

Yatay Kesit Bağımlılığı Olan Heterojen Panellerde Granger Nedenselliğin Test Edilmesi: İhracat ve Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Testing for Granger Causality in Heterogeneous Panels with Cross-sectional Dependence: Causal Interrelationships between Export and Growth

Prof. Dr. Şaban Nazlıoğlu [ID 0000-0002-3607-3434](#)

Dr. Çağın Karul [ID 0000-0002-5856-930X](#)

Abstract

This paper proposes a panel Granger causality test for heterogeneous panels with cross-sectional dependence. We define a panel VAR model with unobserved common factors and apply the PANIC procedure to obtain the de-factored data. We then estimate the lag augmented (LA)-VAR models for each cross-section and define the panel statistic based on the meta-analytic approach that combines the p-values of the individual Wald statistics. The Monte Carlo simulations indicate that the test shows good size and power; and appears suitable for the panels where cross-sections may have different unit root or co-integration properties. We finally re-investigate causal interrelationships between export and economic growth in OECD countries by comparing the results from our testing procedure with those from the existing methods. The key finding is that accounting for cross-sectional dependency with factor modelling approach plays a crucial role to determine the direction of causality for country-specific results. A fresh information is that export and economic growth do not cause each other in most of EU countries.

1 Giriş

Panel veri yöntemleri daha güçlü birim kök ve eşbütünleşme testleri sunması nedeniyle son yıllarda yapılan çalışmaların odak noktası haline gelmiştir. Bununla birlikte literatüründeki çalışmalar, heterojenliğin ve yatay kesit bağımlılığının önemini vurgulamışlardır. Panel birim kök ve eşbütünleşme yöntemlerine paralel olarak Granger nedenselliğin panel veri analizi çerçevesinde test edilmesi son zamanlarda ilgi çekmiş ve farklı yaklaşımlar geliştirilmiştir.

Panel veri analizinde nedenselliği test etmeye yönelik ilk girişim, genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) (bkz. Holtz-Eakin, vd., 1988) aracılığıyla panel vektör otoregresif veya vektör hata düzeltme modelinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. Bu çalışmada heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmamaktadır. Konya (2006) tarafından önerilen panel nedensellik testi, Zellner (1962) tarafından geliştirilen görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemini kullanarak yatay kesit bağımlılığına ve heterojenliğe yer vermektedir. İyi bilindiği gibi, SUR tahmincisi yalnızca zaman boyutunun (T) kesit boyutundan (N) önemli ölçüde büyük olduğu durumlarda uygulanabilmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) ile Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından önerilen panel nedensellik testleri, Granger (1969) ve Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik yaklaşımlarını panel çerçevesine genişleterek heterojenliği dikkate almaktadırlar. Yakın zamanda literature dahil olan bir diğer çalışma ise Juodis vd. (2021)'dir ve bu çalışmada heterojen panellerde Granger nedenselliği test etmek için yeni bir yaklaşım önerilmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) ile Emirmahmutoğlu ve Köse'nin (2011) panel nedensellik testlerinin N'nin T'den küçük olduğu durumlarda en iyi şekilde çalıştığı bilinmektedir. Juodis vd. (2021) testi ise büyük N değerleri için kullanılabilir ve N'nin T ile aynı veya T'den büyük olduğu durumlarda en iyi şekilde sonuç vermektedir. Juodis vd. (2021) çalışmasındaki Monte Carlo simülasyonları, panelde orta düzeyde bir T varken dahi testin iyi boyut özelliklerine sahip olduğunu gösterirken, Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi N büyüdükçe önemli boyut bozulmalarına uğramaktadır.

Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) ve Dumitrescu ve Hurlin (2012), ilk panel birim kök ve eşbütünleşme çalışmalarında olduğu gibi panel nedensellik testleri için bootstrap dağılımlarını kullanmaktadırlar. Hadri vd. (2015) çalışmasında değinildiği gibi bootstrap yaklaşımı yatay kesit bağımlılığının genel formunu modeller fakat bağımlılığın yapısı hakkında bilgi sağlamaz. Faktör modelleri, son yıllarda panel verilerdeki çapraz korelasyonları açıklaması açısından literatürde önemli bir yer edinmiştir. Faktör modellerini kullanmanın önemli bir sebebi ise küresel şokların veya ortak faktörlerin her bir kesiti farklı ağırlıklarla etkileyebileceğidir. Ortak faktörlerin, içsel özelliklerine bağlı olarak paneldeki yatay kesitleri farklı yoğunluklarda etkilemesinin muhtemel olduğunu beklemek mantıklıdır (Karabıyık, vd, 2019).

Bu çalışmada yatay kesit bağımlılığı dikkate alınarak heterojen panellerde nedenselliğin test edilmesine odaklanılmaktadır. Bu amaçla Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik yaklaşımı, faktör modelleri bağlamında genişletilmektedir. Spesifik olarak, çalışmada gözlenmeyen ortak faktörlere sahip bir panel VAR

modeli tanımlanmaktadır. Arındırılmış verileri elde etmek için ortak faktörlerin tutarlı bir şekilde tahmin edilmesini sağlayan ve Bai ve Ng (2004) tarafından önerilen PANIC yaklaşımından yararlanılmaktadır. Bireysel Wald istatistiklerini elde etmek amacıyla her kesit için gecikmelerle uyarlanmış (LA)-VAR modelleri tahmin edilmektedir ve bireysel Wald istatistiklerinin p-değerleri yardımıyla meta-analitik yaklaşıma dayalı panel istatistikleri önerilmektedir.

Önerilen istatistiklerin küçük örnek performanslarını incelemek için kesitlerin farklı birim kök ve eşbütünleşme özelliklerine sahip olduğu bir veri yaratma süreci dikkate alınmaktadır. Monte Carlo simülasyon sonuçları şu şekildedir: (i) testler, N 'nin T 'den küçük olmadığı durumda hafif boyut bozulmalarına uğramaktadırlar fakat bu durumun T büyüdükçe ve N sabit olduğunda ortadan kaybolmaktadır; (ii) testler, küçük örneklerde bile yüksek ampirik güce sahiptirler; ve (iii) kullanılan yaklaşım, kesitlerin farklı birim kök veya eşbütünleşme özelliklerine sahip olduğu bağımlı panellere uygundur.

Son olarak çalışmada yeni test prosedürleri uygulanarak OECD ülkeleri için ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkileri kapsamlı bir çerçevede yeniden araştırılmaktadır. Panel sonuçları iki yönlü nedensel ilişkiyi desteklerken, ülkeye özgü sonuçlar yatay kesit bağımlılığının hesaba katılmasının önemini göstermektedir. Bu çalışmada önerilen panel nedensellik yaklaşımından elde edilen yeni bir bulgu, Avrupa Birliği (AB) ülkelerinin çoğunda ihracat ve ekonomik büyümenin birbirinin nedeni olmadığıdır.

Çalışmanın devamı şu şekilde planlanmıştır: Bir sonraki bölümde model ve test prosedürü açıklanmaktadır. 3. Bölüm, küçük örneklem analizine ayrılmıştır. Bölüm 4, önerilen nedensellik yaklaşımının ampirik bir uygulamasını göstermektedir. Sonuçlar ise 5. bölümde sunulmaktadır.

2 Model ve Test Süreci

Carrion-i-Silvestre ve Surdeanu (2011), Örsal ve Arsova (2017) ve Arsova ve Örsal (2018) çalışmalarında olduğu gibi m -boyutlu $Z_{it}^{cd} = (Z_{1,it}^{cd}, \dots, Z_{m,it}^{cd})'$, $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ için panel VAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$Z_{it}^{cd} = \mu_i + \Lambda_i' F_t + Z_{it}, \quad (1)$$

$$(1 - L)F_t = C(L)u_t, \quad (2)$$

$$Z_{it} = A_{i,1}Z_{i,t-1} + \dots + A_{i,p_i}Z_{i,t-p_i} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

burada μ_i , bilinmeyen m -boyutlu sabit etkileri, bütün kesitler için r aynı olmak üzere $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{rt})'$ r -boyutlu gözlenmeyen ortak faktörler vektörünü, Λ_i ($r \times m$) boyutlu faktör yükleri matrisini, Z_{it} kendine özgü bileşenleri, $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$ olmak üzere $C(L)$, L gecikme operatörünün polinomlarından oluşan ($r \times r$) boyutlu bir matrisi, $A_{i,1}, \dots, A_{i,p_i}$ $m \times m$ boyutlu katsayılar matrisini göstermektedir ve son olarak k_i , VAR modelinin gecikme sayısı ve d_i , Z_{it} 'nin maksimum entegrasyon düzeyi olmak üzere $p_i = k_i + d_i$ şeklinde ifade edilmektedir.

Varsayım 1: Ortak faktöre (F_t) dair varsayım: $C(1) = 0$ olmak üzere F_t durağandır. $u_t \sim iid(0, \Sigma_u)$, $E\|u_t\|^4 \leq M < \infty$, $Var(\Delta F_t) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \Sigma_u C_j' > 0$, $\sum_{j=0}^{\infty} j \|C_j\| < M < \infty$.

Varsayım 2: Faktör yüklerine (Λ_i) dair varsayım: Λ_i deterministiktir ve $\|\Lambda_i\| \leq M$ olmalıdır ya da Λ_i stokastiktir ve $E\|\Lambda_i\|^4 \leq M < \infty$; ve $N \rightarrow \infty$ iken $N^{-1} \sum_{i=1}^N \Lambda_i \Lambda_i' \rightarrow \Sigma_\Lambda$ şeklindedir. Burada Σ_Λ rassal olmayan pozitif tanımlı bir matristir.

Varsayım 3: Kendine özgü bileşenler (Z_{it}), her bir kesit için $i = 1, \dots, N$ ve $A_i(s) = I_m - A_{i,1}s - \dots - A_{i,p_i}s^{p_i}$ olmak üzere $|A_i(s)| = 0$ şartının sağlanması koşuluyla $I(1)$ ya da $I(0)$ olabilir.

Varsayım 4: Kendine özgü hatalar (ε_{it}), $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $E(\varepsilon_{it}^2) = \Sigma_{\varepsilon_i} > 0$, $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0$, $\forall i \neq j$ ve $\forall (t, s)$ olmak üzere bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir.

Varsayım 5: Λ_i , u_t ve ε_{it} , i ve t boyunca birbirinden bağımsız dağılımlara sahiptirler.

Varsayım 6: Gecikme sayısı (k_i) bilinmektedir ve kesitler açısından farklılık gösterebilir.

Bağımlı panellerde Granger nedenselliği test etmek için ilk adımda verilerden ortak faktörleri arındırmak gerekmektedir. Gözlenmeyen ortak faktörleri tahmin etmek için Bai ve Ng (2004) çalışmasında geliştirilen PANIC yaklaşımı ve Reese ve Westerlund (2016) tarafından önerilen PANICCA yaklaşımından yararlanılmıştır. PANIC yaklaşımı, temel bileşenler analizi (PCA) ile F_t 'yi tahmin etmeye dayanmaktadır ve PANICCA yaklaşımı ise tahmin edilen faktörler olarak gözlenen verilerin kesit ortalamalarını ele almaktadır. $\hat{Z}_{it} = \sum_{s=2}^t (\Delta Z_{is}^{cd} - \hat{\Lambda}_i' \Delta \hat{F}_s)$ işleminde olduğu gibi gözlemlenen verilerden tahmin edilen ortak bileşenleri çıkarmak kendine özgü bileşenleri vermektedir. Gözlenen veriler durağan olmadığında yanlış sonuçları önlemek için ortak faktörlerin, gözlenen verilerin birinci farkı kullanılarak tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu prosedür, çok genel koşullar altında Z_{it} için tutarlı olan \hat{Z}_{it} 'i verir. Dolayısıyla, test prosedüründe \hat{Z}_{it} 'yi kullanmak Z_{it} kullanmaya eşdeğerdir (bkz. Juodis ve Westerlund, 2019). Böylece Granger nedensellik yoktur hipotezi, tahmin edilen kendine özgü bileşenleri \hat{Z}_{it} kullanarak Wald testiyle sınabilmektedir.

Sims vd. (1990) çalışmasında gösterildiği gibi VAR sürecinin birim köke veya eşbütünlüğe sahip olması durumunda seviye değişkenli VAR tahminlerine dayanan Granger nedensellik yoktur hipotezi için Wald istatistiği, standart olmayan bir asimptotik dağılıma sahiptir. Toda ve Yamamoto (1995), değişkenlerin seviye değerlerini kullanarak VAR modelinin katsayı matrisleri üzerinde hipotez testinin nasıl gerçekleştirilebileceğine dair basit bir çözüm önermektedir. Değişkenlerin birim kök ve eşbütünlük özelliklerine karşı dirençli olan ve geleneksel asimptotik teoriyi uygulanabilir kılan LA-VAR yaklaşımını geliştirmişlerdir.

Panel LA-VAR tahmini yapabilmek için $\hat{Z}_{it}, (y_{it}, x_{it})'$ olarak bölünebilir ve eşitlik (3)'ün iki değişkenli bir biçimini şu şekilde tanımlanabilmektedir:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{k_i} A_{11,ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i} A_{12,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=k_i+1}^{k_i+d_i} A_{11,ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=k_i+1}^{k_i+d_i} A_{12,ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4a)$$

$$x_{it} = \sum_{j=1}^{k_i} A_{21,ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i} A_{22,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=k_i+1}^{k_i+d_i} A_{21,ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=k_i+1}^{k_i+d_i} A_{22,ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it}. \quad (4b)$$

x_{it} değişkeninden y_{it} değişkenine Granger nedensellik yoktur boş hipotezi $A_{12,i}$ üzerine kurulan doğrusal kısıtlar ile şu şekilde ifade edilebilir.

$$H_0: A_{12,i} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \text{burada } A_{12,i} = (A_{12,i1}, \dots, A_{12,ik_i})'$$

Granger nedensellik vardır alternatif hipotezi ise

$$H_1: A_{12,i} \neq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1$$

$$A_{12,i} = 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N.$$

$p_i = k_i + d_i$ olmak üzere $A_i = \text{vec}[A_{i1}, \dots, A_{ip_i}]'$ bütün VAR katsayılarının vektörü olsun. $R_i, k_i \times 2(k_i + d_i)$ boyutlu bir matris ve $R_i = [0_{k_i \times k_i + d_i}; I_{k_i}; 0_{k_i \times d_i}]$ olmak üzere boş hipotez $R_i A_i = 0$ şeklinde yazılabilir. Boş hipotezin sınanması için bireysel Wald istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.

$$W_i = T_i (R_i \hat{A}_i)' (R_i \hat{\Sigma}_i R_i')^{-1} (R_i \hat{A}_i) \quad (5)$$

burada \hat{A}_i , alternatif hipotez altında A_i parametrelerinin tahminini, $\hat{\Sigma}_i, \varepsilon_{it}$ 'nin tahmin edilen varyans-kovaryans matrisini ve T_i de tahminde kullanılan gözlem sayısını göstermektedir.

Panelde boş hipotezi test etmek için Fisher (1932) tarafından önerilen ve anlamlılık düzeylerinin kombinasyonuna dayanan panel istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \sim \chi^2 \quad (6)$$

burada π_i , bireysel W_i istatistiklerinin olasılık değerini göstermektedir.

Büyük N gözlemine sahip paneller için P istatistiği limitte standart bir dağılım takip etmemekte ve olasılıkta sonsuza ıraksamaktadır (Choi, 2001, p. 256). $N \rightarrow \infty$ durumuna izin vermek için Choi (2001), P testini aşağıdaki şekilde modifiye etmiştir.

$$P_m = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) - 2N}{\sqrt{4N}} \sim N(0,1). \quad (7)$$

3 Küçük Örneklem Özellikleri

P ve P_m istatistiklerinin boyut ve güç özelliklerini incelemek için farklı birim kök ve eşbütünlük özellikleri de dikkate alınarak aşağıdaki veri yaratma süreci oluşturulmuştur.

$$Z_{it}^{cd} = \mu_i + \Lambda_i' F_t + Z_{it} \quad (8)$$

$$F_t = \phi F_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$Z_{it} = \begin{pmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} \\ 0 & a_{22,i} \end{pmatrix} Z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

burada $\phi = 0.5$, $u_t \sim iid N(0,1)$, $\varepsilon_{it} \sim iid N(0, \sigma_{\varepsilon i}^2)$, ve U tekdüze dağılımı göstermek üzere $\Lambda_i \sim U(0,0.5)$ 'dir. Kesitler arasında heterojen varyansa izin vermek için $\sigma_{\varepsilon i}^2$, Dumitrescu ve Hurlin (2012) and Emirmahmutoglu ve Kose (2011) çalışmalarında olduğu gibi $U(0.5,1.5)$ dağılımından çekilerek oluşturulmuştur. Test prosedürü μ_i değeriden bağımsız olduğu için analizde sıfır olarak alınmıştır. Boyut analizi için boş hipotez altında $a_{12,i} = 0$ olarak kullanılmıştır. Güç analizi için Juodis vd. (2021) ve Juodis (2018) çalışmalarını takip ederek $\xi_i \sim U(-0.1, 0.1)$ olmak üzere $a_{12,i} = 0.05 + \xi_i$ ifadesinden yararlanılmıştır. Zaman ve kesit gözlemleri için $T \in \{50, 100, 200, 300\}$ ve $N \in \{10, 15, 25, 50, 100, 200\}$ şeklinde oluşturulmuş ve başlangıç değerinin etkisini

analizden arındırmak için T+50 gözlem alınıp ilk 50 gözlem silinmiştir. Monte Carlo simülasyonları %5 anlamlılık düzeyinde 5000 replikasyon ile gerçekleştirilmiştir. Arsova ve Örsal (2018) çalışması takip edilerek doğru faktör ve gecikme sayının bulunduğu varsayımıyla hareket edilmiştir.

Analizde kendine özgü bileşenlerde farklı birim kök ve eşbütünlük özellikleri bulunması durumunda P ve P_m istatistiklerinin performansının nasıl olduğuna odaklanılmıştır. Bu bağlamda, farklı kesitler için farklı birim kök ve eşbütünlük özelliklerine sahip daha pratik bir durum üzerinde yoğunlaşmıştır ve ilgili parametreler $i \leq N/3$ için $a_{11,i} = a_{22,i} = 1$; $N/3 \leq i < 2N/3$ için $a_{11,i} = 0.9$ ve $a_{22,i} = 1$; ve $2N/3 \leq i < N$ için $a_{11,i} = 1$ ve $a_{22,i} = 0.9$ şeklinde tanımlanmıştır.

N	T	Boyut				Güç			
		P_{PC}	P_{CA}	$P_{m,PC}$	$P_{m,CA}$	P_{PC}	P_{CA}	$P_{m,PC}$	$P_{m,CA}$
10	50	0.080	0.087	0.071	0.075	0.178	0.154	0.161	0.132
	100	0.071	0.067	0.062	0.060	0.307	0.244	0.283	0.222
	200	0.049	0.053	0.044	0.048	0.566	0.450	0.532	0.419
	300	0.063	0.053	0.057	0.045	0.730	0.615	0.702	0.585
15	50	0.096	0.101	0.083	0.086	0.225	0.192	0.195	0.164
	100	0.065	0.072	0.064	0.066	0.393	0.335	0.351	0.297
	200	0.061	0.061	0.054	0.055	0.697	0.614	0.658	0.575
	300	0.055	0.058	0.049	0.051	0.839	0.766	0.812	0.736
25	50	0.104	0.103	0.081	0.087	0.285	0.258	0.242	0.215
	100	0.074	0.074	0.063	0.062	0.526	0.476	0.476	0.427
	200	0.058	0.058	0.053	0.055	0.829	0.783	0.796	0.745
	300	0.051	0.054	0.050	0.052	0.943	0.909	0.930	0.889
50	50	0.131	0.129	0.101	0.101	0.430	0.401	0.361	0.340
	100	0.075	0.076	0.061	0.060	0.726	0.696	0.672	0.641
	200	0.064	0.065	0.057	0.058	0.964	0.955	0.952	0.939
	300	0.064	0.063	0.055	0.054	0.996	0.993	0.994	0.990
100	50	0.167	0.174	0.122	0.133	0.637	0.619	0.557	0.541
	100	0.087	0.092	0.066	0.067	0.906	0.896	0.873	0.858
	200	0.068	0.072	0.058	0.062	0.999	0.998	0.998	0.996
	300	0.051	0.057	0.047	0.052	1.000	1.000	1.000	1.000
200	50	0.239	0.245	0.178	0.185	0.843	0.825	0.785	0.767
	100	0.102	0.108	0.075	0.074	0.988	0.985	0.980	0.976
	200	0.072	0.073	0.059	0.064	1.000	1.000	1.000	1.000
	300	0.064	0.066	0.051	0.052	1.000	1.000	1.000	1.000

Tablo 1. Simülasyon Sonuçları

Tablo 1, boyut ve boyuta göre ayarlanmış güç özelliklerinin simülasyon sonuçlarını göstermektedir. P istatistiği, T sabitken ve N büyüdükçe boyut bozulmalarına sahip olma eğilimindedir ve artan T ile sabit N için daha iyi boyut özellikleri göstermektedir. P_m istatistiği P istatistiğine benzer boyut özelliklerine sahip olmakla birlikte, T ve N birlikte büyüdükçe nominal boyuta yakın sonuçlar sergilemektedir. Bu sonuçlar, test istatistiklerinin asimptotik özellikleriyle tutarlı olduğunu ifade etmektedir. Bu da P_m istatistiğinin büyük N gözlemine sahip paneller için P istatistiğinden daha uygun olduğunu gösterir. P ve P_m istatistiklerinin gücü, testlerin tutarlılığının bir yansıması olarak N ve T büyüdükçe hızla artmaktadır. Son olarak, PANIC veya PANICCA yönteminin kullanılması boyut özellikleri için önemli farklılıklara yol açmazken, PANIC yaklaşımı daha iyi güç özelliklerine sahiptir.

4 Ampirik Uygulama

İhracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisine dair geniş ve büyümeyen devam eden bir ampirik literatür vardır. Literatür ağırlıklı olarak ihracata dayalı büyüme (ELG) ve büyümeye dayalı ihracat (GLE) hipotezlerine odaklanmaktadır. ELG hipotezi, ihracat faaliyetinin ekonomik büyümeye yol açtığını ima etmektedir. GLE hipotez ise ters yönlü bir nedensellik varsayar ve ekonomik büyümeden ihracata nedensel bir bağlantı olduğunu ifade etmektedir. Öte yandan, ihracat ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik olması, geri besleme ilişkisinin varlığını desteklemektedir.

ELG ve GLE hipotezleri inceleyen çok sayıda ampirik çalışma bulunmaktadır. Giles ve Williams (2000), 1990'ların sonlarına kadar yayınlanan 150'den fazla ampirik makale üzerine bir literatür araştırması yayınlamışlardır. Bu makalelerin çoğunda zaman serisi tekniklerini kullanılmaktadır ve ELG ve GLE hipotezlerinin geçerliliği konusunda bir fikir birliğine ulaşılamamaktadır. 2000'li yıllardan sonra ampirik literatür, küçük örneklerde dahi yüksek güç özelliğine sahip olması sebebiyle panel nedensellik yöntemlerine odaklanmıştır. İlk makaleler ülkeler arasında homojenlik ve bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır (Hsiao ve Hsiao, 2006; Won ve Hsiao, 2008; Çetintaş ve Barişik, 2009; Narayan ve Smyth, 2009; Nasreen ve Anwar, 2014).

Yeni arařtırmaların bazıları ise heterojenlięe izin veren yöntemleri kullanmıřlardır fakat yatay kesit baęımlılıęını analizlerinde dikkate almamıřlardır (Sanjuán-Lopez ve Dawson, 2010; Pradhan ve Bagchi, 2012; Dawson ve Sanjuán-López, 2013). Tekin (2012) ve Chang vd. (2013), ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellięin yönünü incelemek için heterojenlięe ve yatay kesit baęımlılıęına izin vermenin (bootstrapping ile) önemli olduęunu vurgulamıřlardır. Bununla birlikte, bildiđimiz kadarıyla, hiçbir çalıřma faktör modellemesi çerçevesinde yatay kesit baęımlılıęını açıklamamaktadır. Literatürdeki bu boşluk, ihracat ve büyüme arasındaki nedensellik iliřkisi için faktör modellerini kullanmanın anlamlı olup olmadıęını sorgulamamıza yol açmıřtır.

Uluslararası ticaretin ekonomik yapıda önemli bir rol oynadıęı OECD ülkeleri için ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik iliřkileri bu çalıřmada yeniden arařtırılmaktadır. Artan küreselleşmeyle birlikte, politika yapıcılar son yıllarda ticaretin serbestleştirilmesi, teknoloji transfer politikaları, üretkenlik vb. gibi OECD ülkelerinde ticarete iliřkin birçok konuyu tartıřmaktadırlar. OECD üyeleri, ithalat ve ihracatın önündeki birçok engeli kaldırarak küresel ticareti artırmayı, ekonomik büyümeyi teşvik etmeyi ve istihdam yaratmayı hedeflemektedirler (Benz ve Jaax, 2020). OECD ülkeleri birbirleriyle yüksek oranda entegre olduklarından, bir ülkedeki řokun yoğun ekonomik karşılıklı iliřkiler yoluyla diđer ülkelere kolaylıkla bulařması beklenmektedir. Bununla birlikte, bu ülkeler, ekonomik yapı ve ticaret uzmanlařmasındaki farklılıklardan ve farklı ekonomik gelişme düzeylerine yol açan faktör donanımlarından kaynaklanan kendine özgü özelliklere sahiptir.

Konya (2006), 24 OECD ülkesinde 1960'tan 1997'ye kadar olan dönemde reel ihracat ile gerçek gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) arasındaki nedensellik iliřkilerini incelemiřtir. SUR tahmincisine dayalı panel nedensellik testini kullanarak, Belçika, Danimarka, İzlanda, İrlanda, İtalya, Yeni Zelanda, İspanya ve İsveç'te ihracattan GSYİH'ya tek yönlü nedensellik, Avusturya, Fransa, Yunanistan, Japonya, Meksika, Norveç ve Portekiz'de GSYİH'dan ihracata tek yönlü nedensellik, Kanada, Finlandiya ve Hollanda'da ihracat ve büyüme arasındaki iki yönlü nedensellik bulmuřtur ve Avustralya, Lüksemburg, G. Kore, İsveç, Birleşik Krallık ve ABD içinse nedensellięin olmadıęını göstermiřtir. Emirmahmutođlu ve Köse (2011) çalıřmasında 1987'den 2006'ya kadar 20 OECD ülkesinde ihracat ve büyüme arasındaki Granger nedensellięi arařtırmak için LA-VAR yaklařımına dayalı panel nedensellik testini kullanmıřlardır. Konya (2006)'dan farklı olarak, Japonya'da ihracattan büyümeye tek yönlü nedensellik, Avustralya, Almanya, Norveç, G. Kore ve ABD'de büyümeden ihracata ve Türkiye'de çift yönlü nedensellik iliřkisi olduęu bilgisine ulařmıřlardır. Ayrıca panel sonuçları açısından OECD ülkeleri için GLE hipotezinin geçerlilięini destekleyen bulgulara eriřmiřlerdir. Bu çalıřma ise faktör modeli yaklařımına dayalı yatay kesit baęımlılıęını hesaba katarak diđer çalıřmalardan farklılık göstermektedir. Yatay kesit baęımlılıęının dikkate alınmasındaki bu fark, ülkeye özgü sonuçlar için faktör modellemesinin kullanmasının önemini göstermektedir.

Uygulamada kullanılan veri seti, 20 OECD ülkesi için reel GSYİH ve ihracat verilerinden oluřmaktadır ve 1996'nın birinci çeyređinden 2019'un son çeyređine kadar olan süreci kapsamaktadır. Reel GSYİH, GSYİH deflatörü yardımıyla ve reel ihracat da tüketici fiyat endeksi kullanılarak elde edilmiřtir. Veriler Uluslararası Finansal İstatistik (IFS) Veritabanından alınmıřtır. Bütün analizlerde deęiřkenlerin doęal logaritması kullanılmıřtır.

LA-VAR yaklařımında, her kesit için deęiřkenlerin maksimum entegrasyon derecesinin (d) belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Panel veri analizinde birim kökü test etmek için önemli bir konu yatay kesit baęımlılıęını dikkate almaktır. Ön analiz olarak öncelikle Breusch ve Pagan (1980) tarafından önerilen LM (Lagrange Çarpanı) testi ve Pesaran (2021) tarafından geliřtirilen CD_{LM} ve CD testleri kullanılarak yatay kesit baęımlılıęı test edilmiřtir. Tablo 2'deki sonuçlar, yatay kesit baęımsızlıęına iliřkin sıfır hipotezinin hem ihracat hem de GSYİH için güçlü bir şekilde reddedildięini ve yatay kesit baęımlılıęına iliřkin bulguları destekledięini göstermektedir. Bu nedenle, serilerin birim kök özelliklerini arařtırmak için Bai ve Ng (2004) çalıřmasında önerilen PANIC yaklařımından ve Reese ve Westerlund (2016) tarafından geliřtirilen PANICCA yaklařımından yararlanılmıřtır. PANIC prosedüründe Bai ve Ng (2002) tarafından önerilen IC_{p2} bilgi kriterini kullanarak ortak faktör sayısı belirlenmiřtir. Tablo 3'te verilen birim kök analizi sonuçları, bütün ülkeler için maksimum entegrasyon derecesinin bir olarak belirlendięini göstermektedir.

PANIC ve PANICCA yaklařımlarıyla panel LA-VAR nedensellik testinin sonuçları sırasıyla Tablo 4 ve 5'te sunulmaktadır. Panel istatistikleri, P ve P_m , OECD ülkelerinde hem ELG hem de GLE hipotezlerinin varlıęını destekleyerek, Granger nedensellik yoktur boş hipotezinin yüzde 1 düzeyinde reddedildięini göstermektedir. PANIC yaklařımına dayanan ülkeye özgü sonuçlar, ELG hipotezinin Kanada, Finlandiya, Portekiz, G. Kore ve Amerika Birleşik Devletleri için geçerli olduęunu göstermektedir. GLE hipotezi Avustralya, Kanada, Fransa, Norveç, G. Kore ve İspanya için desteklenmektedir. ELG ve GLE hipotezleri birlikte yalnızca Kanada ve G. Kore için geçerlidir. Bununla birlikte, bazı ülkelerde (Avusturya, Danimarka, Almanya, İtalya, Japonya, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, İsveç, Türkiye ve Birleşik Krallık) ihracat ile GSYİH arasında herhangi bir nedensellik iliřkisi yoktur. PANICCA yaklařımından elde edilen sonuçlar, birkaç istisna dışında hemen hemen tüm ülkelerde PANIC'ten elde edilen sonuçlarla uyumlu görünmektedir. PANICCA yaklařımında PANIC yaklařımından farklı olarak G. Kore'de sadece ELG hipotezinin geçerli olduęu ve Finlandiya ve İspanya için de ihracat ve GSYİH arasında bir nedensellik iliřkisi bulunmadıęı sonucuna ulařılmıřtır.

Test	GSYİH		İhracat	
	İstatistik	<i>p</i> -değeri	İstatistik	<i>p</i> -değeri
<i>LM</i>	6138.926***	0.000	6033.344***	0.000
<i>CD_{LM}</i>	305.173***	0.000	299.757***	0.000
<i>CD</i>	-5.827***	0.000	-6.316***	0.000

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

GSYİH	PANIC					PANICCA					
	Seviye		Birinci Fark			Seviye		Birinci Fark			
	ADF	<i>p</i> -değ.	ADF	<i>p</i> -değ.	ADF	<i>p</i> -değ.	ADF	<i>p</i> -değ.			
Avustralya	2.315	0.995	-7.428	***	0.000	4.240	1.000	-4.243	***	0.000	
Avusturya	0.424	0.797	-12.013	***	0.000	-0.453	0.510	-4.141	***	0.000	
Kanada	-0.920	0.315	-8.779	***	0.000	-0.157	0.620	-9.035	***	0.000	
Danimarka	-0.711	0.403	-12.448	***	0.000	-0.674	0.420	-12.510	***	0.000	
Finlandiya	-1.281	0.182	-10.484	***	0.000	0.825	0.885	-11.331	***	0.000	
Fransa	-0.214	0.600	-10.899	***	0.000	0.138	0.718	-6.547	***	0.000	
Almanya	-0.329	0.557	-9.451	***	0.000	0.411	0.795	-10.115	***	0.000	
İtalya	2.000	0.988	-2.742	***	0.007	1.072	0.922	-4.394	***	0.000	
Japonya	0.004	0.675	-9.587	***	0.000	0.450	0.805	-9.687	***	0.000	
Meksika	-0.807	0.362	-7.533	***	0.000	-1.429	0.142	-7.165	***	0.000	
Hollanda	0.149	0.720	-8.857	***	0.000	-0.847	0.345	-9.000	***	0.000	
Yeni Zelanda	-1.381	0.155	-12.025	***	0.000	2.203	0.993	-8.387	***	0.000	
Norveç	-4.668	***	0.000	-9.652	***	0.000	-0.721	0.398	-9.393	***	0.000
Portekiz	-1.320	0.172	-4.201	***	0.000	-1.030	0.270	-3.901	***	0.000	
Güney Kore	1.839	0.983	-7.559	***	0.000	1.719	0.978	-7.543	***	0.000	
İspanya	-1.207	0.207	-2.763	***	0.007	-1.330	0.170	-1.961	**	0.048	
İsveç	-1.421	0.145	-10.390	***	0.000	0.313	0.767	-8.649	***	0.000	
Türkiye	1.379	0.955	-8.071	***	0.000	1.323	0.950	-3.823	***	0.000	
Birleşik Krallık	-1.148	0.228	-9.362	***	0.000	0.471	0.810	-10.124	***	0.000	
ABD	0.668	0.855	-10.730	***	0.000	2.420	0.995	-4.535	***	0.000	
<i>İhracat</i>											
Avustralya	-1.471	0.133	-8.489	***	0.000	-2.639	***	0.009	-8.069	***	0.000
Avusturya	1.227	0.940	-8.283	***	0.000	0.485	0.813	-8.288	***	0.000	
Kanada	0.201	0.735	-9.230	***	0.000	0.608	0.840	-3.410	***	0.000	
Danimarka	-0.270	0.578	-13.838	***	0.000	-2.297	**	0.022	-13.594	***	0.000
Finlandiya	-0.008	0.670	-17.215	***	0.000	0.663	0.853	-16.423	***	0.000	
Fransa	0.211	0.740	-9.359	***	0.000	-0.752	0.385	-9.751	***	0.000	
Almanya	1.135	0.930	-9.683	***	0.000	0.293	0.762	-10.716	***	0.000	
İtalya	0.557	0.830	-9.235	***	0.000	1.136	0.930	-8.834	***	0.000	
Japonya	0.726	0.865	-8.660	***	0.000	0.956	0.905	-8.951	***	0.000	
Meksika	0.127	0.713	-8.694	***	0.000	-0.197	0.605	-8.773	***	0.000	
Hollanda	0.391	0.790	-12.977	***	0.000	-1.538	0.117	-12.805	***	0.000	
Yeni Zelanda	-0.709	0.403	-10.656	***	0.000	-1.196	0.210	-10.492	***	0.000	
Norveç	0.470	0.810	-7.668	***	0.000	1.015	0.915	-8.038	***	0.000	
Portekiz	1.798	0.983	-12.826	***	0.000	-0.317	0.563	-12.597	***	0.000	
Güney Kore	-3.053	***	0.003	-8.251	***	0.000	-0.915	0.318	-9.477	***	0.000
İspanya	0.970	0.907	-4.956	***	0.000	0.572	0.833	-10.658	***	0.000	
İsveç	1.269	0.945	-10.185	***	0.000	0.678	0.858	-10.598	***	0.000	
Türkiye	-0.190	0.608	-9.395	***	0.000	-1.485	0.128	-8.444	***	0.000	
Birleşik Krallık	0.249	0.750	-10.530	***	0.000	-0.859	0.340	-10.202	***	0.000	
ABD	-0.824	0.355	-8.168	***	0.000	-0.581	0.458	-7.848	***	0.000	

Tablo 3. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Ülkelere Özgü Sonuçlar	$H_0: \text{İhracat} \neq > \text{GSYİH}$		$H_0: \text{GSYİH} \neq > \text{İhracat}$		k_i
	Wald	p-değeri	Wald	p-değeri	
Avustralya	2.918	0.233	20.321 ***	0.000	2
Avusturya	0.031	0.861	0.757	0.384	1
Kanada	4.088 **	0.043	5.525 **	0.019	1
Danimarka	0.848	0.357	2.205	0.138	1
Finlandiya	4.665 *	0.097	0.159	0.924	2
Fransa	0.744	0.389	17.298 ***	0.000	1
Almanya	0.463	0.496	0.533	0.465	1
İtalya	0.985	0.321	1.687	0.194	1
Japonya	0.639	0.424	0.494	0.482	1
Meksika	0.173	0.677	0.444	0.505	1
Hollanda	0.007	0.933	0.863	0.353	1
Yeni Zelanda	0.017	0.896	0.495	0.482	1
Norveç	0.770	0.680	12.532 ***	0.002	2
Portekiz	3.151 *	0.076	1.581	0.209	1
Güney Kore	8.549 **	0.014	6.072 **	0.048	2
İspanya	2.795	0.424	6.751 *	0.080	3
İsveç	0.007	0.935	1.882	0.170	1
Türkiye	1.055	0.590	2.106	0.349	2
Birleşik Krallık	1.372	0.241	1.578	0.209	1
ABD	15.120 ***	0.001	0.897	0.638	2
<i>Panel Sonuçları</i>					
P	59.988 **	0.022	102.657 ***	0.000	
P_m	2.235 **	0.013	7.005 ***	0.000	
Faktör Sayısı	1		1		

Tablo 4. PANIC Panel LA-VAR Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkelere Özgü Sonuçlar	$H_0: \text{İhracat} \neq > \text{GSYİH}$		$H_0: \text{GSYİH} \neq > \text{İhracat}$		k_i
	Wald	p-değeri	Wald	p-değeri	
Avustralya	2.950	0.229	21.268 ***	0.000	2
Avusturya	0.033	0.857	0.386	0.534	1
Kanada	4.345 **	0.037	4.868 **	0.027	1
Danimarka	0.548	0.459	2.299	0.129	1
Finlandiya	3.208	0.201	0.129	0.938	2
Fransa	0.881	0.348	12.338 ***	0.000	1
Almanya	0.273	0.601	0.322	0.571	1
İtalya	0.584	0.445	0.903	0.342	1
Japonya	0.439	0.508	0.459	0.498	1
Meksika	0.221	0.638	0.476	0.490	1
Hollanda	0.008	0.927	1.253	0.263	1
Yeni Zelanda	0.000	0.992	0.333	0.564	1
Norveç	0.453	0.797	12.237 ***	0.002	2
Portekiz	2.972 *	0.085	1.330	0.249	1
Güney Kore	5.164 **	0.023	0.527	0.468	1
İspanya	3.136	0.208	2.176	0.337	3
İsveç	0.177	0.674	2.586	0.108	1
Türkiye	0.951	0.622	2.366	0.306	2
Birleşik Krallık	1.764	0.184	1.848	0.174	1
ABD	18.515 ***	0.000	1.085	0.581	2
<i>Panel Sonuçları</i>					
P	61.484 **	0.016	89.397 ***	0.000	
P_m	2.402 ***	0.008	5.523 ***	0.000	

Tablo 5. PANICCA Panel LA-VAR Nedensellik Testi Sonuçları

PANIC ve PANICCA prosedürlerine dayanan panel LA-VAR nedensellik testinin yeni bir sonucu, çoğu AB ülkesinde (Avusturya, Danimarka, Almanya, İtalya, Hollanda ve İsveç) ihracat ile ekonomik arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığıdır. Bu ilginç bulgu makul bir şekilde bazı argümanlarla açıklanabilir. Hagemeyer ve Mućk (2019), hızlı ihracat büyümesine sahip ve yüksek oranda ihracat odaklı büyüyen gelişmekte olan bir ülkede, büyümekte olan ekonominin devam eden yatırım ihtiyaçlarının net ihracatın büyümeye genel katkısını

aşağı çekebileceğini tartışmaktadır. Diğer olasılık ise ticaret engelleriyle ilgilidir. Bazı çalışmalar, ticaret engellerindeki artışın büyüme üzerinde olumsuz etkilere sahip olacağını öne sürmektedir (bkz. Head ve Mayer, 2016; Dhingra vd., 2017). Özellikle ABD'deki ticaret politikası düzenlemeleri ve Brexit müzakereleri AB'deki ticareti etkilemiştir (Altomonte vd., 2018). Son olarak, bu tür bir bulgu geniş ölçüde rekabet gücü ile ilişkilendirilebilir. Turégano ve Marschinski (2020), nihai talebin bileşimindeki imalat mallarından uzaklaşan genel bir yapısal değişim nedeniyle AB'nin küresel payının son yirmi yılda azaldığını göstermektedir. Ayrıca, iştirak kayıplarının AB'nin küresel imalat değer zincirlerindeki payını önemli ölçüde azalttığını da bulmuşlardır.

5 Sonuç

Bu makale, yatay kesit bağımlılığını dikkate alarak heterojen panellerde nedensellik testi konusundaki literatürü genişletmektedir. Testin ilk adımında gözlenmeyen ortak faktörler, PANIC ve PANICCA yaklaşımlarıyla tahmin edilerek verilerden yatay kesit bağımlılığı arındırılmaktadır. Test prosedürü, Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen LA-VAR modellerinin bireysel tahminine dayanmaktadır. Bireysel Wald istatistiklerinin p -değerlerinin kombinasyonu ile panel testi basit bir şekilde oluşturulmaktadır.

Çalışmada farklı kesitlerde farklı birim kök ve eşbütünlük özelliklerine sahip bir veri yaratma süreci altında önerilen testlerin küçük örneklem özelliklerini incelenmiştir. Simülasyon sonuçları, test istatistiklerinin küçük örneklem için hafif boyutlulara göstermesine rağmen, artan zaman boyutu ile iyi boyut özelliklerine sahip olduklarını göstermiştir. Ayrıca, test istatistiklerinin küçük örneklemde dahi yüksek ampirik güce sahip olduğu bulgusuna erişilmiştir.

Ampirik uygulamada OECD ülkelerinde ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi, bu çalışmada önerilen test prosedürleri yardımıyla yeniden incelenmiştir. Faktör modeli ile panel nedensellik testinden elde edilen yeni bilgi, ihracat ve ekonomik büyümenin AB ülkelerinin çoğunda birbirinin nedeni olmadığıdır.

Kaynakça

- Altomonte, C., Colantone, I. ve Bonacorsi, L. (2018). "Trade and growth in the age of global value chains." BAFFI CAREFIN Centre Research Paper, 2018-97.
- Arsova, A. ve Örsal, D. D. K. (2018). "Likelihood-based panel cointegration test in the presence of a linear time trend and cross-sectional dependence", *Econometric Reviews*, 37(10), p. 1033-1050.
- Bai, J. ve Ng, S. (2002). "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, 70(1), p. 191-221.
- Bai, J. ve Ng, S. (2004). "A PANIC attack on unit roots and cointegration", *Econometrica*, 72(4), p. 1127-1177.
- Benz, S. ve A. Jaax (2020). "The costs of regulatory barriers to trade in services: New estimates of ad valorem tariff equivalents", *OECD Trade Policy Papers*, No. 238, OECD Publishing, Paris.
- Bhagwati, J. N. (1988). "Export-promoting trade strategy: issues and evidence", *The World Bank Research Observer*, p. 27-57.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47(1), p. 239-253.
- Carrion-i-Silvestre, J.L. ve Surdeanu, L. (2011). "Panel cointegration rank testing with cross-section dependence", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(4).
- Chang, T., Simo-Kengne, B.D. ve Gupta, R. (2013). "The causal relationship between exports and economic growth in the nine provinces of South Africa: evidence from panel-granger causality test", *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 6(3), p. 296-310.
- Choi, I. (2001). "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, 20(2), p. 249-272.
- Çetintaş, H. ve Barişik, S. (2009). "Export, import and economic growth: The case of transition economies", *Transition Studies Review*, 15(4), p. 636-649.
- Dawson, P. J. ve Sanjuán-López, A. I. (2013). "The export-income relationship in developing countries: evidence from panel cointegration", *The Journal of Developing Areas*, 47(1), p. 47-62.
- Dhingra, S., Huang, H., Ottaviano, G., Paulo Pessoa, J., Sampson, T. ve Van Reenen, J. (2017). "The costs and benefits of leaving the EU: trade effects", *Economic Policy*, 32, 651-705.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels", *Economic Modelling*, 29(4), p. 1450-1460.
- Emirmahmutoglu, F. ve Kose, N. (2011). "Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels", *Economic Modelling*, 28(3), p. 870-876.

- Fisher, R.A. (1932). *Statistical Methods for Research Worker*. Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Giles, J.A. ve Williams, C.L. (2000). "Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results, part 1", *The Journal of International Trade and Economic Development*, 9(3), p. 261–337.
- Granger, C. W. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37, p. 424-438.
- Hadri, K., Kurozumi, E. ve Rao, Y. (2015). "Novel panel cointegration tests emending for cross-section dependence with N fixed", *The Econometrics Journal*, 18(3), p. 363-411.
- Hagemer, J. ve Mućk, J. (2019). "Export-led growth and its determinants: Evidence from Central and Eastern European countries", *The World Economy*, 42(7), p. 1994-2025.
- Head, K. ve Mayer, T. (2016). "Reversal of regional trade agreements: Consequences of Brexit and Trumpit for the multinational car industry". *VoxEU* 12th November. <https://voxeu.org/article/consequences-brexit-and-trumpit-multinational-car-industry> .
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. ve Rosen, S. (1988). "Estimating vector autoregression with panel data", *Econometrica*, 56, p. 1371–1395.
- Hsiao, F. S. ve Hsiao, M. C. W. (2006). "FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia—Panel data versus time-series causality analyses", *Journal of Asian Economics*, 17(6), p. 1082-1106.
- Juodis, A. (2018). "First difference transformation in panel VAR models: Robustness, estimation, and inference", *Econometric Reviews*, 37(6), p. 650-693.
- Juodis, A., Karavias, Y., ve Sarafidis, V. (2021). "A homogeneous approach to testing for Granger non-causality in heterogeneous panels", *Empirical Economics*, 60(1), p. 93-112.
- Juodis, A. ve Westerlund, J. (2019). "Optimal panel unit root testing with covariates", *The Econometrics Journal*, 22(1), p. 57-72.
- Karabiyik, H., Palm, F.C. ve Urbain, J.P. (2019). "Econometric analysis of panel data models with multifactor error structures", *Annual Review of Economics*, 11, p. 495-522.
- Kónya, L. (2006). "Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach", *Economic Modelling*, 23(6), p. 978-992.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2009). "Multivariate Granger causality between electricity consumption, exports and GDP: evidence from a panel of Middle Eastern countries", *Energy Policy*, 37(1), p. 229-236.
- Nasreen, S. ve Anwar, S. (2014). "Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A panel data analysis of Asian countries", *Energy Policy*, 69, p. 82-91.
- Örsal, D. D. K. ve Arsova, A. (2017). "Meta-analytic cointegrating rank tests for dependent panels", *Econometrics and Statistics*, 2, p. 61-72.
- Pesaran, M. H. (2021). "General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels". *Empirical Economics*, 60, p. 13-50.
- Pradhan, R. P. ve Bagchi, T. P. (2012). "The expenditure-GDP nexus: Evidence from a panel of SAARC 7-countries", *International Journal of Public Policy*, 8, p. 295-307.
- Reese, S. ve Westerlund, J. (2016). "Panicka: Panic on cross-section averages", *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), p. 961-981.
- Sanjuán-López, A. I. ve Dawson, P. J. (2010). "Agricultural exports and economic growth in developing countries: A panel cointegration approach", *Journal of Agricultural Economics*, 61(3), p. 565-583.
- Sims, C.A., Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1990). "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica*, 58, p. 113–144.
- Tekin, R. B. (2012). "Economic growth, exports and foreign direct investment in Least Developed Countries: A panel Granger causality analysis", *Economic Modelling*, 29(3), p. 868-878.
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, 66, p. 225–250.
- Turégano ve Marschinski (2020). "Electronics lead concerns over the EU's declining share in global manufacturing value chains", *VoxEU* 11th August. <https://voxeu.org/article/eu-s-declining-share-global-manufacturing-value-chains>
- Won, Y. ve Hsiao, F. S. (2008). "Panel causality analysis on FDI-exports-economic growth nexus in first and second generation ANIEs", *The Journal of the Korean Economy*, 9(2), p. 237-267.
- Zellner, A., 1962. "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57, p. 348–368.