
TÜRKİYE’DE 81 İL BAZINDA İHRACAT PERFORMANSI VE GELİR DÜZEYİ İLİŞKİSİ: PANEL VERİ ANALİZİ

EXPORT PERFORMANCE AND INCOME LEVEL RELATIONSHIP IN 81 PROVINCES OF TURKEY: PANEL DATA ANALYSIS

ЭКСПОРТНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ И ОТНОШЕНИЯ ДОХОДОВ: ПАНЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ДАННЫХ 81-ОЙ ПРОВИНЦИИ ТУРЦИИ

Adem KARAKAŞ*

ÖZET

Küresel iktisadi yapıda ortaya çıkan dönüşüm ve artan rekabet, ülkelerin ekonomik büyüme yapılarını direkt olarak ilgilendirmektedir. Artan rekabetle birlikte firmaların, sektörlerin ve bütünüyle ülke ekonomisinin rekabet edebilirliğinin önemi de artmaktadır. Özellikle İkinci Dünya Savaşı sonrası ortaya çıkan ekonomik düzlemde, dış ticaret ve buna bağlı olarak şekillenen makroekonomik büyüklükler tüm dünyada üretim sürecini etkilemiştir. Gelişmekte olan ülkelerin sürdürülebilir ekonomik büyümeyi sağlayabilmeleri için ihracat odaklı bir ekonomik yapıyı benimsedikleri görülmektedir. Dünya ekonomisinde sürekli artan işlem hacmi ve küresel ticaretteki hızlanma bu gelişmeleri yakından takip eden ve adapte olabilen ülkeler için avantaj sağlarken diğer ülkelerin aleyhine işlemektedir. Doğal kaynağa dayalı olmayan bir ekonomide dış ticarete avantajlı konum elde edebilmek ancak reel sektör-imalat sanayi sektöründeki üretim artışına, üretim maliyetlerine, ithalatçı ülkelerin ekonomik gelir düzeyine ve kurdaki gelişmeler gibi etkenlere bağlıdır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler açısından bakıldığında artan ihracata bağlı olarak ülke ekonomilerinde ekonomik büyüme görülmektedir. Ancak, üretimin ülke geneline dağılmaması, belirli kent ve bölgelerin üretimin ağırlığını üstlenmesi ülke içerisinde gelir düzeyinin sağlıklı bir dağılımının gerçekleşmemesine neden olmaktadır. Türkiye’de de bu durum geçerlidir. Çalışma, Türkiye için 81 ilin ihracata olan katkısı ile bu illerin milli gelirden aldıkları pay arasındaki bağlantıyı test etmektedir. 2004-2018 yılları arası toplam ihracat, illerin ihracat ve fert başı milli gelir verilerinden hareketle gerçekleştirilen analiz sonucunda değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin varlığı ortaya konulmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik büyüme, İhracat, Gelir, Panel veri analizi, İllerin ihracat performansı.

* ORCID: [0000-0003-3891-1021](https://orcid.org/0000-0003-3891-1021), Doç.Dr., Adnan Menderes Üniversitesi Söke İşletme Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, adem.karakas@adu.edu.tr

ABSTRACT

Rapid transformation and increasing competition in the global economic structure directly concern the economic growth structures of countries. In line with the increasing competition, the importance of competitiveness of companies, sectors and a country's economy as a whole increases. Especially in the economic plane that was created after World War II, foreign trade and macroeconomic magnitudes which were shaped accordingly have affected production processes all over the world. It can be observed that developing countries adopt an export-oriented economic structure in order to achieve sustainable economic growth. The ever-increasing transaction volume in world economy and impetus in global trade provide an advantage for countries that closely follow and adapt to these developments, whereas these factors work against other countries. In an economy not based on its own natural resources, achieving an advantageous position in foreign trade depends on factors such as the increase in production in the real sector-manufacturing industry, production costs, economic income level of importing countries and exchange rate developments. From the perspective of developing countries such as Turkey, growth in the country's economy is made due to increased exports. However, if production is not distributed throughout a country, and certain cities and regions make most part of the production, this causes an unhealthy distribution of income within this country. This is also the case in Turkey. The study is testing the relationship between the contribution of 81 provinces in Turkey and level of shares they receive from the national income. As a result of the analysis based on the data of total exports between 2004 and 2018, it is revealed that there is a meaningful relationship between the export of provinces and per capita national income data variables.

Keywords: Economic Growth, Export, Income, Panel Data Analysis, Export Performances of Provinces.

АННОТАЦИЯ

Трансформация и усиление конкуренции в глобальной экономической структуре напрямую затрагивают структуры экономического роста стран. Наряду с обострением конкуренции возрастает значение конкурентоспособности компаний, секторов и экономики страны в целом. В частности, в экономической плоскости, которая возникла после второй мировой войны, внешняя торговля и макроэкономические масштабы, сформированные соответствующим образом, повлияли на производственный процесс во всем мире. Видно, что развивающиеся страны принимают ориентированную на экспорт структуру экономики для достижения устойчивого экономического роста. В то время как постоянно увеличивающийся объем транзакций в мировой экономике и ускорение мировой торговли предоставляют преимущество странам внимательно следящим за этими изменениями и адаптирующимся к ним, в это время эти изменения работают против других стран. В экономике, не основанной на природных ресурсах, достижение выгодного положения во внешней торговле зависит от таких факторов, как рост производства в реальном секторе обрабатывающей промышленности, издержки производства, уровень экономического дохода стран-импортеров и изменения обменного курса. С точки зрения развивающихся стран, таких как Турция, наблюдается экономический рост экономики за счет увеличения экспорта. Однако тот факт, что производственный сектор не распределен по всей стране, а всё это сосредоточено лишь в определенных городах и регионах, не обеспечивает здоровое распределение доходов внутри страны. То же самое положение и в Турции. В нижеследующей статье, на основе данных 81 провинции Турции, исследуется связь между долей национального дохода. В результате анализа, выполненного на основе данных об общем экспорте с 2004 по 2018

год, учитывая экспорт провинций и доход на душу населения, установлено наличие значимой связи между переменными.

Ключевые слова: экономический рост, экспорт, доход, анализ панельных данных, экспортные показатели провинций.

1. Giriş

Sanayi devrimi sonrası Klasik iktisadın temel hareket noktalarından biri olarak süregelen ihracat ve ekonomik büyüme ilişkisi birçok çalışmada konu edinilmiştir. Ağırlıklı görüş, elde edilen bulgular neticesinde ihracat ve ekonomik büyüme arasında güçlü bir ilişkinin varlığı yönündedir. Dünya genelinde nüfusun artması, üretim ve tüketim alışkanlıklarının değişmesi, ihtiyaç olarak adlandırılan kavramın yapısal dönüşümü, küreselleşmenin ve internetin gelişmesi ile ticaretin hızlanması ve benzeri diğer faktörler nedeniyle dünya ekonomisi birbirine entegre şekilde hareket eder hale gelmiştir.

İkinci Dünya Savaşı öncesi döneme kadar olan süreçte, ülkelerin kendi kendine yeterli olması kavramı öne çıkarken savaş sonrası kurulan yeni ekonomik düzlemde bu yaklaşım yapısal dönüşüm geçirmiştir. Ülkelerin kendi kendine yeter düzeyde olması, tüketim ihtiyacı duyduğu tüm ürünleri kendi kaynakları ile üretmesi anlamında değil ürettiği ürünlerden elde ettiği gelir ile tüketim ihtiyaçlarını karşılayabilen bir ülke haline gelmek anlamında kullanılmaktadır. Üretim ve gelir ile tüketim arasındaki farkın negatif olması -dış ticaret açığı- istenen bir durum değildir. Ancak, uzun dönemde bu açığın sürdürülebilir olması durumu da kısmen kabul edilebilir bir yaklaşım haline gelmiştir. Yine de arzu edilen yaklaşım dış ticarete fazla vermek, üretimde bağımlılık düzeyini azaltmak ve hem ihracat hem de ithalatta ürün ve ticaret partneri farklılığı oluşturarak çeşitlilik sağlamaktır. Dış ticarete diğer sosyal, siyasal ve kültürel etkenlere de kısmen bağlı kalarak ticaret partnerliği ve iş birlikleri ile öne çıkan uluslararası ticaret düzlemi yerini tüm dünyanın üretim faktörü kaynağı ve aynı zamanda pazar haline gelmesi görüşüne yerini bırakmıştır. Uluslararası iş birlikleri, ticaret partnerlikleri, tüm ülkeleri bağlayıcı kurallar ve hukuki düzenlemeler, ticaret blokları oluşturma, bölgesel ve küresel organizasyonlar vb düzlem ortaya çıkmış ve hakim yaklaşım haline gelmiştir. Ancak, 2007 sonrası ABD’de başlayıp dünyaya yayılan ve sonrasında farklı bölge ve ülkeler arasında krizlerin ve rekabetin yükseldiği görülmektedir. Bu değişim uluslararası ticarete yeni arayışları ortaya çıkarmıştır. Liberal yaklaşımlar yerini daha korumacı politikalara bırakmış, uluslararası ticareti düzenleyen kuruluşlar tarafından alınan kararlar, dünya ekonomisine yön veren ülkeler için bazı durumlarda askıya alınmış, görmezden gelinmiş veya askıya alınmıştır. Tüm bu gelişmelere karşın serbest ticaretin ve ihracatın ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin önemini yitirdiğini söylemek mümkün değildir.

Dış ticarete korumacı politikaların terk edilip bunun yerine “dışa açık” ihracata dayalı ekonomik büyüme yaklaşımlarının ağırlık kazandığı İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemde, bu alana yönelik çok sayıda çalışma yapılmıştır. Ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği ve ihracatın ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği görüşünden hareketle yapılan çalışmaların önemli bir kısmı bu iki değişken arasında eş-yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Bununla

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

birlikte J.Baghwati gibi iktisatçıların dış ticarete serbest piyasa mekanizmasının gelişmiş ülkeler lehine ve az gelişmiş ülkeler aleyhine geliştiği görüşlerini ortaya koyan ampirik çalışmalar da vardır. Bağımlılık oluşturacak şekilde uygulanan bir ticaret politikasının ülkeler arasındaki gelişmişlik farkını arttıracakı öne sürülmektedir. Az gelişmiş ülkelerin merkez-çevre kuramı doğrultusunda gelişmiş ülkelere yakınsamaktan ziyade bu ülkelere kaynak sağlama ve pazar oluşturma fonksiyonu dışında fazla bir getirisinin olmayacağı görüşleri de ileri sürülmüştür. Ek olarak Hollanda hastalığı şeklinde ortaya çıkacak bir sonucun, ülkedeki diğer sektörlerin gelişmesini engellemesi veya ülkenin reel potansiyelini ortaya koymasını zorlaştırması gibi bir sonucu doğuracağı da belirtilmiştir.

Farklı bakış açıları ve değerlendirmelere rağmen ve olası sosyal, siyasal, kültürel ve ekonomik sorun potansiyeline karşın ağırlıklı olarak benimsenen yaklaşım, dış ticaretin ekonomik gelişmeye katkı sağladığı yönündedir. Dış ticaret (ağırlıklı olarak ihracat) gerek doğrudan gerekse de pozitif dışsallık oluşturma özelliği sayesinde gelir ve refah üzerinde olumlu bir yansıma oluşturmaktadır. Sektörlerin yansıma ve geri besleme etkileri de dikkate alındığında, dış ticarete fazla verecek şekilde yahut sürdürülebilir düzeyde kalmak kaydıyla açık verecek şekilde bir dış ticaret politikası, ekonomik gelişmeyi sağlamak için önemli bir unsur olarak kabul edilmektedir. Bu yaklaşım klasik A.Smith ve D.Ricardo’dan başlamak üzere yerleşik hale gelen ana akım dış ticaret yaklaşımlarının uzun dönemde tüm dünya için gelir dağılımı adaleti sağlamamakla birlikte ortalama bir refah artışına yol açacağı görüşünü desteklemektedir.

2. Kısa Literatür

Dış açık ekonomi ve ihracat odaklı ekonomik büyüme yaklaşımına ilişkin çok sayıda teorik ve ampirik çalışma söz konusudur. Bu çalışmaların önemli bir kısmı dış ticaretin ve ihracatın ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği ve değişkenler arasında çoğunlukla pozitif bir ilişkinin bulunduğu yönündedir. Bu ilişki genelde ihracattan ekonomik büyümeye doğru sonrasında da ekonomik büyümeden ihracata doğru bir nedensellik bulunduğu şeklindedir. Çalışmanın bu kısmında, hızlı gelişen ve değişen dünya ekonomisi ve ticaret yapısına bağlı olarak, son dönem çalışmalar ağırlıklı bir literatür özeti sunulacaktır.

Türkiye İçin Kısa Literatür-Yakın Dönem Çalışmalar

Yazar(lar)	Periyod	Bulgular
Reppas ve Christopoulos (2005)	1969-1999	İhracat ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada 22 az gelişmiş Asya ve Afrika ekonomileri analiz edilmiştir. Ortaya çıkan sonuçlar ekonomik büyüme ile ihracat arasında yapısal bir ilişkinin varlığını ve ekonomik büyümeden ihracata doğru bir nedenselliğin bulunduğunu ortaya koymaktadır.
Yapraklı (2007)	1970-2005	Türkiye için milli gelir ve ana sektörler göre ihracat verileri kullanılarak yapılmış olan analizde ihracat yönlü büyüme yaklaşımı test edilmiştir. Elde edilen bulgular Türkiye

		ekonomisinde bahsi geçen dönem için toplam ihracat ve sanayi ürünleri ihracatından milli gelire doğru pozitif ve tek yönlü nedenselliği ortaya koymaktadır. Tarım ve madencilik ihracatı ile milli gelir arasında ise pozitif ve çift yönlü nedensellik söz konusudur.
Awokuse (2008)	1990-2002	Arjantin, Kolombiya ve Peru için milli gelir, dış ticaret, sabit sermaye oluşumu ve işgücü verilerinden hareketle yapılmış olan çalışmada her üç ülke için de değişkenler arası ilişki ve nedensellik sonucuna ulaşılmaktadır. Her üç ülke için de ekonomik büyüme ve ihracat arasında ve ekonomik büyüme ile ithalat arasında nedensellik söz konusudur. Her üç ülkede de büyüme çekişli ihracat olgusu öne çıkmaktadır.
Taştan (2010)	1985-2009	Türkiye için aylık verilerden hareketle bir dış ticaret panoraması ortaya koyan çalışmada ithalat, ihracat ve büyüme verileri arasındaki ilişki yorumlanmaktadır. Türkiye için büyüme çekişli ihracat, ihracat-sanayi üretimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik, sanayi üretimi artışından ihracata doğru bir nedensellik ve genel anlamda büyüme çekişli ihracat sonuçlarına ulaşılmıştır.
Herrerias ve Orts (2010)	1964-2004	Çin için milli gelir, işgücü verimliliği, yatırım, ihracat, Ar-Ge ve kur değişkenleri kullanılarak yapılmış olan çalışmada, ihracata dayalı ekonomik büyüme hipotezi test edilmiş ve Çin'in ihracatı ile ekonomik büyümesi arasında modeli doğrulayıcı kanıtlar ortaya konulmuştur. Buna ek olarak iş gücü verimliliğinin de ihracat ve yatırımları olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Yardımcıoğlu ve Gülmez (2013)	1995-2011	İhracata dayalı ekonomik büyüme modelini benimseyen ülkelerin önemli avantajlarından birinin doğrudan ve dolaylı yabancı yatırımları teşvik etmek olduğunu ifade eden çalışmada, 6 farklı ülke için yapılan analiz sonucunda ihracat ile ekonomik büyüme arasında nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İhracatta meydana gelen 1 birimlik değişimin uzun dönem ekonomik büyümeye 0,36 birim katkı sağladığı sonucunu ortaya konulmaktadır. Hem kısa dönem hem de uzun dönemde ihracat ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik vardır.
Çamurdan (2013)	1999-2013	Türkiye ekonomisi için ihracat, ithalat ve milli gelir değişkenleri kullanılarak yapılmış olan analiz sonucunda değişkenler arasında ihracatın ithalata ve milli gelir artışının ihracata dayalı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buradan hareketle

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

		yapılan değerlendirmelerde büyüme için ihracat ve ihracat için de ithalat gerekliliği bulunduğunu ve bu değişkenler arasında bir nedensellik döngüsünün varlığı sonucu ortaya konulmuştur.
Kristjanpoller ve Olson (2014)	1970-1990 1991-2010	15 Latin Amerika ülkesi için yapılmış olan çalışmada, dış ticaret ve ekonomik büyüme ilişkisi test edilmiştir. İki farklı dönem için yapılan analizler, değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. 15 ülke için yapılan testin sonucunda 9 ülkede ihracat ile ekonomik büyüme, 6 ülke için de ithalat ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.
Ridzuan, Noor ve Ahmed (2016)	1980-2011	Malezya, Endonezya, Filipinler ve Tayland için milli gelir, ihracat, ithalat, sermaye ve işgücü verilerinden yararlanarak yapılmış olan analizde, ihracata dayalı ekonomik büyüme modeli test edilmektedir. Elde edilen bulgular hem kısa dönemde hem de uzun dönemde değişkenler arasında ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Özellikle ihracatın ekonomik büyüme için en önemli etken olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Hüseyini ve Çakmak (2016)	1980-2010	Türkiye için ekonomik büyüme ve ihracat arasındaki ilişkiyi test eden çalışma, genel eğilimlere paralel şekilde ihracat ile ekonomik büyüme arasında ihracattan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucunu ortaya koymaktadır.
Ataç (2017)	2001-2016	Büyüme kaynaklı ihracat yaklaşımının test edildiği çalışmada, çeyrek dönemlik veriler kullanılarak Türkiye için test eden değişkenler arasında ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Raj ve Chand (2017)	2000-2015	Fiji ekonomisi için ihracat ve ekonomik büyüme değişkenleri kullanılarak yapılan çalışmada, Fiji ekonomisi için ihracatın ekonomik büyümenin temel faktörü olduğu sonucu ortaya konulmuştur. Ekonomik büyümede istikrarlı bir artışın ihracattaki istikrarlı artışa bağlı olduğu ve bu iki değişkenin aralarında güçlü pozitif bir nedensellik bulunduğu belirtilmiştir.
Nguyen (2017)	1986-2015	Vietnam için yapılmış olan analizde kısa ve uzun dönemli doğrudan yabancı yatırım, ihracat ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında nedensellik bulunduğu ortaya konulmaktadır. Doğrudan yatırımlar uzun dönemde ekonomik büyüme için önemli bir etkidir. Kısa dönemde doğrudan yatırımlar ve ihracatın ekonomik

		büyümeye önemli bir etkisinin olmadığı görülmektedir.
Özcan, Özmen ve Özcan (2018)	1992-2015	Ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 18 farklı ülkenin verilerinden hareketle test eden çalışmada 1992-2015 yılları arası değerlerden hareketle bir analiz gerçekleştirilmiştir. Analiz sonucunda ortaya çıkan bulgular, ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeyi desteklediği yönündeki görüşleri doğrulayan bir sonucu ortaya koymaktadır.
Alhakimi (2018)	37 yıllık	Çalışmada, Suudi Arabistan için ekonomik büyüme ve ihracat ilişkisi analiz edilmektedir. İhracata daya büyüme, büyüme çekişli ihracat ve ihracat ile ekonomik büyüme ilişkisi test edilmiştir. Elde edilen bulgular fert başı milli gelirden ihracata doğru bir nedenselliğin varlığını ortaya koyarken ihracat artışının gelir artışını etkilemediği sonucunu ortaya koymaktadır.
Satrovic (2018)	1995-2015	30 gelişmiş ve 32 gelişmekte olan toplam 70 ülke için yapılmış olan çalışmada, doğrudan yatırım, ihracat ve ekonomik büyüme verilerinden yararlanılmıştır. Kısa ve uzun dönem için hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için teknoloji içerikli ürün ihracatı ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik sonucu görülmektedir.
Altner ve Yavuz (2019)	1990-2017	BRICS ülkeleri ve ek olarak Türkiye için yıllık veriler kullanılarak, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda ortaya çıkan sonuçlar değişkenler arasında ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Hindistan, G.Afrika, Rusya ve Türkiye’de ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ek olarak G.Afrika’da hem “ihracata dayalı büyüme” hem de “büyüme çekişli ihracat” hipotezlerinin varlığını gözlemlenirken Hindistan, Güney Afrika, Rusya ve Türkiye’de ise “büyüme çekişli ihracat” hipotezinin de geçerli olduğu görülmektedir.
Özpolat (2019)	1989-2017	Gelecek 11 olarak tanımlanan ülkelerin verilerinden hareketle yapılmış olan çalışmada, ihracata dayalı ekonomik büyüme yaklaşımı test edilmiştir. Elde edilen nedensellik analizi bulguları, G.Kore ve Mısır için ihracata dayalı büyüme yaklaşımının geçerli olduğu, Meksika ve Vietnam için ekonomik büyümeden ihracata doğru bir nedenselliğin varlığı sonucunu ortaya

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

		koymaktadır. Buradan hareketle, ihracatın ekonomik büyüme için tek etken yahut önemli bir etken olmadığı, nicelik olarak değil nitelik açısından ihracatın daha önemli olduğu yorumuna yer verilmiştir.
Valeriani, Dalimunthe, Wulandari ve Ashar (2019)	2007-2016	Endonezya’nın güneydoğu bölgesinde yer alan ada bölgesi için yapılmış olan çalışmada ekonomik büyüme, ihracat ve istihdam arasındaki ilişki analiz edilmektedir. Analizin yapıldığı tarih aralığı için ekonomik büyümenin %68 olarak gerçekleştiği, ekonomideki büyümenin istihdam üzerinde etkili olduğu ve bahse konu değişkenler arasında çift yönlü nedensellik bulunduğu sonucu ortaya konulmuştur.
Uysal ve Sat (2019)	2003-2018	Rusya ekonomisi için ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analiz edildiği çalışmada, çeyrek veriler kullanılmıştır. Buradan hareketle yapılan analizlerde değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığı ortaya konulmaktadır. Değişkenler arası ilişkinin yönüne bakıldığında ise Rusya ekonomisi için ekonomik büyüme ve ihracat arasında tek yönlü nedensellik bulunduğu görülmektedir.

3. Türkiye Ekonomisinde İhracat, Milli Gelir ve İllerin İhracat Performansı Üzerine Değerlendirmeler

Türkiye ekonomisinin dış ticaret verileri incelendiğinde hem ihracat hem de ithalat kalemlerinin sürekli olarak arttığı görülmektedir. Ancak, bu göstergeler sadece nominal değerler üzerinden değil detaylı bir şekilde analiz edilmelidir. Diğer birçok çalışmada, ihracat ve ithalat verilerinin detaylı analizleri yapılmıştır. Kısaca bahsedecek olursak, Türkiye ekonomisinde ihracat ithalata bağımlı bir yapıda devam etmektedir. Dolayısıyla özellikle imalat sanayi sektörlerinin ağırlıklı yer aldığı ihracat fasıllarına bakıldığında hammadde, ara mal ve özellikle enerji girdilerinde bağımlılıkların olduğu görülmektedir. Bu durum ithalata bağlı bir ekonomik büyüme ve ihracat sonucunu ortaya çıkartmaktadır. Dış ticaret hacmi genişlerken dış açık sorunu da devam etmektedir. Dış ticarete sürdürülebilir olduğu sürece sorun teşkil etmediği iddia edilse de dış açık ekonominin performansını olumsuz etkileyen temel unsurdur.

Dış ticarete hem hammadde ve ara mal bağımlılığı, hem enerji bağımlılığı, kur istikrarsızlığı, belirli ülke ve bölgelerin ticaret payının yüksekliği gibi diğer unsurlar da dikkate alındığında, Türkiye ekonomisinin dış ticaretindeki performansın, ülke içindeki reel sektör üretim performansına karşılık gelmediği sonucu ortaya çıkmaktadır.

Tablo 1: Türkiye’nin Yıllar İtibariyle Dış Ticareti, (Milyon \$)

Yıl	İhracat	İthalat	DTH	DTD	X/M
2004	63.164	87.962	151.127	-24.797	71,8
2005	73.482	101.920	175.403	-28.438	72,0
2006	85.559	119.069	204.628	-33.510	71,8
2007	107.325	146.554	253.880	-39.228	73,2
2008	132.065	167.989	300.055	-35.923	78,6
2009	102.166	122.267	224.433	-20.100	83,5
2010	113.910	163.298	277.209	-49.388	69,7
2011	135.004	206.496	341.500	-71.491	65,3
2012	152.493	197.025	349.519	-44.532	77,3
2013	151.771	217.115	368.886	-65.344	69,9
2014	157.511	210.039	367.551	-52.528	74,9
2015	143.837	184.490	328.327	-40.652	77,9
2016	142.600	183.223	325.823	-40.623	77,8
2017	157.006	214.795	371.801	-57.789	73,0
2018	168.033	201.873	369.906	-33.840	83,2

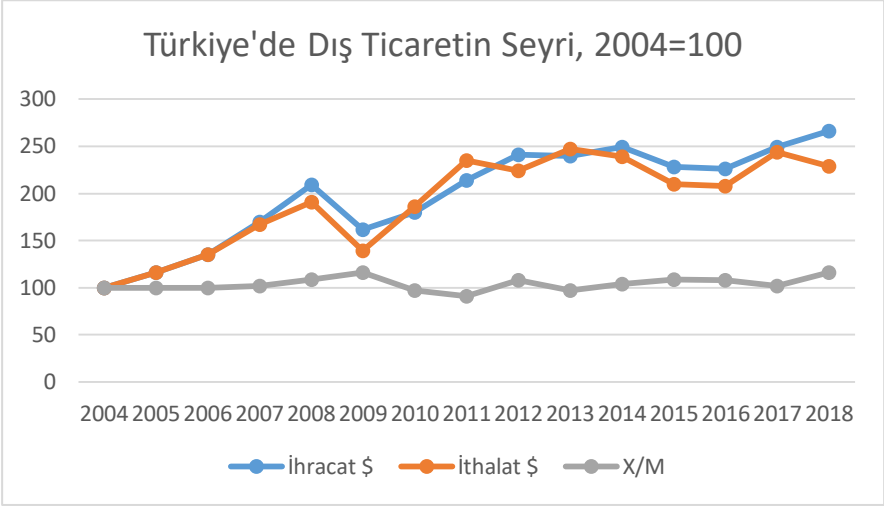
Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistiklerinden derlenmiştir, 2020.

Türkiye'nin dış ticaretine bakıldığında hem ihracatın hem ithalatın ve ticaret hacminin arttığı ancak ticaret dengesinde sürekli ekside olduğu görülmektedir. Bu denge verileri, ancak enerji ithalatı dışarıda bırakıldığında ticaret fazlası oluşmaktadır. İhracatın ithalatı karşılama oranı zaman içerisinde farklılık gösterse de 100'ün altındaki her değer açığın varlığını göstermektedir.

Grafik 1'de yukarıda bahsedildiği üzere ihracat ve ithalatın birbirine bağımlılığı gösterilmektedir. 2004 yılı temel alınarak hazırlanan grafikte, her iki kalemdede bir artış yaşandığı, bazı dönemlerde ithalattaki artışın ihracattan fazla olduğu ancak genel trendin paralellik gösterdiği ortaya konulmaktadır.

Grafik 1: Türkiye'de İhracat ve İthalatın Seyri (2004=100)

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...



Türkiye geneli 81 ilin ihracata katkısına bakıldığında bir iki il haricinde hemen tüm illerde az ya da çok ihracat gerçekleştirilmektedir. Ancak, uzun yıllar içerisinde belirli illerde bir yoğunlaşma gerçekleşmiş ve bu süreç sonunda bazı iller Türkiye’nin üretim merkezleri haline gelmişlerdir. Bu illerin başında da toplam ihracatın %50’sinden fazlasını karşılayan İstanbul gelmektedir. Reel sektör ağırlıklı bir ihracat yapısından söz etmiştik. Bu da sanayi ve tarımsal üretim başta olmak üzere bazı kentlerin öne çıktığını ortaya koymaktadır. Bahse konu kentler, ihracat değerleri ve toplam ihracat payları Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: Türkiye’de İhracata En Fazla Katkı Yapanlar İller

Yıl	İl	İhracat \$	İhracat Payı %
2018	İstanbul	84.913.686.921	50,5
2018	Bursa	11.153.402.106	6,6
2018	İzmir	10.183.800.973	6,0
2018	Kocaeli	8.960.585.528	5,3
2018	Ankara	7.665.345.828	4,5
2018	Gaziantep	6.872.019.859	4,0
2018	Sakarya	5.639.479.418	3,3
2018	Denizli	3.113.843.853	1,8
2018	Hatay	2.847.471.128	1,6
2018	Manisa	2.291.350.322	1,3
2018	Kayseri	2.087.986.588	1,2
2018	Adana	1.968.957.961	1,1
2018	Konya	1.785.568.457	1,0
2018	Mersin	1.726.538.148	1,0
2018	Diğer 67 İl	16.823.180.479	10,8

2018	TOPLAM	168.033.217.569	100
------	--------	-----------------	-----

Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistiklerinden derlenmiştir, 2020.

Dış ticarete etkili bir performans gösteremeyen ve toplam işlem hacmi içerisinde küçük bir paya sahip olan il sayısı daha fazladır. Bu durum, Türkiye’de üretimin belirli bölgelerde yoğunlaştığı ve bazı kentlerin uzun süredir ihracata katkısının bazı dönemlerde hiç olmadığı bazı dönemlerde ise oldukça düşük olduğu ve bunun süreklilik kazandığını ifade etmektedir. Tablo 3’te Türkiye’nin ihracatında etkisiz kalan illere ilişkin bilgiler verilmektedir.

Tablo 3: Türkiye’de İhracata Katkısı Düşük Olan İller

Yıl	İl	İhracat \$	İhracat Payı %
2018	Ağrı	27.593.088	0,0164
2018	Siirt	19.261.210	0,0114
2018	Tokat	19.069.701	0,0113
2018	Erzurum	14.977.941	0,0089
2018	Erzincan	11.311.340	0,0067
2018	Kırkkale	10.785.666	0,0064
2018	Yozgat	7.677.457	0,0045
2018	Bitlis	6369007	0,0037
2018	Muş	6.151.576	0,0036
2018	Ardahan	1.315.473	0,0007
2018	Bingöl	970719	0,0005
2018	Tunceli	646290	0,0003
2018	Bayburt	485.548	0,0002
2018	Kars	208.046	0,0001
2018	TOPLAM	126.823.062	0,074

Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistiklerinden derlenmiştir, 2020.

Türkiye’nin toplam ihracatında en düşük paya sahip illere bakıldığında 14 ilin toplam ihracat içerisindeki payının %1’e dahi ulaşmadığı görülmektedir. 168 milyar doların üzerindeki 2018 ihracatı içerisinde 126 milyon dolar düzeyindeki bir rakam ve 0,074 oranı ile etkisiz bir ticaret paydaşlığının varlığı görülmektedir.

Tablo 4: İhracat Performansı En Yüksek İller ve Fert Başı Milli Gelir Düzeyleri

(2018 Yılı Türkiye Gelir Ortalaması: 9 bin 693 \$)

Yıl	İl	Fert Başı Milli Gelir \$	Türkiye Ortalamasının
2018	İstanbul	16 264	Üzerinde
2018	Bursa	11 095	Üzerinde
2018	İzmir	11 505	Üzerinde

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

2018	Kocaeli	16 791	Üzerinde
2018	Ankara	12 764	Üzerinde
2018	Gaziantep	7 174	Altında
2018	Sakarya	9 225	Altında
2018	Denizli	9 135	Altında
2018	Hatay	6 573	Altında
2018	Manisa	9 455	Altında
2018	Kayseri	7 999	Altında
2018	Adana	6 894	Altında
2018	Konya	7 610	Altında
2018	İçel-Mersin	7 793	Altında

Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistiklerinden derlenmiştir, 2020.

Türkiye de ortalama gelir düzeyinin üzerinde yer alan ancak tabloda yer almayan başkaca kentler de bulunmaktadır. Ancak, bu kentlerin ihracat sıralamasında fer başı gelir milli düzeyi düşük olan bazı illerden daha düşük bir ihracat katkısı söz konusudur. Bu nedenle sıralamada gelir düzeyi nispeten daha az olmasına karşın ihracat sıralamasında üst sıralarda yer alan iller üst sıralarda yer almaktadır.

Tablo 5: İhracat Performansı En Düşük İller ve Fert Başı Milli Gelir Düzeyleri

(2018 Yılı Türkiye Gelir Ortalaması: 9 bin 693 \$)

Yıl	İl	Fert Başı Milli Gelir \$	Türkiye Ortalamasının
2018	Ağrı	3 204	Altında
2018	Siirt	4 214	Altında
2018	Tokat	4 910	Altında
2018	Erzurum	5 707	Altında
2018	Erzincan	8 156	Altında
2018	Kırıkkale	7 896	Altında
2018	Yozgat	5 574	Altında
2018	Bitlis	3 767	Altında
2018	Muş	4 138	Altında
2018	Ardahan	5 648	Altında
2018	Bingöl	4 759	Altında
2018	Tunceli	8 164	Altında
2018	Bayburt	5 861	Altında
2018	Kars	4 837	Altında

Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistiklerinden derlenmiştir, 2020.

Tablo 5’te Türkiye’nin ihracatına en az katkı sağlayan illerin fert başı milli gelir rakamları gösterilmiştir. Bir önceki tabloda ihracat katkısı fazla olmasına karşın gelir düzeyi Türkiye ortalamasının altında kalan iller yer alırken bu tabloda tersi bir durum söz konusudur. Bu tabloda ihracat payı düşük olan illerin tümünde fert başı milli gelir düzeyi Türkiye ortalamasının altındadır. Diğer bir ifade ile gelir düzeyi yüksek olmasına karşın ihracat payı az olan veya gelir düzeyi ortalamasının altında olmasına karşın ihracat payı yüksek olan iller söz konusuydu. Ancak, ihracat payı belirli bir düzeyin altında kalan hiçbir ilin gelir düzeyi Türkiye ortalamasının üzerine çıkamamaktadır.

4. Veri ve Metodoloji

Çalışmanın amacı ihracatın ve ekonomik büyümenin birbirleri üzerindeki etkilerini 81 il bazında panel veri yöntemlerini kullanarak incelemektir. Panel veri analizi yatay kesit verileri ile zaman serilerini bir araya getiren modellerdir. Yani tek bir yatay kesit örnekleminin farklı zaman dönemlerinde tekrar tekrar gözden geçirilmesi ile oluşturulur (Sevüktekin, 1989:118). Bu sayede daha çok aydınlatıcı veri, daha çok değişkenlik, değişkenler arasında daha az doğrusal bağlantı, daha çok serbestlik derecesi ve daha çok etkinlik sağlamaktadır. Çalışmamız örneğinde bu iki değişkenin etkileşimini il bazında incelemeye ilaveten, tüm iller düzeyinde analiz yapmak, her il düzeyinde ayrı ayrı politika uygulamaları yerine ortak iktisat politikaları geliştirmek mümkün olabilir. Böylelikle panel modeller genel resmi daha iyi gösterir (Gujarati, 2004).

Bunun için 81 il düzeyinde illerin yıllık bazda ihracat (milyon usd) ve ekonomik büyümenin temsilcisi olarak kişi başı milli gelir (usd) verileri kullanılmıştır. 81 ilin ISIC-Rev-3 düzey 4 ihracat verileri (146 fasıl) derlenmiş, il ihracat verileri fasıl ve toplam olarak düzenlenmiştir. Buna ek olarak her bir il için kişi başı milli gelir verileri derlenmiştir. Veriler resmi istatistik kurumundan (TÜİK) elde edilmiş ve 2004-2018 yılları çalışmanın dönemi olarak belirlenmiştir. Diğer yandan bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasındaki ilişki belli bir fonksiyonel biçimle (doğrusal veya logaritmik) ifade edilebilir. Eldeki veriler bazen normal dağılıma sahip olmayabilir (bazı istatistik testlerde normal dağılım varsayımı söz konusudur) veya gruplar arasında verilerin yaygınlığı (spread) aşırı farklılık gösterebilir (t-testi gibi bazı testlerde parametre varsayımı olarak varyansların eşit olması gerekmektedir). İşte bu doğrultuda çalışmada serilerin logaritmik dönüşümü yapılmıştır. Böylece sonuçlar birim yerine yüzde şeklinde yorumlanabilecektir. Önce genel bir panel model aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + u_{it} \quad (1)$$

Bu modelde y bağımlı değişkeni, x bağımsız değişkeni (k tane), u sıfır ortalamaya ve sabit bir varyansa sahip hata terimini göstermektedir. Burada, i, 1’den N’ye kadar kesit indeksini ve t, 1’den T’ye kadar zaman indeksini verir. Bu model için her bir kesitin (ülke veya bölge) belli bir zaman dönemi için bağımsız değişkene gösterdiği bir tepki katsayısı (coefficient) vardır (Mátyás, Sevestre, 1996). Fakat görüldüğü gibi tahmin edilmesi gereken parametre sayısı gözlem sayısından fazladır.

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

Bu durumda model tahmin edilemez. İşte bunun için açıklayıcı değişkenler, hata terimi ve regresyon katsayıları ile ilgili bazı varsayımların yapılması gerekir. Regresyon katsayıları ile ilgili olarak bütün katsayıların aynı olduğu varsayıldığında, model aşağıdaki biçimde gösterilir:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^t \beta X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Buna “Birleştirilmiş Regresyon Modeli” denilmektedir. Bu modelde, α parametresi bütün birimlerin ortak bir kesmesi (sabit terim) dir. β parametreleri ise ayrı ayrı her bir açıklayıcı değişkenin bütün birimler üzerindeki ortak marjinal etkilerini göstermektedir. Bir başka ifade ile modelde α ve β (eğim) parametrelerinin birimler arasında ve/veya zaman üzerinde farklılık göstermediği varsayılmaktadır (Tüzüntürk, 2007). Modelde sabit ve eğim parametreleri hem birimlere hem de zamana göre değer almaktadır. Ancak bu modelde kesit (bireysel) spesifik özelliklere yer verilmemiştir. Çalışmamızda Y kişi başı gelir ve X ihracat olmak üzere ihracatın gelir üzerindeki etkisi incelenirken kesit spesifik özellikler her ilin alt yapısı, eğitim düzeyi, istihdam piyasası gibi faktörleri göstermek üzere aşağıdaki gibi modele eklenmiştir;

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^t \beta X_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (3)$$

Ancak kesit etkilerinin (μ_i) modele eklenmesi noktasında nasıl bir yöntem izlenecektir. Burada sabit ya da tesadüfi olmak üzere iki yöntem literatürde öne çıkmaktadır (Çelik ve Kıral, 2018). Panelde yer alan N tane kesit belli bir gruptan geliyorsa (örn. G-7 ülkeleri, Yükselen Piyasalar, NAFTA ülkeleri gibi) ve o gruptaki tüm elemanlar modele dahil ediliyorsa μ_i ’lerle ilgili varsayım sabit olur. Bu durumda sabit etkiler modeli (Fixed Effect) kullanılır. Ama diyelim ki yükselen piyasa ekonomilerinden sadece verisi olan ülkeler seçilirse yani geniş bir kitleden bir örneklem seçilirse, rassal etkiler (Random Effect) modeli geçerli olacaktır. Literatürde kullanılan Hausman testi açıklayıcı değişkenlerle bireysel etkiler arasında ilişki olup olmadığını gösterir, rassal ya da sabit etki modeline karar vermek için değil. Eğer böyle bir ilişki varsa panel model “*Within Transformation*” yöntemi ile, eğer ilişki yoksa GLS (Generalized Least Squares) yöntemi ile tahmin edilmelidir (Erlat, 2015).

Bu çalışmada ihracat ve kişi başı gelir arasındaki nedensellik ve eşbütünlüşme ilişkisi literatürdeki pek çok çalışmanın kabul ettiği yaklaşım üzerine aşağıdaki model çerçevesinde incelenmiştir. Oluşturduğumuz panel veri modelinde ihracat bağımsız, kişi başı gelir bağımlı değişken olarak dahil edilmiştir.

$$\text{LogKbmg}_{it} = f(\text{Logİhr}_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{LogKbmg}_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Modelde ‘LogKbmg’, milli gelirin ya da çıktının temsilcisi olarak alınan il düzeyi kişi başı milli gelir serisidir. ‘Logİhr’ ise o ilin yıllık ihracatını vermektedir. X, açıklayıcı değişken (ihracat) vektörünü, β parametresi ise eğim katsayısını ifade

etmektedir. Her ilin modele etkisini anlatan bireysel etkileri μ_i , modeldeki sabit terimi α , rassal hata terimlerini (stochastic error term) ε_{it} , i ve t ise sırasıyla yatay kesit birimlerini (iller; $i=1, 2, \dots, 81$) ve zaman aralığını ($T = 2004, \dots, 2018$) göstermektedir. Ele aldığımız iller Türkiye'nin 81 ilidir.

4.1. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenite

Analize başlamadan önce ilk olarak yatay kesit bağımlılığı kontrol edilmelidir. Panel modellerin hata terimlerinde yatay kesit bağımlılığı içermesi oldukça muhtemeldir. Her ülkeyi etkileyen ekonomik bir kriz ya da şok, bağımlı değişkeni etkileyen ama gözlemlenemeyen etkilerin varlığı veya mekânsal bağımlılık gibi faktörlerden kaynaklanabilir (De Hoyos ve Sarafidis 2006). Bu noktada karar vermek için çalışmada CD_{LM} (Pesaran, 2004-CD), CD_{LM1} (Breusch-Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran 2006-CDLM), ve Bias adjusted CD test (Pesaran et al., 2008) testleri kullanılmıştır. Bu amaçla ilk olarak aşağıdaki model tahmin edilir;

$$\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t} + u_{i,t} \quad (6)$$

Burada d_i deterministik bileşenleri (mevsimsel kukla, sabit ya da trend), j kesit sayısını, t zaman boyutunu, p gecikme sayısını, u_{it} hata terimini, göstermektedir. Testte boş hipotez, tüm t ve $i \neq j$ olmak üzere $H_0: \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0$ şeklindedir. Alternatif hipotez ise en azından bir çift $i \neq j$ kısıtı için $H_1: \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$ ile ifade edilebilir. Çalışmada eşbütünleşme bu modelde yatay kesit bağımlılığını test etmek için Breusch ve Pagan (1980) LM test istatistiğini kullanmıştır;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (7)$$

N kesit sayısını (il sayısı), T zamanı, $\hat{\rho}_{ij}$ her bir "i" için (yani illeri) 5 numaralı eşitliğin EKK ile tahmin edildikten sonra alınan hata terimlerine ait ikili korelasyonların örneklem tahmini göstermektedir. Ancak bu testte N 'nin göreceli olarak az, T 'nin yeteri kadar çok olması daha sağlıklıdır. İşte bu eksikliği gidermek için Pesaran (2004) aşağıdaki LM testini önermiştir;

$$CD_{LM} = \left[\frac{1}{N(N-1)} \right]^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (8)$$

İlk olarak $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ olmak üzere boş hipotez testi standart normal dağılıma sahiptir. Bu test N ve T 'nin büyük olduğu durumlarda uygulanırsa bile T 'nin görece küçük olduğu durumlarda boyut bozulması (size distortion) oluşabilmektedir. Bu sefer de çok sayıda N ve az sayıdaki T için test gerekli olmuştur. Bu amaçla Pesaran (2004) aşağıdaki testi önermiştir;

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \right) \quad (9)$$

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

İkinci olarak modeldeki eğim katsayısının homojenlik durumu incelenmelidir. Bu noktada Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından önerilen Delta ($\tilde{\Delta}$) ve Uyarlanmış Delta ($\tilde{\Delta}_{adj}$) testleri kullanılmaktadır;

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (10)$$

Denklemden $E(\tilde{z}_{iT}) = k$ ve $\text{Var}(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1) / T + 1$ ’dir. Aynı şekilde T zaman, N kesit boyutu ve k açıklayıcı değişken sayıdır. \tilde{S} ise Swamy test istatistiğini vermektedir.

4.2. Birim Kök Testi

Çalışmada eşbütünlük analizi, parametre tahmini ve nedensellik ilişkisine bakılmadan önce ilk olarak kullanılan serilerin birim kök süreci içerip içermediğine bakılmalıdır. Yatay kesit ve zaman serilerin birlikte kullanılmasından kaynaklı olarak panel veri analizlerinde birkaç problem ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle panel veri analizinde karşılaşılan yatay kesit bağımlılığı ve zaman serilerinde karşılaşılan birim kökün varlığı problemlerine dikkat edilmelidir (Bilman, 2014: s.167).

Birim kök sürece sahip serilerin analizlerde kullanılması değişkenlerin birbirlerine olan etkilerinin sağlıklı şekilde ölçülmesini güçleştirecek, regresyon modelinin varsayımları ihlal edilecek ve zaman serilerinin stokastik özellikleri (sabit ortalama, sabit varyans, gecikme seviyesine bağlı kovaryans gibi özellikler) sağlanamayacaktır. Makro iktisat bağlamında kurulu pek çok teori durağanlık varsayımı üzerine kurulmuştur. Dolayısıyla panel regresyon analizi sonucu elde edilen tahminlerin yansız ve tutarlı olması için durağan seriler kullanılmalı ya da seriler durağan hale getirildikten sonra kullanılmalıdır (Wooldridge, 2002: pp. 360-363).

İlk olarak (Pesaran 2006) CADF testinde y_{it} serisinin birim kök süreç içerip içermediği i kesit sayısı ve T zamanı göstermek üzere $y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}$ modeli ile test edilir. Buradaki hata terimi u_{it} , $u_{it} = \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$ şeklinde iki kısma ayrılabilir. Buradaki f_i gözlemlenemeyen ortak etkileri ve ε_{it} hata terimini ifade etmektedir. y_{it} ve u_{it} ‘yi tekrar yazarsak $\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$ elde ederiz.

Burada sabit terim alfa; $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ’dir. Birim kök süreç $\phi_i = 1$ ile ifade edilebilir. Testin boş hipotezi tüm i’ler için $H_0 : \beta_i = 0$ ve alternatif hipotezi $i=1,2,\dots,N_1$ ve $\beta_i = 0$, $i=N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$ olmak üzere $H_1 : \beta_i < 0$ ‘dir.

İkinci test Bai ve Ng (2004) çalışmasında belirtilen PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common) testidir. Test gözlemlenemeyen ortak faktörün durağan olup olmadığına dayalıdır. Faktör modeli $y_{it} = \mu_i + \lambda' F_t + \varepsilon_{it}$ olmak üzere $i = 1, \dots, N$ için ε_{it} hata terimini (bu terimin ortalaması sıfırdır ve F_t ‘ye

ortogonaldır) gösterir. Bu denklemin birinci farkı alınırsa $\Delta y_{it} = \lambda' f_t + \Delta e_{it}$ karşımıza çıkar. Burada $f_t = \Delta F_t$ 'dir. Δy_{it} 'ye temel bileşenler analizi uygulanırsa r faktörlü \hat{f}_t elde edilir. Daha sonra $t=2, \dots, T$ için $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$, yukarıdaki y_{it} eşitliğiyle tutarlı olacak

şekilde EKK yöntemi ile hesaplanır ve buradan μ_i, λ_i ve \hat{e}_{it} elde edilir. Ortak bileşen \hat{F}_t 'nin durağanlığını test etmek için boş hipotezin ' $H_0 = \text{Seri durağan değil}$ ' olduğu ADF testi uygulanır. Bai ve Ng (2004) bu noktada Choi (2001)'nin çalışmasında belirtilen P_N istatistiğini kullanmaktadır (Shibamoto ve Tsutsui, 2014).

Son test Hadri and Kurozumi (2012) testinde yatay kesit bağımlılığı her bir kesitin ortalaması kullanılarak modele dahil edilir. Önce $y_{it} = z_t' \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it}$ modeli tahmin edilir. Burada $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ şeklinde kesit ve zaman boyutunu, z_t deterministik bileşenleri ve hata terimi $\varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + v_{it}$ şeklindedir.

Ekonometrik literatürde deterministik bileşen, $z_t = z_t^H = 1$ ya da $z_t = z_t^T = [1, t]'$ olarak kabul edilir. Hadri testinde her ikisi de göz önünde bulundurulmuştur. Bu bileşenlerin katsayıları $z = 1$ iken $\delta_i = \alpha_i$ şeklinde ve $z = [1, t]'$ iken $\delta_i = [\alpha_i, \beta_i]'$ olarak tanımlanır. Yukarıdaki modelde $z_t' \delta_i$ bireysel etkileri ve f_t gözlemlenemeyen ortak etkileri, γ_i yük faktörünü ve bilindiği gibi ε_{it} hata terimini gösterir. Gecikme uzunluğu p kesitten kesite değişir. Daha sonra bu model AR (p) olarak tahmin edilir. İşte bu modelde boş hipotez $H_0' : \phi_i(1) \neq 0$ seri durağan değil şeklindeyken, alternatif hipotez $H_1' : \phi_i(1) = 0$ yani seri durağan şeklindedir. Her bir i için yatay kesit bağımlılığının düzeltilmesi y_{it} 'nin $w_t = [z_t', \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$ üzerine regres edilmesi ile bulunur çünkü ε_{it} , AR(p) süreci izlemektedir. Durağanlığa karar vermek için test istatistiği hesaplanır ve kritik değerlerle karşılaştırılır. $\bar{ST} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ST_i$, $ST_i = \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2$ ve $S_{it}^w = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is}$ olmak üzere $Z_A = \frac{\sqrt{N}(\bar{ST} - \xi)}{\zeta}$ şeklinde hesaplanır. Z_A istatistiğindeki ST, KPSS test istatistiğinin ortalamasıdır. Yani Z_A , KPSS testinin bir nevi panel versiyonu gibidir. Denklemdaki " ζ " ST'nin varyansını ve " ξ " uzun dönemli varyansı vermektedir.

4.3. Eş Bütünleşme

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

Zaman serilerinde durağanlığı sağlamak için serilerin birinci, ikinci vb. farklarının alınması sadece geçmiş dönemlerde maruz kaldığı kalıcı şokların etkisini yok etmekle kalmayıp, aynı zamanda dönemler arasında bu şoklar dışında var olabilecek uzun dönemli ilişkilerin de ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, bu şekilde durağanlaştırılmış veriler arasında bulunacak bir regresyon ise uzun döneme ait tüm bilginin yok edilmesi nedeniyle, bir uzun dönem denge ilişkisi vermeyecektir. Eş bütünleşme analizi iktisadi değişkenlere ait serilerin durağan olmasalar bile bu serilerin durağan bir doğrusal kombinasyonunun var olabileceğini ve eğer varsa bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ileri sürmektedir. Durağan olmayan iki zaman serisi aynı derecede entegre iseler, bu durumda iki seri arasında bir eş bütünleşme (uzun dönemli ilişki) olabilir. İki serinin aynı mertebeden entegre olması ikisindeki trendin birbirini götürmesini ve trend faktöründen arındırılmış bir ilişkinin bulunmasını sağlar. Eş bütünleşme yaklaşımı uzun dönem serilerinde fark almaktan kaynaklanan bilgi kaybını ve çözümsüzlüğünü önleyen bir yaklaşımdır. Serilerin aynı seviyede durağanlaştıkları tespit edildikten ve VAR gecikme sayısı belirlendikten sonra eş bütünleşme testine geçilebilir. Eş bütünleşme, uzun dönemde ekonomik değişkenler arasındaki ortak bir hareket ve ilişki olarak da tanımlanabilir. Tüm seriler aynı düzeyde bütünleşik olduğunda seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı test edilebilir (Turan, 2018; s.204).

Çalışmada değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak Westerlund (2007) Hata Düzeltme Modeline (ECM) dayalı test ve seride yapısal değişim olabileceği ihtimali nedeniyle Westerlund (2008) yapısal kırılmalı eş bütünleşme testi ile sınanmıştır. ECM testi hata teriminin dinamikleri yerine yapısal dinamiklere dayalıdır. Yani hata teriminde değişen varyans veya oto korelasyon sorunu olsa bile dinamik EKK yöntemi ile sorun çözülür. Test oldukça geniş bir heterojenlik (bireysel kısa dönem etkiler, sabit terim, doğrusal trend, eğim parametreleri) skalasını kapsayabilir. Ancak serilerin I(1) yani birim kök süreçten arındırılmış olması gerekir. Test bootstrap yöntemle kritik değerleri hesapladığı için yatay kesit bağımlılığı altında güvenilir sonuçlar verir.

ECM testi yatay kesit bağımlılığı sorununu bootstrap yaklaşımı ile çözer. Westerlund (2007) çalışmasında testin size ve power özelliklerinin iyi olduğunu göstermiştir. Ayrıca ortak faktör kullanmanın getirdiği kısıtlamalardan (kısa ve uzun dönem dinamikleri ayrıştırılabilir) kurtulmak mümkündür. Testte boş hipotez altında “eş bütünleşme yoktur” savı sınanırken, hata düzeltme teriminin sifıra eşit olup olmadığı görülebilir. bu doğrultuda Westerlund (2007) aşağıdaki modelden hareket eder;

$$\Delta y_{it} = \delta_i^k d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i^k x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{i,t-j} + u_{it} \quad (11)$$

denklemden d_t , eğim, trend, sabit terim gibi deterministik bileşenleri, δ_i parametreler vektörünü ve α_i hata düzeltme terimini (uzun vadede her bir ilde

meydana gelen sapmanın ne kadarının düzeltilebildiği) temsil eder. p_i and q_i sırasıyla gecikmeleri (lags) ve öncül (leads) gösterir. Burada hata düzeltme terimi hesaplanmalıdır. Denklemde ilk toplam kısım kısa dönem dinamikleri veren standart fark gecikmesini, ikinci toplam ise geçmiş gecikmeler (lags, yani p_i) ve gelecekteki değişimleri (leads) verir. Hata düzeltme terimi ancak serilerin durağan hallerinin kullanılması durumunda istikrarlı olacaktır. Yani α_i durağan olmalıdır. β Katsayısı x_{it} ve y_{it} arasındaki uzun dönem denge ilişkisini verir. Bir şok sonucunda bu dengeden sapma α_i 'nin belli bir yüzdesi oranında düzeltilecek ve denge yeniden sağlanacaktır. Eğer $\alpha_i < 0$ ise hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır ve x_{it} (ihracat) ile y_{it} (kişi başı gelir) eş bütünleşiktir. Eğer $\alpha_i = 0$ ise hata düzeltme çalışmamaktadır ve eş bütünleşme yoktur. Hata düzeltme parametresi α_i 'yi hesaplamak için 10 numaralı denklem aşağıdaki gibi yeniden yazılırsa;

$$\Delta y_{it} = \delta_i^k d_t + \alpha_i y_{i,t-1} - \lambda_i^k x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{i,t-j} + u_{it} \quad (12)$$

Burada $\lambda_i^k = -\alpha_i \beta_i^k$ demek, α_i 'ye dayalı test (asimptotik olarak benzer ve dağılımı nuisance parametresinden bağımsız) oluşturmak mümkün demektir. α_i 'nin EKK ile tahminine dayalı olarak G_τ , G_α , P_τ , P_α olmak üzere dört adet istatistik hesaplanır. İlk iki test grup istatistikleridir ve birim spesifik hata düzeltme parametreleri geçerliken formüle edilir. Yani modelde heterojenlik varsayımı geçerliken kullanılan istatistiklerdir. Son iki istatistikse ortak hata düzeltme parametreleri varsayımı altında geçerlidir. Yani modelde homojenlik kabul edilmişse P_τ ve P_α istatistiklerine bakılır. Her bir il için λ_i^k 'nin ağırlıklandırılmış

toplamlarına dayalı olarak hesaplanan grup istatistikleri $G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)}$ ve

$G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}$, formülleri ile hesaplanır. Burada $SE(\hat{\alpha}_i)$, $\hat{\alpha}_i$ 'nin konvansiyonel

standart hatası ve T yıl sayısını göstermektedir. İkinci olarak panel istatistikleri

$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})}$ ve $P_\alpha = T \hat{\alpha}$ hesaplanır. Böylelikle 11 numaralı denklemin

parametrelerini ve boyutlarını, her bir kesit için farklılaştırmak mümkündür. Yani her bir kesit hem ayrı hem de grup olarak yorum yapılabilir. Test istatistiği hesaplandıktan sonra karar aşaması gelir. Burada panel geneli için boş hipotez tüm i 'ler için $H_0 : \alpha_i = 0$ eş bütünleşme yok demektir. Alternatif hipotez ise $H_1^p : \alpha_i = \alpha < 0$ şeklindedir. İkinci olarak grup istatistikleri için boş hipotez, alternatif hipotez $H_1^G : \alpha_i < 0$ 'e karşı en az bir kesit için (en az bir ilde eş bütünleşme var) test edilir.

Diğer test hem eğimde hem de sabitte yapısal kırılmaya izin veren Westerlund ve Edgerton (2008) panel eş bütünleşme testidir. Bu test, düzeyde ve trendde meydana gelen kırılmaları dikkate almanın yanı sıra değişen varyans ve serisel korelasyon sorunlarını düzelterek tahminde bulunur. Ayrıca yapısal kırılma

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

tarихlerinin kesitten kesite farklılık göstermesine imkan tanır (Belke et al., 2011). Dahası bu test çoklu doğrusal bağlantı hatasının olması durumunda da güçlü bir testtir ve yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda da kullanılabilir (İlgün, 2016). Yapısal kırılmalı bu test, Schmidt and Phillips (1992) tarafından geliştirilen LM testinden türetilir. Önce aşağıdaki model oluşturulur;

$$y_{it} = \alpha_i + \eta_{it} + \delta_i D_{it} + x'_{it} \beta_i + (D'_{it} x_{it})' \gamma_i + z_{it}, \quad (13)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + w_{it}, \quad (14)$$

Daha önce belirtildiği gibi $i = 1, \dots, N$ 'ye kesit sayısını ve $t = 1, \dots, T$ 'ye kadar zaman periyodunu verir. Y bağımlı, x bağımsız değişkendir. Yani x_{it} , k boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür. D_{it} modele eklenen kırılma kuklasıdır. Eğer $t > T_i$ ise $D_{it} = 1$, diğer durumlarda sıfır olur. Yani kırılma tarihlerini verir. α_i ve β_i ise kırılmadan önceki her bir kesite ait sabit terim ve eğim katsayılarıdır. Kırılmadan sonrakiler ise sırasıyla δ_i ve γ_i 'dir. $\delta_i = \gamma_i = 0$ ise kırılma yoktur. $\gamma_i = 0$ ve δ_i kısıtlanmamışsa sabitte kırılma vardır. Her ikisi de kısıtlanmamışsa hem sabitte hem de eğimde kırılma var demektir. w_{it} kesitlerin hata terimini göstermektedir. Yatay kesit bağımlılığını dikkate almamızı sağlayan ortak faktörler (F_t) kapsamındaki hata terimi z_{it} ise

$$z_{it} = \lambda'_i + F_t + v_{it} \quad (15)$$

$$F_{jt} = \rho_j F_{j,t-1} + u_j \quad (16)$$

$$\phi_i(L) \Delta v_{it} = \phi_i v_{it-1} + e_{it},$$

(17)

Burada L gecikme işlemcisi, F_t gözlemlenemeyen ortak faktörler vektörü (F_{jt} ; $j = 1, \dots, j$), λ'_i faktör yük parametreleri vektörünü temsil eder. $\rho_j < 1$ varsayımı altında F_t durağandır. 12 numaralı denklemden ilişki $\phi_i < 0$ ise eşbütünleşik, eğer $\phi_i = 0$ ise eşbütünleşik değildir. Tüm kesitlerde (N) eş bütünleşme yoktur ($H_0 : N_1 = 0$) şeklindeki boş hipoteze karşı, ilk yatay kesit eş bütünleşik, diğerleri değil ($H_1 : N_1 > 0$) şeklindeki alternatif hipotez, aşağıdaki olabilirlik fonksiyonundan hareketle test edilir.

$$\log(L) = \text{constant} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left(T \log(\sigma_i^2) - \frac{1}{\sigma_i^2} \sum_{t=1}^T e_{it}^2 \right) \quad (18)$$

Bu arada σ_i^2 'ye göre türev alırsa

$$\frac{\partial \log L}{\partial \phi_i} = \frac{1}{\sigma_i^2} \sum_{t=2}^T (\Delta \hat{S}_{it} - \Delta \hat{S}_i) (\hat{S}_{it} - \hat{S}_i)$$

(19)

denklemden S dönüştürülmüş seri olmak üzere \hat{S}_{it} , artık terim, $\Delta\hat{S}_i$ ve \hat{S}_i sırasıyla $\Delta\hat{S}_{it}$ ve \hat{S}_{it} 'nin ortalamasıdır. Bu serinin farkını bulmak için yani $\Delta\hat{S}_{it}$ 'yi bulmak için aşağıdaki eşitlik regresyon ile tahmin edilir;

$$\Delta\hat{S}_{it} = \text{constant} + \phi_i \hat{S}_{it-1} + \text{error} \quad (20)$$

Yatay kesit bağımlılığı altında \hat{S}_{it} , aşağıdaki gibi hesaplanabilir;

$$\hat{S}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_{it} + \hat{\eta}_{it} - \hat{\delta}_i D_{it} - x'_{it} \hat{\beta}_i - (D_{it} x_{it})' \hat{\gamma}_i - \hat{\lambda}'_i \hat{F}_t \quad (21)$$

Böylece model yatay kesit bağımlılığı altında kullanılabilir hale gelir. Oto korelasyon altında da eş bütünleşme testi yapabilmek için farkı alınmış $\Delta\hat{S}_{it}$ serisi hesaplanır;

$$\Delta\hat{S}_{it} = \text{constant} + \phi_i \hat{S}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \Delta\phi_{ij} \hat{S}_{it-j} + \text{error} \quad (22)$$

Buradaki ϕ_{ij} ifadesi sıfıra eşitse, yani durağansa eş bütünleşme yok demektir.

Bu noktada her bir kesit için tek tek t istatistikleri hesaplanır, sonra bunların ortalaması ve varyansları sırasıyla aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$LM_{\phi}(i) = T \hat{\phi} \left(\frac{\hat{\omega}_i}{\hat{\sigma}_i} \right) \quad LM_{\tau} = \frac{\hat{\phi}_i}{SE(\hat{\phi}_i)}$$

$$\hat{\tau}_i = \arg \min_{0 < \tau_i < 1} \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (\Delta\hat{z}_{it})^2$$

Bu değerlerden de normalize edilmiş tau; $Z_{\tau}(N)$ ve phi; $Z_{\phi}(N)$ istatistikleri ve olasılıkları bulunarak boş hipotez hakkında karar verilir. Her bir kesit için kırılma tarihleri ($\hat{\tau}_i$) 12 numaralı regresyon denkleminin birinci farkının alınmasından elde edilen artık değerlerin kareleri toplamını minimum yapan gözlem kırılma tarihidir.

4.4. Nedensellik Analizi

Çalışmada nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. 1969 yılında Granger, nedensellik ve dışsallık kavramlarını ortaya atmıştır. Buna göre eğer x değişkenine ait bilgilerin modele eklenmesi, y değişkeninin öngörüsüne katkı sağlıyorsa, x değişkeni y'nin nedenidir (Granger, 1969: 553-560). Ancak korelasyon ile nedensellik aynı değildir. İki değişken arasında korelasyonun olması demek bunlar arasındaki nedensellik ilişkisini anlamlı şekilde ortaya koymaz. Korelasyon doğrusal ilişkinin yönünü ve derecesini gösterir. Nedensellik ise örneğin x değişkeninin geçmiş değerlerinin y'nin cari ve gelecek değerleri için gösterdiği öngörü gücü demektir. Eğer x değişkeni y'nin öngörülmesinde yardımcı oluyorsa x'den y'ye Granger nedensellik vardır. Bunun için x'in gecikmelerine ait parametrelerin istatistiki olarak anlamlı çıkması gerekir. Halbuki korelasyon

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

katsayısı hareketin kaynağını söylemez. Değişim x’ten mi yoksa y’den mi kaynaklanıyor söylemez. Ama nedensellik bunu verir (Engeloğlu ve diğerleri, 2015: s.2).

Bu testte bir X değişkeninin Y gibi bir değişkenin nedenseli olup olmadığı araştırılır. Değişik şekillerdeki ilişkilere uygulanabilen bu testin panel veri için kullanılan yöntemleri de mevcuttur. İlk yaklaşım homojen paneller için kullanılan Holtz-Eakin et al. (1988) yaklaşımıdır. Yazarlar Panel Vektör Otoregresif Modellerin (PVAR) hesaplanabildiği ve tahmin edilebildiği bir metot geliştirmiştir. İkinci yöntem değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı zaman kullanılan Dimitrescu - Hurlin (2012) yöntemidir. Yazarlar sabit katsayılarla birlikte heterojen yapıdaki paneller için standart Granger nedensellik testini kullanarak yeni bir yöntem geliştirmişlerdir. Yatay kesitlerdeki zaman serileri için standart olarak kullanılan yöntemlerin doğal genişletilmiş versiyonu gibidir. Üçüncü yöntem eş bütünleşme çıkması durumunda kullanılan ve Canning ve Pedroni (2008), Narayan ve Smyth (2009) çalışmalarında belirtilen Panel Vektör Hata Düzeltmesi (PVCMM)’ne dayalı yöntemdir.

Bu çalışmada nedensellik ilişkisi iki aşamalı Engle-Granger prosedürü çerçevesinde (Engle and Granger, 1987) PVECM modeli kullanılarak test edilmiştir. Buna göre eğer durağan olmayan iki seri bütünleşirse bu serilerin birinci farkları kullanılarak tahmin edilen VAR modeli yanlış sonuçlar verecektir. Bu problemi çözmek için bütünleşik modelden elde edilen bir gecikmeli hata teriminin kullanıldığı VAR modeline dayalı olarak VECM modeli tahmin edilmelidir. Panel VECM’ye dayalı nedensellik testi yapabilmek için aşağıdaki model yazılabilir;

$$\Delta \ln Y = \delta_{1i} + \sum_{p=1}^k \delta_{11ip} \Delta \ln Y_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{12ip} \Delta \ln X_{t-p} + \phi_{1i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \nu_{1it} \quad (23)$$

$$\Delta \ln X = \delta_{2i} + \sum_{p=1}^k \delta_{21ip} \Delta \ln Y_{it-p} + \sum_{p=1}^k \delta_{22ip} \Delta \ln X_{t-p} + \phi_{2i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \nu_{2it} \quad (24)$$

$$ECT_{it} = \ln Y - \hat{\alpha}_i - \hat{b}_t - \hat{\beta}_{1i} \ln Y_{it} - \hat{\beta}_{2i} \ln X_{it} \quad (25)$$

Denklemden Y bağımlı, X bağımsız değişkeni, k optimal gecikme sayısını (uygun VAR modelinde), Δ değişkenin birinci farkını, ECT, hata düzeltme terimini ve ε_{it} modelin hata terimini verir. bu model sayesinde hem uzun hem de kısa dönemde nedensellik incelemesi yapmak mümkündür. Örneğin X’in Y üzerindeki kısa dönem etkisini $\delta_{12ip}=0$ kısıtı uygulanarak Wald testi ile görülebilir. Uzun dönem nedensellik ise ϕ (ECT) hata düzeltme teriminin t istatistiğinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmaması ile görülebilir. Örneğin ϕ_{1i} katsayısının t istatistiğinin anlamlı olması uzun dönemde X’ten Y’ye nedenselliği verir.

5. Ampirik Sonuçlar

Türkiye’de il bazında ihracat ve kişi başı gelir arasındaki ilişkinin panel veri modeli çerçevesinde incelendiği bu çalışmada ilk olarak serilere ait kesitlerin durumu yatay kesit bağımlılığı ve homojenite bakımından incelenmiştir. Yatay kesit bağımlılığı için Pesaran (2004) CD (Cross-Section) Testleri ve homojenlik için de Delta (Δ) ve Uyarlanmış Delta (Δ_{Adj}) Testleri kullanılmıştır. Her ili etkileyen ekonomik bir kriz ya da şok, bağımlı değişkeni etkileyen ama gözlemlenemeyen etkilerin varlığı veya mekânsal bağımlılık gibi nedenlerle oluşan yatay kesit bağımlılığının ihmal edilmemesi gerekir. Ayrıca her ilin ekonomik gelişim süreci farklı olacağı için homojenlik varsayımı geçerli olmayabilir. Bu doğrultuda yapılan sınamalar Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6: Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenite

<i>Yatay Kesit Bağımlılığı</i>	<u>Kişi Başlı Milli Gelir</u>		<u>İl Bazında İhracat</u>	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
CDLM₁	6155.93***	0.00	5785.31***	0.00
CDLM₂	36.22***	0.00	31.61***	0.00
CDLM	25,11***	0.00	19.26***	0.00
Bias Adj. CD	46,39***	0.00	46.61**	0.00
<i>Eğimde Homojenite</i>				
Δ Test	18.01***	0.00	17.94***	0.00
Δ_{adj} Test	20.79***	0.00	20.71***	0.00

Not: Kritik değerler, ‘*’, ‘**’, ‘***’ için sırasıyla %10, %5 ve %1’de anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tabloda görüldüğü gibi tüm CD testleri %1’de yatay kesit bağımlılığı olmadığını söyleyen boş hipotezi ret etmekte ve serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Dolayısıyla birim kök sınaması, eş bütünleşme ve nedensellik testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak testlerden yürütülmelidir. Ayrıca modelin tahmininde kesit bazında EKK yöntemi yerine SUR (Seemingly Unrelated Regression) yaklaşımının daha uygun olduğu görülmektedir. İkinci olarak Delta testi sonuçlarına panelin heterojen yapıda olduğu görülmektedir. Buna göre örneğin Türkiye ekonomisinde oluşan bir kriz her ili farklı düzeyde etkileyecektir. Dolayısıyla nedensellik ve eş bütünleşme testlerinde katsayıların homojenlik varsayımı yanlış sonuçlara neden olabilecektir.

Yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik incelemesinden sonra serilerin birim kök süreç içerip içermediği incelenmiştir. Bu amaçla ihracat ve kişi başı gelir serilerine sabit ve trendli model dahilinde ikinci kuşak birim kök testlerinden CADF, PANIC ve Hadri & Kurozumi testleri uygulanmıştır.

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

Tablo 7: Panel Birim Kök Testleri

Seviye		Birinci Fark								
Değişkenle İ	PANIC		Hadri Testi		CAD F	PANIC		Hadri Testi		CADF
	$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	$P_{\hat{\epsilon}}^c$	Z_A^{SPAC}	Z_A^{LA}	CIPS Stat	$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	$P_{\hat{\epsilon}}^c$	Z_A^{SPAC}	Z_A^{LA}	CIPS Stat
KBMG	- 1.241 (0,89)	139.6 2 (0,87)	-5.06 (0,98)	-5.94 (0,99)	- 1.806	4.92 (0,00)	250.6 7 (0,00)	15.51 (0,00)	19.64 (0,00)	- 2.851** *
İhracat	0.412 (0,85)	164.5 6 (0,83)	-2.73 (0,97)	-4.65 (0,98)	- 1.614	5.41 (0,00)	259.4 4 (0,00)	8.57 (0,00)	8.42 (0,00)	- 2.676** *

Not: ‘*’, ‘**’, ‘***’ için sırasıyla %10, %5 ve %1’de anlamlılık düzeylerini göstermektedir. CADF testi tüm panel hakkında karar verebilmek için her bir kesit için hesaplanan CADF_i istatistiklerinin basit ortalaması olarak hesaplanan CIPS kritik değerlerini (eğim ve trend dahil) göstermektedir. Burada kritik değerler 1%, 5% ve 10%’da T=15 ve N=81 için sırasıyla -2.74, -2.60 ve -2.52’dir. Parantez içindeki değerler olasılıkları göstermektedir.

Her üç birim kök testi birim kökün varlığına işaret etmektedir. Seviye değerlerinde durağan olmayan seriler birinci farkları alınınca birim kök süreçten arınmıştır. Dolayısıyla çalışmada kullanılan kişi başı gelir ve ihracat serilerinin I(1) olduğu söylenebilir.

Birim kök testlerinden sonra serilerin birinci farklarının (durağan) kullanıldığı eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Bu amaçla dinamik EKK yöntemiyle değişen varyans ve oto korelasyon durumunda bile kullanılabilen ve değişkenler arasındaki endojenite’nin dikkate alındığı Westerlun (2007) ECM Bootstrap eş bütünleşme testi kullanılmıştır.

Tablo 8: ECM Panel Eşbütünleşme Testi

	LM	Asymptotik	Bootstrap
		Mod 2 (Sabit)	
Group Tau	-1.907	0.02	0.84
Group	-2.647	0.00	0.57
Panel Tau	-4.717	0.00	0.43
Panel Alpha	-4.986	0.00	0.41
		Mod 3 (Constant & Trend)	
Group Tau	0.774	0.78	0.99
Group	1.790	0.99	0.99
Panel Tau	8.060	0.99	0.98
Panel Alpha	2.820	0.98	0.99

Not: Tablo 8’de eşbütünleşme testi sonuçları verilmiştir. Homojenite varsayımı ret edildiği için grup istatistikleri yerine panel istatistiklerine bakılmalıdır. Yine yatay kesit bağımlılığı altında asimptotik olasılıklar yerine bootstrap olasılıklar kullanılmalıdır. Bu sonuçlara göre eş bütünleşme olmadığını söyleyen boş hipotez ret edilememektedir. Eş bütünleşme ilişkisi bu çerçevede tespit edilememiştir.

Ancak 2004-2018 döneminde Türkiye ekonomisinde 2008-2009 küresel finansal krizi ve 2016 darbe girişimi nedeniyle ekonomik dalgalanmalar yaşanmış ve makroekonomik göstergeleri hızla bozulmuştur. Yaşanan bu ani değişimlerin yarattığı etkiyi görebilmek için eş bütünleşme testi yapısal kırılmaları dikkate alacak şekilde uygulanmıştır. Bu amaçla hem sabitte hem de eğimde kırılmayı dikkate alan ve yatay kesit bağımlılığı altında uygulanabilen, değişen varyans ve otokorelasyona duyarlı Westerlund & Edgerton (2008) testi kullanılmıştır. Bu test Schmidt ve Phillips (1992) çalışmasına dayalı LM istatistiğinin kullanıldığı testidir. Boş hipotez eş bütünleşme yoktur şeklindedir.

Tablo 9: Yapısal Kırılmalı Eş Bütünleşme Testi

Model	$Z_{\tau}(N)$		$Z_{\phi}(N)$	
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık
Sabitte Kırılma	-2.512	0.00	-1.91	0.02
Eğimde Kırılma	-6.704	0.00	-3.221	0.00

Not: LM (Lagrange Multiplier) modeline dayalı hesaplanan $Z_{\tau}(N)$ ve $Z_{\phi}(N)$ istatistikleri normal dağılmaktadır. Bilgi kriteri olarak kullanılan ortak faktör sayısı Bai and Ng (2004)’e göre seçilmiştir ve en çok beş olarak alınmıştır.

Tablo 9’da görüldüğü gibi hem sabitte hem de eğimde kırılmayı gösteren test istatistiklerinin olasılık değerlerine göre eş bütünleşme yoktur şeklinde ifade edilen boş hipotez %1 önem düzeyinde ret edilmektedir. İhracat ve kişi başı milli gelir arasında uzun dönemli ve tutarlı bir eşbütünleşik ilişkinin varlığı (homojenlik durumunu dikkate alan ve $Z_{\tau}(N)/Z_{\phi}(N)$ test istatistiklerine göre) görülmektedir.

Tablo 10: Kırılma Tarihleri

İl Kodu	Kırılma Tarihi	İl Kodu	Kırılma Tarihi	İl Kodu	Kırılma Tarihi
1	14	28	10	55	14
2	5	29	5	56	11
3	6	30	6	57	14
4	6	31	14	58	9
5	5	32	5	59	5
6	14	33	5	60	5
7	5	34	6	61	2
8	6	35	14	62	6
9	14	36	6	63	6
10	5	37	6	64	6
11	11	38	14	65	5
12	5	39	5	66	6

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

13	14	40	6	67	5
14	5	41	6	68	6
15	6	42	14	69	6
16	5	43	3	70	2
17	6	44	3	71	5
18	6	45	5	72	5
19	14	46	3	73	5
20	14	47	6	74	5
21	5	48	6	75	6
22	6	49	6	76	9
23	3	50	3	77	5
24	6	51	3	78	5
25	8	52	6	79	7
26	8	53	5	80	5
27	5	54	5	81	5

Değişkenler arasında uzun dönemde bir denge ilişkisi mevcuttur. Tablo 10’da ise yapısal kırılmalı eş bütünleşmeye ilişkin olarak Test istatistikleri ve kırılma tarihleri hem panel hem de 81 il bazında aşağıdaki tabloda verilmiştir. Kırılma tarihlerinde 5, 6 ve 14. gözlemlere göre 2008-2009-2016 tarihleri öne çıkmaktadır. Bu da 2008-2009 küresel finansal krizine ve 2016 darbe girişimine işaret etmektedir.

Çalışmada son olarak eş bütünleşme ilişkisine dayalı Panel VECM nedensellik testi uygulanmıştır. Bu sayede hem nedensellik ilişkisi test edilecek hem de nedenselliğin yönü belirlenebilecektir. Ayrıca kısa dönemde meydana gelebilecek bir şok neticesinde uzun dönem dengesinde oluşabilecek sapmaya ne kadar sürede uzun sağlanacağı (uyarlama hızı), 22, 23 ve 24 numaralı denklemlere eklenen birinci fark ve hata düzeltme terimi (ϕ_{1i} ve ϕ_{2i}) sayesinde görülebilecektir. Gecikme sayısı kısıtlanmamış VAR modeline göre belirlenmiştir ve gecikme uzunluğunda Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır.

Tablo 11: VECM’e Dayalı Panel Nedensellik Testi

	Kısa Dönem Nedensellik		Uzun Dönem Nedensellik	
	ΔKbm_g	$\Delta İhracat$	ECT	t-İst.
Eşitlik 1) ΔKbm_g	-	2.884 [0.41]	0.414	1.98
Eşitlik 2) $\Delta İhracat$	9.110[0.02]	-	-0.235	7.01***

Not: Optimal gecikme uzunluğu Akaike kriterine göre seçilmiştir. Köşeli parantez içindeki sayılar olasılık değerlerini vermektedir. T istatistikleri için %1 (***) %5 (**) ve %10 (*) önem düzeyleri için kritik değerler sırasıyla 2.58, 1.96 ve 1.64’tür.

Tabloya göre panel model için test sonuçları kısa ve uzun dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisine işaret etmektedir. Önce kısa dönemde ihracat değişkeninden kişi başı gelir değişkenine nedensellik ilişkisi olduğu ihracat denklemine (eşitlik 2) bakılarak görülebilir. Yani kısa dönemde ihracatın kişi başı gelir üzerinde tahmin gücü vardır. Ancak gelir eşitliği (eşitlik 1) test istatistiklerine göre kişi başı milli gelirden ihracata doğru nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Uzun dönemde ise aynı şekilde ihracat eşitliği için ECT hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak %1 önem düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre bir şok sonrası hata düzeltme katsayısı kısa dönemde oluşan sapmadan uzun dönem dengesine yıllık %23'lük bir uyarılama hızı ile azalarak değişim gösterecek ve uzun dönem dengesine ulaşacaktır. Buna göre uzun dönem dengesi yaklaşık 4 dönemde (1/0,235) sağlanacaktır.

Eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisi incelendikten sonra panel model aşağıdaki gibi belirlenebilir. İhracat ve kişi başı gelir arasındaki ilişkiyi gösteren birleştirilmiş regresyon modelinin en küçük kareler tahmini aşağıdaki biçimde elde edilmiştir:

Tablo 12: Panel Model

Model	$\log kbm_{it} = 3,811 + 0.0041 \log i_{it}$	
T istatistiği	(196)	(1.66)
Olasılık Değeri	(0.00)	(0.09)
R kare	0.983	
Uyarlanmış R kare	0.984	
DW	0.525	

Not: Hem birim etkisinin (birimlere göre değişim) hem de zaman etkisinin (zamana göre değişim) incelendiği iki faktörlü sabit etkiler modeli Tablo 12'de yukarıda verilmiştir. Model ile ilgili teorik çerçeveye uygun olarak, ihracat ile kişi başı gelir arasındaki ilişki doğru yönlü bir ilişkiye işaret etmektedir. Dolayısıyla, ihracat değişkeninin katsayısı olan β 'nin işareti pozitif beklenmektedir. Bu beklenti matematiksel olarak $\beta > 0$ şeklinde gösterilir. Buna göre ihracattaki her %1'lik artış kişi başı geliri %0,41 arttırmaktadır. Bu katsayı istatistiksel olarak %10'da anlamlıdır.

Tablo 13'de panel model için değişen varyans, otokorleasyon ve zaman/kesit etkileri test edilmiştir. Tabloda görüldüğü gibi değişen varyans için LM_h istatistiği ve olasılık değeri verilmiştir. Buna göre panel modelimizde değişen varyans vardır. Otokorelasyon için Born & Breitung (2010) tarafından geliştirilen ve $N > T$ olması durumunda kullanılan LM_{ρ^*} istatistiği sonuçları aynı şekilde %1 önem düzeyinde otokorelasyon olmadığını söyleyen boş hipotezi ret ederek otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Değişen varyans ve otokorelasyon sorunları nedeniyle, yatay kesit bağımlılığı altında da kullanılabilen "White Period" düzeltmesi modele uygulanmış ve sonuçlar Tablo 13'de gösterilmiştir.

Tablo 13: Tamsal İstatistikler

<u>Değişen Varyans</u>	<i>Test İst.</i>	<i>Olasılık</i>
LMh_sabit	526.82	0.00
<u>Otokorelasyon</u>		
LMp-ist.	534.24	0.00
LMp*-ist.	660.85	0.00
<u>Zaman-Kesit Etkileri</u>		
Durbin-Watson	0.485	0.00
Yatay Kesit F	509.64	0.00
Yatay Kesit Chi ²	4401.49	0.00
Periyot F	1007.64	0.00
Periyot Chi-square	3171.84	0.00
Yatay Kesit/Periyot F	593.32	0.00
Yatay Kesit/Periyot Chi ²	4773.38	0.00
<u>Bireysel Etkiler</u>		
Yatay Kesit-F	38.78	0.00
Yatay Kesit-Chi ²	1602.29	0.00

Tablo 13’de son olarak zaman ve kesit etkilerinin anlamlılığına bakılarak iki yönlü panel model test edilmiştir. Yatay kesit-F sonucuna göre 509.64 test istatistiği ile boş hipotez %1’de ret edilmektedir yani kesit etkisi varken zaman etkisi vardır. Periyot F testi 1007.64 test istatistiği ile yine boş hipotezi %1 önem seviyesinde ret etmekte ve zaman etkisi varken kesit etkisi vardır sonucuna ulaşmaktadır. Yatay kesit Periyot F 593.32 test istatistiği ile boş hipotezi istatistiksel olarak anlamlı şekilde ret ederek her iki etkinin birlikte var olduğunu ortaya koymaktadır.

Modele eklediğimiz bireysel etkiler (her ilin ihracat için β katsayıları) aşağıdaki tablo 9’da verilmektedir. Bu etkilerin anlamlılığı Tablo 8’de bireysel etkiler başlığı altındaki yatay kesit F ve Chi² testleri ile (sırasıyla 38.78 ve 1602.29) %1 anlamlılık düzeyinde bireysel etkilerin anlamlı olduğu söylenebilir.

Tablo 14: Bireysel Etkiler

İl Kodu	Bireysel Etki Değeri	İl Kodu	Bireysel Etki Değeri	İl Kodu	Bireysel Etki Değeri
1	0.003	28	-0.081	55	0.002
2	0.181	29	-0.016	56	-0.223
3	0.021	30	-0.203	57	-0.035
4	-0.342	31	-0.053	58	-0.020
5	0.012	32	0.060	59	0.251
6	0.310	33	0.050	60	-0.118

7	0.223	34	0.365	61	0.051
8	0.077	35	0.216	62	0.074
9	0.016	36	-0.174	63	-0.270
10	0.085	37	0.028	64	0.044
11	0.232	38	0.088	65	-0.294
12	-0.192	39	0.170	66	-0.085
13	-0.242	40	0.021	67	0.030
14	0.207	41	0.345	68	-0.040
15	0.104	42	0.025	69	-0.085
16	0.200	43	0.018	70	0.096
17	0.156	44	-0.084	71	0.023
18	0.010	45	0.104	72	-0.182
19	-0.038	46	-0.080	73	-0.202
20	0.114	47	-0.191	74	0.045
21	-0.177	48	0.171	75	-0.121
22	0.088	49	-0.215	76	-0.116
23	-0.045	50	-0.002	77	0.165
24	0.079	51	-0.041	78	0.031
25	-0.102	52	-0.103	79	-0.128
26	0.180	53	0.056	80	-0.100
27	-0.023	54	0.106	81	0.090

Bireysel etkilerin kişi başı gelirin yüksek olduğu batı illerinde pozitif beta katsayısına işaret ettiği, kişi başı gelirin düşük olduğu illerde ise daha çok negatif değer olduğu söylenebilir.

6. Sonuç ve Değerlendirme

İhracata dayalı ekonomik büyüme modeli çerçevesinde üretim ve elde edilen gelirin refah standardını olumlu etkilemesine yönelik öne sürülen görüşler ağırlıklı olarak Türkiye ekonomisi için de geçerlidir. İl düzeyinde gelir ve ihracat değişkenleri kullanılarak yapılan analizler sonucunda ortaya çıkan netice bu yaklaşımı doğrular görünmektedir. Türkiye’de 2004-2018 yılları arası verilerden hareketle 81 il düzeyi için yapılan bu çalışmada, ihracatın fert başı milli gelir düzeyini artırdığı ortaya konulmuştur. Bu sonuçlar ön kısımda kısa özeti verilmiş olan literatüre uygunluk göstermektedir. Bu çerçevede bakıldığında Türkiye ekonomisi için il düzeyinde ihracatın kişi başı gelir üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Veriler, ihracat değişkeninden gelire doğru uzun dönemli ve tutarlı bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Kısa dönemli makroekonomik istikrarsızlık sonucu ortaya çıkan dengesizliğin ortalama 4 dönem sonra yeniden dengeye uyarlandığı görülmektedir. Buna göre ihracattaki her %1’lik artış kişi başı geliri %0,41 arttırmaktadır. Bu katsayı istatistiksel olarak %10 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Türkiye ekonomisinde dış ticarete konu olan ürünler açısından detaylandırma yapıldığında imalat sanayi sektörünün önemi açıkça görülmektedir.

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

Bu durum bir anlamda Türkiye ekonomisinin reel sektör üretim gücünü ortaya koymaktadır. Diğer bir ifade ile petrol ve doğal gaz gibi yahut değerli madenler gibi spesifik ürünler kaynaklı ekonomik güçten ziyade üretim temelli bir ihracat yapısına sahip olan bir ekonomide istihdamdan dış açığa kadar makroekonomik büyüklükleri etkileyen bir üretim yapısının varlığı önemli görülmektedir. Eksik olan kısım ise ihracat birim değer endeksi verilerinden de teyit edileceği üzere katma değeri yüksek ve dış piyasada ikamesi az ve esneklik değeri düşük ürünlerin payının artırılması gerekliliğidir. Teknoloji ve ar-ge içerikli katma değerli ürünlerin ihracattaki konumunun güçlendirilmesi ile ihracata dayalı ekonomik büyüme ve refah artışı sağlanma imkanı daha fazla ön plana çıkabilecektir.

Kaynaklar

- Alhakimi, S.S. (2018). “Export and Economic Growth in Saudi Arabia: The Granger Causality Test,” *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, Vol:5, No:1, pp:29-35, ISSN(E) 2409-2622 / ISSN(P)2518-010X DOI: 10.20448/journal.501.2018.51.29.35.
- Altınar, A. ve V.Yavuz (2019). “BRICS-T Ülkelerinde İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Bootstrap Panel Nedensellik Analizi,” *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, C:12, S:65, Doi: <http://dx.doi.org/10.17719/jisr.2019.3505>.
- Ataç, A. (2017). “Ekonomik Büyüme-İhracat İlişkisi: 2001-2016 Türkiye Örneği,” *Social Sciences Research Journal*, Vol:6, Issue: 4, December 2017, ISSN: 214785237.
- Awokuse, T.O. (2008). “Trade Openness and Economic Growth: Is Growth Export-led or Import-led?” *Applied Economics*, No:40, pp:161-173, DOI: 10.1080/00036840600749490.
- Bai, J. and Ng, S. (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177
- Belke, A. & F. Dobnik & C. Dreger (2011), “Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Co-Integration Relationship”, *Energy Economics*, 33, 782-789
- Bilman, A. S. (2014). “Ticari Açıklık Büyüme Etkileşimi: Panel Veri Analizi ve Ülkelerarası Karşılaştırma (Interaction between Trade Openness and Growth: Panel Data Analysis and Comparison between Countries),” *Doctoral Thesis, Dokuz Eylül University, Department of Economics, İzmir.*
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980) ‘The Lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics’, *Review of Economic Studies*, 47 (1): 239-253.
- Canning, D., Pedroni, P. (2008) ‘Infrastructure, long-run economic growth and causality tests for cointegrated panels’, *The Manchester School*, 76 (2): 504-527.
- Choi, I. (2001) ‘Unit root tests for panel data’, *Journal of International Money and Finance*, 2001, vol. 20, issue 2, 249-272.

- Çamurdan, B.(2013). “Türkiye’de 1999-2013 Dönemi İçin İthalat, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi,” E-Journal of New World Sciences Academy, 3C0117, 8, (4), pp: 183-195, <http://dx.doi.org/10.12739/NWSA.2013.8.4.3C0117>.
- Çelik, C. ve Kıral G. (2018). “Panel Veri Analizi Ve Kümeleme Yöntemi İle Türkiye’de Konut Talebinin İncelenmesi,” Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt: 32 2018 Sayı: 4, ss: 1009-1026.
- De Hoyos, R.E., Sarafidis, Y. (2006) ‘Testing for cross-sectional dependence in panel-data models’, Stata Journal, 6: 482–496.
- Dimitrescu, E. I., Hurlin, C. (2012) ‘Testing for granger non - causality in heterogeneous panels’, Economic Modelling, 29(4): 1450–1460.
- Engeloğlu, Ö, Meral, İ. G. ve Genc K. (2015). Türkiye İçin Yapılan Nedensellik Uygulamaları Üzerine Literatür Araştırması. Social Sciences Research Journal, Volume 4, Issue 2, 142-154 (June 2015), ISSN: 2147-5237
- Engle, R.F., Granger, C.W J. (1987) ‘Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. Econometrica. 251–276.
- Erlat, H. (2015). Panel Data: A Selective Survey, Department of Economics, Third Revision, June-July 2015, Middle East Technical University, 06800 Ankara.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, 37 (3), 424-438.
- Gujarati, D. (2004) ‘Basic Econometrics’, Fourth Edition, The Mc. Grow Hill Co. 2004.
- Herrerias, M.J. ve Vicente Orts (2010). “Is the Export-led Growth Hypothesis Enough to Account for China’s Growth,” China and World Economy, Vol:18, No:4, pp:34-51, doi.org/10.1111/j.1749-124X.2010.01203.x.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., Rosen, H.S. (1988) ‘Estimating vector auto regressions panel data’, Econometrica, 56 (6): 1371-1395.
- Hüseyini, İ. ve E.Çakmak (2016). “Türkiye’de İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünlük ve Nedensellik Analizi,” Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, C:30, S:4, pp:831-844.
- İlgün, M. F. (2016) ‘Mali Sürdürülebilirlik: Oecd Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi’, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi Arşiv Cilt 30, Sayı 1.
- Kristjanpoller, R.W. ve J.E.Olson (2014) Economic Growth in Latin American Countries: Is It Based on Export-Led or Import-Led Growth?,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(sup1), 6–20.doi:10.2753/ree1540-496x5001s101.
- Matyas, L. and Sevestre, P. (1996). ‘The Econometrics of Panel Data’, Kluwer Academic Publishers, ISBN 978-94-009-0137-7
- Narayan, P.K., Smyth, R. (2009) ‘Multivariate Granger causality between electricity consumption, exports and gdp: evidence from a panel of Middle Eastern countries’, Energy Policy, 37(1): 229–236.
- Nguyen, Nhung Thi Kim (2017), “The Long Run and Short Run Impacts of Foreign Direct Investment and Export on Economic Growth of Vietnam,” Asian

Türkiye’de 81 İl Bazında İhracat Performansı Ve Gelir Düzeyi İlişkisi: Panel Veri...

- Economic and Financial Review, Vol. 7, No. 5, 519-527, DOI: 10.18488/journal.aefr.2017.75.519.527.
- Özcan, C.C., İ.Özmen ve G. Özcan ((2018). “Ticari Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri,” Selçuk Üniversitesi SBE Dergisi, S:40, pp:60-73.
- Özpolat, A. (2019). “Gelecek-11 Ülkelerinde İhracat ve Büyüme İlişkisi: Bootstrap Granger Nedensellik Analizi,” Journal of Yasar University, 14/56, pp:522-535.
- Pesaran, M. H. (2004) ‘General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels’ June 2004. CWPE 0435. Retrieved from <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>.
- Peseran, M. H. (2006) ‘Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error’, *Econometrica*. 74(4): 967-1012.
- Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2008) ‘Testing slope homogeneity in large panels’, *Journal of Econometrics*, 142 (2008): 50–93.
- Raj, S.K, ve P.P.Chand (2017). “Analysis of Fiji’s Export and Its Impact on Economic Growth,” *International Journal of Business and Social Research*, Vol:7, Issue:3, pp:1-14, ISSN 2164-2540 (Print), ISSN 2164-2559 (Online).
- Reppas, P. ve D.K. Christopoulos (2005), “The Export Output Growth Nexus: Evidence from African and Asian Countries,” *Journal of Policy Modeling*, 27 (2005), pp:929-940, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.06.007>.
- Ridzuan, A.R., A.H.Mohd Noor ve E.M.Ahmed (2016), “ASEAN4 Prospective of Export-led Economic Growth,” *E3 Journal of Business Management and Economics*, Vol. 7(1). Pp:001-012 January, 2016, <http://www.e3journals.org> ISSN 2141-7482.
- Satrovic, Elma (2018). “Economic Output and High-Technology Export: Panel Causality Analysis,” *International Journal of Economic Studies*, September 2018, Vol:4, Issue:3,pp:55-63, e-ISSN: 2149-8377 p-ISSN: 2528-9942.
- Schmidt, P. and Phillips, P.C.B. (1992) ‘LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 257-287.
- Sevüktekin, M. (1989), “Ekonometrik Araştırmalarda Verilerin Kullanılması”, *Uludağ Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi, Dergisi*, 10(1-2), S. 117-127.
- Shibamoto, M. and Tsutsui, Y (2014). Note on the Interpretation of Convergence Speed in the Dynamic Panel Model. *Applied Economics Letters* 21(8):533-535
- Taştan, H. (2010). “Türkiye’de İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme arasındaki Nedensellik İlişkilerinin Spektral Analizi,” *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, C:2, S:1, pp:87-98, 2010 ISSN: 1309-8020.
- Turan, Z. (2018). Türkiye’de Tarımsal Mal Ticaretinin Ve Hayvancılığın Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi (1990-2014). *International Journal Of Disciplines Economics and Administrative Sciences Studies*. ISSN: 2587-2168. Cilt:4, Sayı:8, ss.200-209.

- Tüzüntürk, S. (2007) ‘Panel Veri Modellerinin Tahmininde Parametre Heterojenliğinin Önemi: Geleneksel Phillips Eğrisi Üzerine Bir Uygulama’, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi Arşiv Cilt 21, Sayı 2.
- Valeriani, D., D.Y.Dalimunthe, A.Wulandari ve M.F.Ashar (2019), Vector Auto Regression Analysis between Export, Economic Growth and Job Opportunity in Bangka Belitung Islands Province,” Humanities & Social Sciences Reviews e-ISSN:2395-6518, Vol:7, No:4, pp:677-684 <https://doi.org/10.18510/hssr.2019.7487>.
- Westerlund, J. (2007). ‘Testing for Error Correction in Panel Data’. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69, 6 (2007) 0305-9049.
- Westerlund, J. and D. L. Edgerton (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 70(5), 665–704.
- Wooldridge, J.M. (2002). Introductory Econometrics A Modern Approach, 2nd. edition, 2002, Thomson Learning.
- Yapraklı, S. (20027). “İhracat ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz,” ODTÜ Gelişme Dergisi, 34 (Haziran), pp:97-112.
- Yardımcıoğlu, F. ve A.Gülmez (2013). “Türk Cumhuriyetlerinde İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Eşbütünleşme ve Panel Nedensellik Analizi,” Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Dergisi, C:8, S:1, pp:145-161.