan sabit bir T boyutu için $\tilde{Z}$ normal bir dağılım içermektedir. Panel veri kümelerinde dikkate alınması gereken başka bir konu kesitsel bağımlılıktır. Asimptotik kritik değerler yerine kullanılan $\bar{Z}$ ve $\tilde{Z}$ kritik değerleri, bootstrap (önyükleme) prosedürü ihtiva etmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1455-1457; López ve Weber, 2017, s. 4; López, 2018, s. 47-48).

$$\tilde{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K} \frac{T-3K-5}{T-2K-3}} \left[\frac{T-3K-3}{T-3K-1} \right] \bar{W} - K \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} \mathcal{N}(0,1) \quad (8)$$

Boş hipotezin geçerliliği nihayetinde $\bar{Z}$ ve $\tilde{Z}$ değerleri ile belirlenmektedir. Eğer bu değerler, asimptotik test istatistiğinin normal kritik değerlerinden daha büyükse, H_0 reddedilmektedir ve Granger nedensellik olduğu sonucuna varılmaktadır. Büyük N ve T panel veri kümeleri için $\bar{Z}$ değeri nedensellik ilişkisinin tespitinde kullanılmaktadır. Büyük N , ancak nispeten küçük T panel veri kümeleri için $\tilde{Z}$ değeri tercih edilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 15; López ve Weber, 2017, s. 1458; López, 2018, s. 47). Dolayısıyla, Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testi birim sayısı az veya çok olan tüm panellerde etkin tahmin bulguları ortaya çıkarmaktadır. Öte yandan Dumitrescu-Hurlin testi gecikme uzunluğunun seçimi noktasında bir rehberlik sağlamamaktadır. Bu sorunu çözmenin bir yolu, bir bilgi kriterine (AIC / BIC /

HQIC) göre gecikme uzunluğunu seçmektir. Ortak bir örneklem üzerinde tahminlerin tümleşik olması ve karşılaştırılabilir olması için de gecikme uzunluğunun tespiti gerekmektedir (López, 2018, s. 47).

A. DURAĞANLIK ANALİZİ

Birim kök ve nedensellik testinden önce veri setini oluşturan değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığının ve eğim katsayılarının homojen olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığını tespit eden çok sayıda test bulunmaktadır. Bunun için, birimlerin korelasyon olup olmadığını tespit eden Pesaran (2004), rank korelasyon katsayılarının toplamını veren Frees (1995) ve Spearman'ın rank korelasyonu vasıtasıyla ortalama değeri tespit eden Friedman (1937) hesaplamaları kullanılmış olup, test sonuçları Tablo 3'te paylaşılmaktadır. Bu testler farklı sayıda zaman ve birim boyutuna sahip paneller arasında etkin sonuçlar verdikleri için tercih edilmiştir. Testlerin sıfır hipotezleri serilerde ve modelde yatay kesit bağımlılığı olmadığını, alternatif hipotezleri ise yatay kesit bağımlılığı olduğunu göstermektedir. Test sonuçlarına göre olasılık değerleri %1'den küçüktür ve seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusudur.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test/Değişken	tr	gini	Olasılık değeri
Pesaran Testi	6.96	20.57	0.0000
Friedman Testi	32.78	123.45	0.0000
Test/Değişken	tr	gini	Kritik Değerler
Frees Testi	1.345	20.91	0.1976* 0.0435** 0.0056***

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Homojenlik testinden önce yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği için daha etkin sonuçlar elde edebilmek adına yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testinin uygulanması gerekmektedir. Levin-Lin ve Chu (LLC), Shin (IPS), Breitung, Fisher ADF, Im-Pesaran ve Hadri birim kök testleri birinci nesil birim kök testlerini oluşturmaktadır.

Tablo 4: Gini_Net (gini) katsayısı Birinci Nesil Birim Kök Test Sonuçları (Düzeyde ve Birinci Farklarda)

Gini_Net (gini) Katsayısı	t istatistiği I(0)	t istatistiği I(1)	Olasılık değeri I(0)**	Olasılık değeri I(1)**
Levin, Lin ve Chu	-4.74515	-5.3487	1.0000	0.0000*
Breitung	3.94887	-11.7623	1.0000	0.0000*
Fisher ADF Chi-square	161.152	1456.123	1.0000	0.0001*
-ChoiZ	80.954	-16.345	1.0000	0.0000*
Fisher PP Chi- square	65.1867	2654.084	0.9972	0.0000*
-ChoiZ	12.3457	-13.2987	1.0000	0.0000*
Im, Pesaran ve Shin	-2.16042	-6.2366	1.0000	0.0154*
Hadri-Ztest	14.2396	5.6123	1.0000	0.0000*
-HeteroZtest	13.5439	4.1869	1.0000	0.0000*

Not: *, Verilerin anlamlı düzeyde durağan olduğunu temsil etmektedir. **, Fisher testleri için olasılık değerleri, asimptotik ki-kare dağılımı kullanılarak hesaplanmıştır. Diğer tüm testler asimptotik normallik varsayımı altında hesaplanmıştır.

Testlerin olasılık değerlerinin 0 veya 0'a yakın olması serilerin durağan, 1 veya 1'e yakın olması birim kök varlığının tespiti anlamına gelmektedir. Tablo 4 ve Tablo 5 Gini_Net (gini) ve transfer (tr) değişkenlerinin birim kök analizine ilişkindir. Tablolarda bu testlerin düzey ve birinci farklarına karşılık gelen olasılık ve t-istatistiği değerleri paylaşılmaktadır. Tüm sonuçlar sabitli ve trendli olarak tabloda bulunmaktadır. Tablolardan anlaşılabileceği üzere serilerin birinci farkı alındığında durağan olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 5: Transfer (tr) Değişkeni Birinci Nesil Birim Kök Test Sonuçları (Düzeyde ve Birinci Farklarda)

Transfer (tr) Değişkeni	t istatistiği I(0)	t istatistiği I(1)	Olasılık değeri I(0)	Olasılık değeri I(1)
Levin, Lin ve Chu	-1.15195	-2.3412	1.0000	0.1247
Breitung	-3.21479	-13.9831	1.0000	0.0013*
Fisher ADF Chi-square	183.071	2380.256	1.0000	0.0000*
-ChoiZ	69.346	-21.3290	1.0000	0.0000*
Fisher PP Chi- square	180.344	2134.982	1.0000	0.0000*
-ChoiZ	4.5612	-6.2398	1.0000	0.0000*
Im, Pesaran ve Shin	-3.88915	-7.1982	1.0000	0.0001*
Hadri-Ztest	44.2378	14.2398	1.0000	0.0000*
-HeteroZtest	43.6523	13.2798	1.0000	0.0000*

Not: *, Verilerin anlamlı düzeyde durağan olduğunu temsil etmektedir. **, Fisher testleri için olasılık değerleri, asimptotik ki-kare dağılımı kullanılarak hesaplanmıştır. Diğer tüm testler asimptotik normallik varsayımı altında hesaplanmıştır.

Paneldeki yatay kesit serilerinin hiçbir şoktan etkilenmeyeceğini varsaymak etkin sonuçlar vermeyebilir. Bu sebeple, daha sağlıklı sonuçlar elde edebilmek için serilere ikinci nesil panel birim kök testlerinden biri olan ve yatay kesit bağımlılığına karşı dirençli olarak Pesaran (2007) tarafından geliştirilen Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF)-Yatay Kesitsel Olarak Artırılmış Dickey-Fuller birim kök testi uygulanmıştır.

Tablo 6: CADF İkinci Nesil Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Düzey		Birinci Fark	
	Z (t-bar)	Olasılık Değeri	Z (t-bar)	Olasılık Değeri
Gini_Net (gini)	-12.289	0.1237	-35.2361	0.0000
Transfer (tr)	-1.2782	0.8123	-13.2369	0.0000

Bu test, hem zaman boyutunun birim boyutundan büyük olduğu hem birim boyutunun zaman boyutundan büyük olduğu tüm paneller için etkin sonuçlar vermektedir. CADF kritik değeri, CADF istatistiği değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilmektedir ve serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Test sonuçlarına ilişkin bulgular Tablo 6'da paylaşılmaktadır. Tabloya göre her iki değişkenin de düzeyde birim kök olduğu tespit edilmiştir ve birinci farkları alındığında serilerin durağan hale geldiği görülmektedir.

B. HOMOJENLİK ANALİZİ VE GECİKME UZUNLUĞU TESPİTİ

Birinci farklarda serilerin durağan olduğunun tespitinden sonra nedensellik analizine geçilmeden önce panel veri setinin homojen olup olmadığının da tespiti gerekmektedir. Tablo 7 verilerin homojen olup olmadıklarının tespitinde kullanılan Swamy S testi sonuçlarını göstermektedir. Swamy (1970) ile başlayan homojenlik testi çalışmaları Pesaran ve Yamagata (2008)'nin çalışmaları ile genişletilmiştir. Testin sıfır hipotezi eğim katsayılarının homojen olduğunu, alternatif hipotezi ise eğim katsayılarının homojen olmadığını öngörmektedir. Test, büyük ve küçük panel veri kümeleri için iki farklı test istatistiği geliştirmiştir. $\tilde{\Delta}$ (Delta_tilde) büyük panel veri kümeleri için tahmin bulgularını yorumlamada kullanılırken $\tilde{\Delta}_{adj}$ (Delta_tilde_adjusted) küçük panel veri kümeleri için yorumlamada kullanılmaktadır. Tablo 7 her iki test istatistiğine ilişkin tahmin bulgularını göstermektedir. Tabloya göre her iki test istatistiği sonuçları, sıfır hipotezinin reddedildiğini, eğim katsayılarının yatay kesitler arasında değişmekte ve heterojen olduğunu göstermektedir.

Tablo 7: Swamy S Homojenlik Testi Sonuçları

Swamy S Testi	Chi2 test istatistiği	Olasılık Değeri
$\tilde{\Delta}$ (Delta_tilde)	93286.99	0.0000
$\tilde{\Delta}_{adj}$ (Delta_tilde_adjusted)	94398.89	0.0000

Tablo 8 ise son tahmin hata kriteri, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi kriteri, Hannan-Quinn bilgi kriteri modelleri ile seçimi minimum yapan uygun gecikme uzunluğuna ilişkin tahmin bulgularını göstermektedir. Tablodan da görülebileceği üzere dört seçim kriteri bulgularına göre uygun gecikme uzunluğu 3 olarak seçilmiştir.

Tablo 8: VAR Uygun Gecikme Uzunluğunun Tercihi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-9459.889	NA	272395.8	21.02864	21.04465	21.03476
1	-4800.718	9276.928	8.857791	10.69493	10.75896	10.71939
2	-4628.673	341.4133	6.165545	10.33261	10.44466	10.37541
3	-4597.284	62.08002*	5.866308*	10.28285*	10.44293*	10.34401*
4	-4590.915	12.55420	5.900725	10.28870	10.49680	10.36820
5	-4587.005	7.682106	5.967871	10.30001	10.55614	10.39785

İçsel değişkenler: *tr, gini*; **Dışsal değişken:** sabit terim

* Kriter tarafından tespit edilen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

LR: Ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği (her bir test % 5 anlamlılık seviyesinde)

FPE: Final prediction error (son tahmin hata kriteri)

AIC: Akaike information criteria (Akaike bilgi kriteri)

SC: Schwarz information criteria (Schwarz bilgi kriteri)

HQ: Hannan-Quinn information criteria (Hannan-Quinn bilgi kriteri)

C. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Panel nedensellik analizinde hangi tahmin yönteminin kullanılacağını belirlemek için panel eşbütünleşme testi de yapılmıştır. Eşbütünleşme testi Westerlund ve Edgerton (2007) testi ile yapılmıştır. Diğer testler serilerin tamamının durağan olmadığı varsayımı ile hareket etmektedir. Bu test ise diğer testlerin aksine yalnızca bir serinin durağan olmamasının yeterli olması önkoşulu ile hesaplama yapmaktadır. Sıfır hipotezi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu varsayan testin alternatif hipotezi, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını varsaymaktadır. Bu test, heteroskedastisite (değişen varyans), otokorelasyon sorunlarına karşılık olarak hem büyük hem küçük panel veri kümeleri için etkin sonuçlar vermektedir (Westerlund ve Edgerton, 2007, s. 187).

Tablo 9: Westerlund Eşbütünleşme Testi Sonuçları

LM istatistiği	Asimptotik-p Olasılık Değeri	Bootstrap-p Olasılık Değeri
12.307	0.0000	0.0000*

Not: Bootstrap (10.000) tekrarlı dağılım olasılık değerini temsil etmektedir.

LM (Lagrange Multiplier) bootstrap test istatistiği ile eşbütünleşme ilişkisini belirleyen test, asimptotik-p değeri ile bootstrap-p değeri olmak üzere iki olasılık değeri tahmini vermektedir. Çalışmada yatay kesit bağımlılığı tespit edildiğinden bootstrap-p değeri tahmin bulguları eşbütünleşme ilişkisinin tespitinde kullanılmaktadır. Buna karşın, Tablo 9'dan da görülebileceği üzere her iki olasılık değeri sonuçlarına göre (%1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinin tamamına göre) seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır.

D. DUMITRESCU-HURLIN PANEL NEDENSELLİK ANALİZİ

Gelir eşitsizliği ile transfer harcamaları arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi, (3) no'lu denklemden yola çıkılarak yapılan tahminler neticesinde toplam 60 adet ülke için 3 ayrı panelde incelenmiştir. Tablo 10, 60 adet ülkenin yer aldığı tüm panel verilere ilişkin tahmin sonuçlarını, Tablo 11, 38 adet yüksek gelirli ülkenin yer aldığı panel verilere ilişkin tahmin sonuçlarını, Tablo 12 ise 22 adet yüksek-orta ve düşük-orta gelirli ülkenin yer aldığı panel verilere ilişkin tahmin sonuçlarını temsil etmektedir. Tüm paneller için (3) no'lu denkleme göre elde edilen modeller aşağıdaki gibidir:

$$gini_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} gini_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{i,k} tr_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$tr_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} tr_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{i,k} gini_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testi yatay kesit bağımlılığının tespit edildiği heterojen panellerde etkin sonuçlar vermektedir. Bu test, aynı zamanda eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ve olmadığı her durumda tahmin yapabilmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmaması sebebiyle nedensellik analizinde Dumitrescu-Hurlin testi tercih edilmiştir. Bulguları yorumlamak için **Z-bar tilde** ($\tilde{Z}$) ve **Z-bar** ($\bar{Z}$) test istatistikleri kullanılmaktadır. Metodoloji bölümünde de bahsedildiği üzere Büyük N ve T panel veri kümeleri için Z-bar test istatistiği, büyük N ancak nispeten küçük T veri kümeleri için Z-bar tilde test istatistiği yorumlamalarda tercih edilebilmektedir. Her iki test istatistiği de tahminlerin tümünde anlamlı bulgular ortaya koymaktadır. Tahmin sonuçlarına göre tüm bulgular istatistiki olarak anlamlı olup yüksek gelirli ülkelerdeki gelir eşitsizliği transfer harcamaları nedensellik ilişkisi sonuçları, yüksek ve düşük orta gelirli ülkelerdeki nedensellik ilişkisine oranla daha anlamlı sonuçlar ortaya koymaktadır. Benzer şekilde tüm ülkeler grubu nedensellik ilişkisi tahmin sonuçları da istatistiki olarak anlamlıdır. Bir başka ifade ile Dumitrescu-Hurlin testi sıfır hipotezi tüm modeller ve ülke grupları için reddedilmiştir ve alternatif hipotez kabul edilmiştir. Böylelikle çalışmaya konu olan panel ülkeleri için hem gelir eşitsizliği transfer harcamalarının nedenidir, hem transfer harcamaları gelir eşitsizliğinin nedenidir şeklinde genel bir değerlendirme yapmak mümkündür.

Tablo 10: Tüm Ülkeler Grubu Tahmin Sonuçları

Temel Hipotez	Wald İstatistiği	Test İstatistikleri	Olasılık Değerleri
Gelir Eşitsizliği			
Transfer		Z-bar ($\bar{Z}$)= 10.5361	0.0000
Harcamalarının	W-bar ($\bar{W}$) =		
Nedenseli Değildir.	6.6498	Z-bar tilde ($\tilde{Z}$) =	0.0000
(Gözlem Sayısı = 1380)		6.0798	
Transfer			
Harcamaları Gelir		Z-bar ($\bar{Z}$)= 7.0365	0.0000
Eşitsizliğinin	W-bar ($\bar{W}$) =		
Nedenseli Değildir.	5.4375	Z-bar tilde ($\tilde{Z}$)=	0.0002
(Gözlem Sayısı = 1380)		3.7055	

Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizi fazla sayıda birimin olduğu panel verilerde her bir birim için de bulguların tahmin edilmesine olanak tanımaktadır. Gelir eşitsizliğinden transfer harcamalarına anlamlı nedensellik ilişkisinin tahmin edildiği ülkeler ve olasılık değerleri şöyledir: Kanada (0.053), Kosta Rika (0.020), Finlandiya (0.075), İrlanda (0.035), İsrail (0.031), Avusturya (0.011), Belarus (0.007), Belçika (0.002), Yunanistan (0.028), Macaristan (0.021), Peru (0.018), Sri Lanka (0.018), İsveç (0.093), Güney Kıbrıs Kum Kesimi (0.034), Litvanya (0.072), Makao (0.023), Slovakya (0.068), Tayland (0.021), Kolombiya (0.045), Brezilya (0.003), Angola (0.079), Kazakistan (0.043), Endonezya (0.055), Bolivya (0.030), Ermenistan (0.035). Transfer harcamalarından gelir eşitsizliğine anlamlı nedensellik ilişkisinin tahmin edildiği ülkeler ve olasılık değerleri ise şunlardır: Kanada (0.033), Kosta Rika (0.049), Danimarka (0.090), İrlanda (0.015), İsrail (0.072), Letonya (0.039), Norveç (0.018), Singapur (0.002), Belçika (0.045), Dominik Cumhuriyeti (0.090), Hollanda (0.051), Peru (0.002), Romanya (0.009), Fransa (0.092), Hırvatistan (0.005), İzlanda (0.014), Japonya (0.000), Lesotho (0.021), Litvanya (0.023), Güney Afrika (0.003), İsviçre (0.013), Brezilya (0.025), Ekvator (0.075), Kolombiya (0.018), Honduras (0.050).

Tablo 11: Yüksek Gelirli Ülkeler Grubu Tahmin Sonuçları

Temel Hipotez	Wald İstatistiği	Test İstatistikleri	Olasılık Değerleri
Gelir Eşitsizliği			
Transfer			
Harcamalarının	$W\text{-bar}(\bar{W}) =$	$Z\text{-bar}(\bar{Z}) = 9.5546$	0.0000
Nedenseli Değildir.	6.7966	$Z\text{-bar tilde}(\tilde{Z}) =$	0.0000
(Gözlem Sayısı = 874)		5.5509	
Transfer			
Harcamaları Gelir			
Eşitsizliğinin	$W\text{-bar}(\bar{W}) =$	$Z\text{-bar}(\bar{Z}) = 5.9812$	0.0000
Nedenseli Değildir.	5.3767	$Z\text{-bar tilde}(\tilde{Z}) =$	0.0018
(Gözlem Sayısı = 874)		3.1265	

Tüm ülkeler grubu panel veri nedensellik analizi tahmin bulgularından da anlaşılacağı üzere paneldeki birimler tek tek incelendiğinde gelir eşitsizliği ve transfer harcamaları ilişkisi her bir ülke için farklılaşmaktadır. Özellikle yüksek gelirli ve/veya gelişmiş ekonomilerde söz konusu nedensellik ilişkisi daha anlamlıdır. Ülkelerin gelir yapılarının bu ilişkiyi ve yönünü tayin edebileceği iddiasından hareket ile tahminler 60 adet ülkeyi iki ayrı panele bölerek yinelenmiştir. Ülkeler, Dünya Bankası'nın gelir dağılımı sınıflandırmasına göre ayrıştırılmıştır. 60 adet ülkenin 38 tanesi yüksek gelirli olup Tablo 11 yüksek gelirli ülkeler grubuna ait olan panel veri nedensellik tahmin bulgularını temsil etmektedir. Yüksek gelirli ülkeler grubu için çift yönlü nedensellik ilişkisi her iki test istatistiği sonuçlarına göre anlamlıdır.

Tablo 12: Yüksek ve Düşük Orta Gelirli Ülkeler Grubu Tahmin Bulguları

Temel Hipotez	Wald İstatistiği	Test İstatistikleri	Olasılık Değerleri
Gelir Eşitsizliği			
Transfer			
Harcamalarının	$W\text{-bar}(\bar{W}) =$	$Z\text{-bar}(\bar{Z}) = 3.9569$	0.0001
Nedenseli Değildir.	5.9224	$Z\text{-bar tilde}(\tilde{Z}) =$	0.0290
(Gözlem Sayısı = 506)		2.1834	
Transfer			
Harcamaları Gelir			
Eşitsizliğinin	$W\text{-bar}(\bar{W}) =$	$Z\text{-bar} = 1.0166$	0.0094
Nedenseli Değildir.	3.7508	$Z\text{-bar tilde}(\tilde{Z}) =$	0.0504
(Gözlem Sayısı = 506)		0.1886	

Çalışmaya konu olan 22 adet ülke ise yüksek-orta ve düşük-orta gelirli ülkeler grubunu oluşturmaktadır. Her ne kadar tüm panel tahminleri anlamlı nedensellik ilişkisi tespit etse de anlamlı ilişkinin neredeyse tamamen yüksek gelirli ülkelere ait olması sebebiyle tahminler orta gelirli ülkeler için de yinelenmiştir. Tablo 12, yüksek-orta ve düşük-orta gelirli ülkeler grubu tahmin bulgularını temsil etmekte olup çift yönlü nedensellik ilişkisi bu ülkeler için de anlamlıdır. Ancak her iki test istatistiği bu ülkeler için daha az anlamlıdır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bir ülkedeki gelir dağılımı; hanehalkları, özel sektör, kurumlar, organizasyonlar ve kamu sektörü içerisindeki karar mekanizmalarının bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Piyasa dinamikleri kendiliğinden geliri arzu edilebilir bir biçimde dağıtmadığından kamu müdahalesine ihtiyaç duyulmaktadır. Kamunun vergiler, transfer ödemeleri ve kamusal mal ile hizmet sunumu aracılığıyla müdahalesinin yetersiz ve etkinsiz gerçekleşmesi ise ülkeler arasında gelir eşitsizliği olgusunun ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Her ne kadar literatürde etkinlik ve eşitlik arasında bir değişim olduğu genel kabul görse de gelir eşitsizliğinin azaltılması hem eşitlik hem etkinlik yaratan sonuçlar doğurmaktadır. Bu noktada, maliye politikası adaletli bir gelir dağılımını ve ekonomik büyümeyi destekleyen araçlarıyla birlikte etkinlik ve eşitlik amaçlarına ulaşma sürecinde politika yapıcılar açısından birincil politika aracı haline gelmiştir. Maliye politikası; kamu sektörünün büyüklüğüne, vergi tahsilatındaki artan oranlılığa ve kamu harcama türlerine bağlı olarak yoksulluk ve eşitsizlik üzerinde etkiler yaratabilmektedir. Bununla birlikte, piyasa gelirinin yeniden dağıtımı sürecinde maliye politikasının harcama tarafı önem kazanmaktadır. Özellikle, sosyal transfer harcamaları gelir eşitsizliğinin azaltılmasında en etkili araçlardan birisidir. Sosyal transferler gelir eşitsizliğini farklı kanallardan etkileyebilmektedir. İlk olarak, hem vergiler hem transferler harcanabilir gelir eşitsizliği (hükümet sonrası eşitsizlik) üzerinde doğrudan etkiye sahiptir. İkinci olarak, sosyal transferler işgücü piyasasındaki çalışma ve yatırım kararları üzerinde değişim yaratarak piyasa gelir eşitsizliğini (hükümet öncesi eşitsizliği) etkilemektedir.

Teorik ve ampirik literatür incelendiğinde gelir eşitsizliği-transfer harcamaları ilişkisinin dikkate değer; ancak yeterince üzerinde durulmayan bir çalışma alanı olduğu görülmektedir. Eşitsizlik katsayısı ile ilişkili verilere her ülke ve her yıl için ulaşmaktaki zorluk, zaman boyutunun ampirik çalışmalar için yetersiz kalabilmesi, panel veri analizleri için dengeli bir veri setinin elde edilmesindeki kısıt, transfer harcamaları değişkeni ile ilişkili verilerin ülkeler ve araştırmacı kurumlar özelinde çoğunlukla mikro veriler ihtiva etmesi gibi gerekçelerin araştırma konusuna olan ilgiyi ve motivasyonu etkilediği düşünülmektedir. Çalışmamızın bu zorluklar göz önüne alındığında, sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ilişkisinin ülkeler arasındaki gelir

farklılıklarının gözetilerek analiz edilmesi ile literatüre katkı sağlayacağı söylenebilmektedir. Bu bakış açısından hareketle, örneklem grubunda yer alan 60 ülke Dünya Bankası'nın gelir sınıflandırmasına göre ayrıştırılmış; sosyal transfer harcamaları-gelir eşitsizliği arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü tespit edilmiştir. Son yıllarda gelir eşitsizliğini merkeze alan çalışmalarda sık rastlanan, standartlaştırılmış bir Gini katsayısı veri setinden ve Dünya Bankası'nın tüm ülkelerin transfer harcamalarını hesaplamaya dâhil ederek standartlaştırdığı bir değişkenden faydalanılmıştır. Nedensellik analizinden önce serilerin yatay kesit bağımlılığı, homojenliği ve durağanlığı test edilmiştir. İlk olarak tüm ülkeler grubu için yapılan tahminlerde çoğunluğunu yüksek gelirli ülkelerin oluşturduğu ülkeler için anlamlı nedensellik ilişkisi tespit edilmiş; ülkelerin gelir seviyesindeki farklılığın tahmin sonuçlarını etkileyebileceği dikkate alınarak panel ülkeleri iki ayrı gruba bölünmüştür. Örneklem ülkeleri içerisinde düşük gelirli ülkeler bulunmadığı için ülkeler, yüksek ve orta gelirli (yüksek-orta ve düşük-orta gelirli) olarak sınıflandırılmıştır. Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizi sonuçlarına göre panel veri ülkeleri için sosyal transferler ve gelir eşitsizliği arasında çift yönlü (karşılıklı) nedensellik bulunduğu belirlenmiştir. Bir başka ifade ile tüm paneller için gelir eşitsizliğinden transfer harcamalarına ve transfer harcamalarından gelir eşitsizliğine güçlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Öte yandan, söz konusu nedensellik ilişkisinin yüksek gelir grubuna dâhil ülkelere, orta gelirli ülkeler grubuna dâhil ülkelere göre daha güçlü biçimde ortaya çıktığı gözlemlenmiştir.

Transfer harcamalarının gelir eşitsizliğini düzeltici etkisi olduğu pek çok ampirik çalışma ve teorik görüş ile desteklenmiş olsa da tek başına transfer harcamalarının eşitsizliği azaltabileceğini düşünmek hatalı olabilir. Burada gelirin kime aktarıldığı sorusunun cevaplanması gerekmektedir. Zira, gelirin nasıl elde edildiğinden çok ikincil gelir dağılımına konu olan gelir gruplarının belirlenmesi ve yerinde tespit edilmesi, vergi ve transferler gibi dağıtım politikalarının etkinliğini belirleyen önemli bir husustur. Gelir eşitsizliğini azaltmayı hedefleyen bir yeniden dağıtım politikası, ekonomideki yüksek gelir grupları yerine orta ve/veya düşük gelir gruplarını hedeflemelidir. Çalışmaya konu olan ülkelerin hukuki, ekonomik, siyasi, demokratik öznel koşulları dikkate alındığında, bu ülkelerdeki transferlerin hangi gelir gruplarını öncelediğinin tespiti daha etkin sonuçlar elde edilebilmesini kolaylaştırabilir. Politika yapıcılar veya karar alıcılar ekonomik büyüme sağlamak, tasarruflar vasıtasıyla yatırımları artırmak gibi güdülerle transfer aktarımında yüksek gelir gruplarını da hedefleyebilir. Böylesi bir politika farklı makroekonomik göstergelerin (ekonomik büyüme, enflasyon, yatırım, doğrudan yabancı sermaye girişi vb.) bileşimini oluşturan bir iktisadi politika analizini gerektirmektedir. Panele konu örneklem ülkeleri homojen değildir ve birbirinden farklı ekonomik göstergeler ile eşitsizlik seviyesine sahiptir. Bu çalışma her ne kadar sosyal transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini karşılıklı olarak analiz etse de bazı ülkeler özelinde elde edilen anlamsız bulgular ile orta

gelirli ve yüksek gelirli ülkelerdeki ilişkilerin anlamlılık seviyesindeki farklılık, transferler için hedeflenen gelir gruplarının ülkeden ülkeye değişmesi ile ilgili olabilir. Gelecek çalışmaların, ülkelerdeki sözü edilen farklılıklar ile kısıtları dikkate alarak ve gelir gruplarını, harcama yapılarını, eşitsizlik seviyelerini, farklı makroekonomik verilerin ilişkide etkili olabileceği şeklindeki hususları hesaplamalara dâhil ederek ampirik analizler gerçekleştirmesi, araştırma konusuna olan katkıyı geliştirebilecektir.

KAYNAKÇA

- Alesina , A. ve Angeletos, G.-M. (2005). Fairness and redistribution, *American Economic Review*, 95(4), 960-980.
- Alesina , A. ve Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490.
- Atkinson, A. (1983). *Social justice and public policy*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Atkinson, A. (1996). Seeking to Explain the Distribution of Income. John Hills (Ed.). *New Inequalities* içinde (s. 19-48). Cambridge: Cambridge University Press.
- Barr, N. (1992). Economic theory and the welfare state: A survey and interpretation. *Journal of Economic Literature*, 30(2), 741-803.
- Caminada, K., Wang , J., Goudswaard, K. ve Wang, C. (2017). *Income inequality and fiscal redistribution in 47 LIS-countries, 1967-2014*. Luxembourg Income Studies Working Paper Series (No.724).
- Chu, K.-y., Davoodi, H. ve Gupta, S. (2000). *Income distribution and tax, and government social spending policies in developing countries*. Helsinki: UNI/WIDER.
- d'Agostino, G., Pieroni, L. ve Scarlato, M. (2020). Social transfers and income inequality in OECD countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52(C), 313-327.
- Doerrenberg, P. ve Peichl, A. (2014). The impact of redistributive policies on inequality in OECD Countries. *Applied Economics*, 46(17), 2066-2086.
- Dumitrescu, E.-I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 32(200), 675-701.

- Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of Econometrics*, 69(2), 393-414.
- Gottschalk, P. ve Smeeding, T. (1997). Cross-national comparisons of earnings and income inequality. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 633-687.
- Gottschalk, P. ve Smeeding, T. (2000). Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries. Anthony Atkinson, ve François Bourguignon (Eds.). *Handbook of Income Distribution* içinde (s. 261-307). Amsterdam, Hollanda: Elsevier.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Heady, C., Mitrakos, T. ve Tsakloglou, P. (2001). The distributional impact of social transfers in the European Union: Evidence from the ECHP. *Fiscal Studies*, 22(4), 547-565.
- Immervoll, H. ve Richardson, L. (2011). *Redistribution policy and inequality reduction in OECD countries: What has changed in two decades?*. IZA Discussion Paper (No. 6030).
- Journard, I., Pisu, M. ve Bloch, D. (2012). Tackling income inequality: The role of taxes and transfers. *OECD Journal: Economic Studies*, 2012(1), 37-70.
- Korpi, W. ve Palme, J. (1998). The paradox of redistribution and strategies of equality: welfare state institutions, inequality, and poverty in the western countries. *American Sociological Review*, 63(5), 661-687.
- López, L. ve Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. *The Stata Journal*, 17(4), 972-984.
- López, L. (2018). *The impact of official development assistance on the donor's economy the case of Switzerland* (Yayımlanmamış doktora tezi). University of Neuchâtel Faculty of Economics and Business Institute of Economic Research.
- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B. ve Vulovic, V. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Review of Public Economics*, 200(4), 95-130.
- Meltzer, A. ve Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89(5), 914-927.
- Muinelo-Gallo, L., ve Roca-Sagalés, O. (2003). Joint determinants of fiscal policy, income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 30(1), 814-824.

- Niehues, J. (2010). *Social spending generosity and income inequality: A dynamic panel approach*. Socio Economic Panel Study Papers (No. 336).
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Cambridge Working Papers in Economics (No. CWPE/0435).
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pigou, A. C. (1947). *A study in public finance*. Londra, İngiltere: MacMillan & Co.
- Sánchez, A. ve Pérez-Corral, A. (2018). Government social expenditure and income inequalities in the European Union. *Hacienda Pública Española*, 227(4), 133-156.
- Solt, F. (2020). Measuring income inequality across countries and over time: The standardized world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1189.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 38(2), 311-323.
- Topuz, S. G. ve Doğan, E. (2020). Transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ilişkisi: panel nedensellik analizi ile karşılaştırmalı bir değerlendirme. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(3), 549-562.
- Wang, C., Caminada, K. ve Goudswaard, K. (2014). Income redistribution in 20 countries over time. *International Journal of Social Welfare*, 23(3), 262-275.
- Wang, C., Caminada, K. ve Goudswaard, K. (2012). The redistributive effect of social transfer programmes and taxes: A decomposition across countries. *International Social Security Review*, 65(3), 27-48.
- Westerlund, J. ve Edgerton, D. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economic Letters*, 97(3), 185-190.