

İHRACATA DAYALI-BÜYÜME HİPOTEZİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ VERİLERİ İLE ANALİZİ, 1960-2002

Muammer ŞİMŞEK^(*)

ÖZET

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi, uygulamalı iktisatta önemli bir araştırma konusudur. Bu çalışma; Türkiye Ekonomisinde çıktının büyümesi ile ihracatın büyümesi arasındaki nedensel ilişkiyi, bir koentegrasyon prosedürü, hata düzeltme modeli ve Granger nedenselliği tekniklerini kullanarak araştırmaktadır. Sonuçların sağlamlığını araştırmak için, dürtü tepki fonksiyonlarına dayalı bir duyarlılık analizi yapılmaktadır. Ampirik bulgulara göre uzun dönemde, çıktının büyümesinden ihracatın büyümesine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Sonuç olarak tahmin prosedürü, Türkiye örneğinde İDBH nin geçerli olmadığını gösteren sağlam sonuçlar ortaya koymaktadır.

Anahtar kelimeler: İhracat, ekonomik büyüme, koentegrasyon, nedensellik, hata düzeltme modeli.

1. Giriş

Bir ekonominin en önemli sorunlarından birisi, ekonomik büyüme oranının nasıl artırılabiliridir. Bu sorunun çözümünde en önemli yollardan birisi de, ihracatı artırmaktır. Çünkü ihracattaki artış ekonomideki mal ve hizmetlerin üretimini de artırmaktadır. İhracat artışının, üretimin büyümesini pozitif olarak etkilediğine ilişkin düşünce literatürde, İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi (İDBH) olarak isimlendirilmektedir. İhracatın ekonomik büyüme üzerindeki bazı önemli etkileri şöyle özetlenebilir:

Birincisi, ihracat rekabeti artırır. Uluslar arası piyasalara girişte artan rekabet; önemli gelişmiş kaynak tahsisi, teknik bilginin yayılması, daha iyi yönetim ve daha büyük boyutlu girişimciliğin getirdiği güven ve ihracat dışı sektörlere dışsallıklar sağlayan, yani yeni teknolojilerin yayılmasına (spill over) imkan veren etkilerle ekonomideki genel verimlilik düzeyini yükselterek özellikle yüksek nitelik kazandıran yeni becerilerin elde edilmesine ve etkili bir fiyat mekanizmasının oluşumuna katkı sağlamaktadır.

^(*)Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O. Öğretim üyesi,
msimsek@cumhuriyet.edu.tr, Tlf: 0 346 219 14 03.

İkincisi, dış ticaret verimlilik artışının yanısıra yeni teknolojilerin elde edilmesini (teknoloji ithali) ve yayılmasını sağlayarak ekonomik büyüme oranını da artırmaktadır. (Grosman, 1991; Rivera-Batiz and Romer, 1991; Young, 1991).

Üçüncüsü, ihracat rekabet avantajlarından yararlanma imkanları sağlar. Ayrıca içeride ve dışarıda çeşitli yeni fırsatlar ortaya çıkarır. İşgücü maliyetlerinin düşürülmesi, yerli mallara dış talebin artması, bunun yeni yatırımları uyarması, böylece bu sektörlerde daha çok yatırımların yapılması, uzmanlaşma, karşılaştırmalı üstünlüklerden yararlanma bu fırsatlara verilebilecek bazı örneklerdir.

Dördüncü olarak, iç pazarı dar olan ekonomiler ancak ihracat yoluyla ekonomik ölçekte üretim yapma imkanlarını elde ederler.

Beşincisi, ihracatın promosyonu döviz girdilerini artırarak dış ödemelerdeki döviz baskısını azaltır. Böylece mal ve hizmet ithalatının da artmasına imkan sağlar. İhracat artışı, aynı zamanda çeşitli girdiler ve sermaye malları gibi ülkede bulunmayan, yerli üretimi artırmada önemli rol oynayan ithalat kapasitesini genişleterek ekonomik büyümede itici rol oynamaktadır.

Bununla birlikte bazı yazarlar, özellikle yakın zamanlarda Rodriguez and Rodrik, (2000) ticaret politikalarının ticaret hacmini etkilemesinin güçlü nedenleri olduğunu, ancak ihracatın ekonomik büyümeyi etkilemesi için güçlü bir neden bulunmadığını belirtmektedir.

İDBH, farklı sonuçlar ortaya koyan çok sayıda ampirik çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmaları üç grupta toplamak mümkündür. Bunlardan birincisi, İDBH ni destekleyen çalışmalardır: Bu çalışmalardan başlıcaları şöyle sıralanabilir: Tyler (1981), Kavoussi (1984), Rivera-Batiz and Romer (1991), Grossman (1991), Bahmani-Oskooee and Alse (1993), Sengupta and Espana (1994), Kwan and Kwok (1995), Doraisami (1996), Bahmani-Oskooee and Niroomand (1999).

İkinci olarak, İDBH ni desteklemeyen çalışmalardır: Akbar and Naqvi (2000), Ahmed et al.(2000), Panas and Vamvoukas (2002). Bu çalışma da bu grupta yer almaktadır.

Üçüncüsü, karma sonuçlar ortaya koyan çalışmalardır: Bu çalışmalar, genellikle kesit araştırması çalışmalardır. Bunlardan ihracatın ekonomik büyümeyi hem desteklediği ve hem de desteklemediği yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Ayrıca zaman serilerine dayalı çalışmalarda da yine farklı modellerden yola çıkarak farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Bunların başlıcaları şunlardır: Jung and Marshall (1985), Hsiao (1987), Moschos (1989), Young

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

(1991), Bahmani-Oskooee et al. (1991), Ghartey (1993), Sharma and Dhakal (1994), Kwan et al. (1996), Henriques and Sadorsky (1996), Ahmed and Harnhirun (1996), Xu (1996), Kwan and Cotsomitis (1996), Shan and Sun (1998), Ahmed et al. (2000), El-Sakka and Al-Mutairi (2000), Chandra (2001-2002).

Bu konuda Türkiye ile ilgili başlıca çalışmalar da şöyle sıralanabilir: Bahmani-Oskooee and Domac (1995); 1923-1990 dönemini kapsayan, koentegrasyon ve hata düzeltme modelinin kullanıldığı çalışmalarında ihracatla ekonomik büyüme arasında bir uzun dönem ilişkisinin mevcut olduğunu ve hata düzeltme modelinin de bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisini ortaya koyduğunu belirtmektedir. Yiğidim ve Köse (1997); 1980-1996 dönemini kapsayan ve Granger nedensellik testine dayalı analizlerinde, İDBH ni desteklemeyen sonuçlar elde etmişlerdir. Özmen ve Furtun (1998); 1970 sonrası mevsimlik verilere dayalı olan ve Johansen'nin koentegrasyon tekniği ile yapılan çalışmadan, İDBH ni desteklemeyen sonuçlar elde etmişlerdir.

Bu çalışmanın amacı; ilk olarak İDBH ni Türkiye Ekonomisi verilerini kullanarak bir VAR prosedürü vasıtasıyla incelemek ve sonuçların sağlamlığını bir duyarlılık analizi ile ortaya koymaktır. İkinci olarak da, kısa ve uzun dönem dinamiklerini kapsayan modeller oluşturarak, ihracatla üretim (çıktı) arasındaki nedensellik bağlantısını tahmin etmektir.

Çalışmanın planı şöyle düşünülmüştür: İzleyen kısımda kullanılan verilerle, ekonometrik analiz yöntemi ele alınmaktadır. Analizden elde edilen bulgular verilmektedir. Üçüncü kısımda da çalışma sonuçlandırılmaktadır.

2. Veriler, Yöntem ve Sonuçlar

Çalışmada kullanılan değişkenler, 1960-2002 dönemini kapsamaktadır. Tanımları ve kaynakları şöyledir:

Y; çıktının bir ikamesi olarak reel GSMH ı göstermektedir. DPT verilerinden elde edilmiştir. Diğer değişkenle (X) uyum sağlamak için yıllık ortalama kur kullanılarak ABD dolarına çevrilmiş ve ABD doları cinsinden deflatörle de reel hale dönüştürülmüştür. Deflatör, Dünya Bankası kaynaklarından alınmıştır.

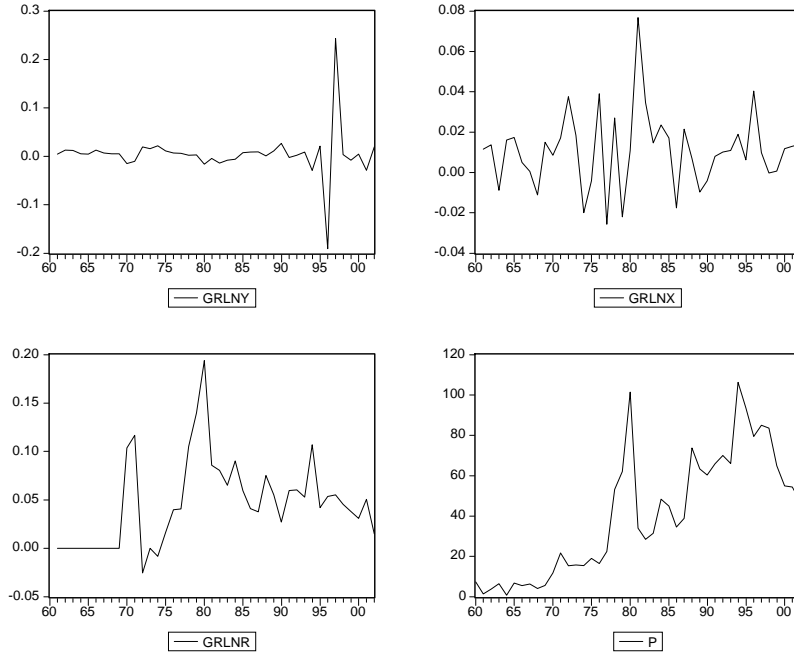
X; reel ihracatı göstermektedir. İhracat fiyat endeksi ile deflate edilmiştir. İhracat rakamları, DPT ve ihracat fiyat endeksi de, DPT ve Dünya Bankası kaynaklarından elde edilmiştir.

R; TL karşılığı ABD doları olarak nominal efektif döviz kurunu göstermektedir. DPT kaynaklarından elde edilmiştir.

Muammer ŞİMŞEK

P; fiyat artış yüzdesini temsil etmektedir. DİE ve Hazine kaynaklarından elde edilmiştir.

P nin dışındaki diğer seriler, önce logaritmik değerlere dönüştürülmüş ve sonra da büyüme oranları hesaplanmıştır. Kullanılan serilerin grafikleri Şekil 1 de görülmektedir.



Şekil 1. Serilerin Grafikleri

Marshall ve Jung (1985), nominal ihracat serilerini reel ihracata dönüştürmek için, ihracat fiyat endekslerini kullanmışlardır. İhracat fiyat endekslerinin bulunamadığı durumlarda onun yerine, tüketici fiyat endeksleri (TÜFE) kullanılmaktadır. Ancak her ikisinin kullanılmasında da bazı sorunlar ortaya çıkmaktadır. TÜFE, dış ticaret hadlerindeki değişimleri yansıtmakta yetersiz kalmaktadır. Jung ve Marshall; ihracat serileri TÜFE ile deflate edildiğinde ihracat promosyon stratejisinin çok az lehine olan sonuçlar elde edildiğini belirtiyorlar. İhracat fiyat endeksi de, ekseriya sabit bir sepetten oluşan bir fiyat endeksi olmadığı, yani kompozisyonu değişen bir birim değer endeksi olduğu için fiyat değişimlerini yeterince yansıtmamaktadır.

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

Bu çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem, dört aşamadan oluşmaktadır: İlk aşamada, zaman serilerinin özellikleri unit root testleriyle belirlenmektedir. İkinci aşamada, zaman serileri arasındaki koentegrasyonun yani uzun dönem ilişkisinin varlığı, Johansen'in (1991) yaklaşımı kullanılarak araştırılmaktadır. Üçüncü aşamada, X ve Y arasındaki Granger nedensellik ilişkisini belirlemek için bir hata düzeltme modeli (ECM) uygulanmaktadır. Son aşamada, Granger nedenselliği sonuçlarının sağlamlığı, bir duyarlılık analizi (impulse response) vasıtasıyla incelenmektedir. Şimdi önce yukarıda belirtilen ve dört aşamadan oluşan prosedürleri inceleyelim:

Unit root testleri:

İhracatın büyümesi ile çıktının büyümesi arasındaki nedenselliğin testinde uygun bir yöntemin seçimi için, orijinal ihracat ve çıktı serilerinin koentegrasyon özelliklerinin belirlenmesi gerekir.

Koentegrasyon, durağan olmayan zaman serileri arasındaki ilişkiyi analiz etmek için geliştirilmiş bir konsepttir. Bu konsept; tek başına durağan olmayan, ancak lineer kombinasyonu durağan olan zaman serilerini ele almaktadır. Bu nedenle koentegrasyon mantığının arka planındaki esas düşünce, tek başına durağan olmayan zaman serilerinin bir lineer kombinasyonunun durumunu araştırmaktır.

Koentegrasyon testleri üzerine yapılan araştırmalar, iki ana yola ayrılmaktadır: Birincisi, koentegrasyon regresyonundan elde edilen kalıntılara dayanan testlerdir (Engle-Granger, 1987). İkincisi, vektör auto regresyona (VAR) dayalı testlerdir (Johansen 1988 ile Johansen and Juselius 1990).

Bu çerçevede entegrasyon için veya bir unit root için en çok kullanılan test; Augmented Dickey-Fuller (ADF) testidir. Ayrıca, ADF ye alternatif olan ve daha sağlam sonuçlar veren bir test de, Phillips ve Perron (1988) tarafından gerçekleştirilen testtir. Phillips ve Perron (PP), bir zaman serisindeki daha yüksek dereceden bir seri korelasyonunun varlığını belirlemek için önerilmektedir. PP testleri, aşağıdaki regresyonun hesaplanmasıyla yapılmaktadır:

$$\Delta Y_t = a + cY_{t-1} + d_1\Delta Y_{t-1} + d_2\Delta Y_{t-2} + \dots + d_{p-1}\Delta Y_{t-p-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki eşitlikte yer alan terimlerden;

ΔY ; Y serisinin ilk farkını,

a, c, d_1, d_2, \dots, d_{p-1} ; parametreleri,

t; zamanı, p; parametre sayısını ifade eden alt indisi ve

ε_t ; hata terimini göstermektedir.

Sıfır hipotezi; serinin durağan olmadığı varsayımına dayanırken, buna karşılık alternatif hipotez, serinin durağan olduğu düşüncesini ifade etmektedir. Sıfır ve alternatif hipotezler;

$$H_0 : C = 0 \text{ ve } H_1 : C \neq 0 \text{ dir.}$$

Burada önce; 1 numaralı eşitlikteki ilk fark terimlerinin gecikme sayısı belirlenmektedir. PP unit root testi; t deki herhangi bir seri korelasyonu belirlemek için “c” nin katsayısının t istatistiğine parametrik olmayan bir düzeltme yapmaktadır. Heteroscedasticity ve seri korelasyonu düzeltmek için Newey-West (1987:703-708) düzeltmesi kullanılmaktadır. PP unit root testinde; Newey-West düzeltmesi için; Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak truncation gecikme değeri (p) belirlenmektedir. AIC yi minimize eden gecikme değeri, çalışmada kullanılan serilerin uygun gecikme değeri olarak kabul edilmektedir.

İlk aşamada, durağan olup olmadıklarını belirlemek için kullanılan bütün değişkenler ve onların ilk farkları test edildi. Bir modeldeki değişkenler eğer durağan değillerse, o zaman bu değişkenlerin hangi derecede durağan oldukları belirlenmektedir. Bu işlem ADF testleri kullanılarak yapılmaktadır. ADF test istatistikleri bu çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök taşıdığını, ancak onların ilk farklarının; biri dışında kritik değerlerin oldukça altında olduğunu göstermektedir. Yani R dışındaki bütün değişkenlerin, ilk farkları I (1) dir. Sonuçlar Tablo 1 de yer almaktadır

Tablo 1. Serilerin ADF ve PP Unit Root Testi

Değişkenler	ADF Değerleri (k=1)		Phillips-Perron Değerleri (k=1)	
	Normal	İlk fark	Normal	İlk fark
Y	-2.59	-6.50	-3.55	-11.23
X	.29	-4.72	.30	-6.25
R	1.93	-1.90	4.99	-2.61***
P	-1.79	-5.39	-1.89	-7.56

***; % 10 anlam düzeyini göstermektedir. R dışındaki serilerin tamamının ilk farkları %1 anlam düzeyindedir.

Sonuçların sağlamlığı araştırılırken; serilerin durağan olmadığını varsayan hipotez test edilmektedir. Bunun için tahmin prosedürüne; önce bir sabite ve bir zaman trendi dahil edilerek, sonra da sabite ile zaman trendinin olmadığı varsayılarak işlem tamamlanmaktadır. Her iki durumda da, PP unit root testinin sonuçları, dört değişkenin her birinin ‘düzey’ de durağan

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

olmadıklarını, fakat ilk farkta durağan olduklarını göstermektedir. Yani dört değişkenin hepsinin de ilk farkları durağandır, I (1).

Değişkenlerin durağanlık derecesinin belirlenmesinden sonra sıra, onların birbirleriyle koentegre olup olmadıklarının belirlenmesine gelmektedir. Bu işlem aşağıdaki koentegrasyon eşitliklerini OLS ile tahmin ederek ve onların kalıntılarının (residüaller) durağan olup olmadıkları belirleyerek yapılmaktadır.

$$Y_t = a + bX_t + u_t \quad (2)$$

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + u_{1t} \quad (3)$$

Y ve X in her ikisinin de I(1) olması durumunda, bu değişkenlerin koentegre olabilmeleri için, u_t ve u_{1t} nin I(0) olması gerekir. Bunun için kalıntılardan elde edilen hata teriminin Eviews programında level-none seçeneklerinde I(0) olması aranır. Daha sonra bu işlem diğer değişkenler için de tekrarlanır. Yani R ve P değişkenlerinin de önce durağanlıkları belirlenir. Eğer bu değişkenlerin her ikisi de I(1) ise, o zaman bu değişkenlerin bağımlı değişken Y ile koentegre olup olmadıkları, kalıntılardan elde edilen hata terimleri ile belirlenmektedir.

Bahmani-Oskooee and Alse (1993); eğer değişkenler koentegre olmazlarsa, o zaman bu değişkenlerin arasındaki nedenselliğin yönünün belirlenmesinde bir ECM nin kullanılmasının mümkün olmadığını belirtiyorlar. Bu durumda standard Granger prosedürü kullanılmaktadır. Ancak, eğer değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi varsa, o zaman bir koentegrasyon prosedürünü ve ECM nin kullanılmasını daha kapsamlı bir yaklaşım olduğu için tavsiye ediyorlar. Bu çalışmadaki bulgular, Y ve X arasında bir koentegrasyonun (uzun dönem ilişkisinin) bulunduğunu göstermektedir. Bu nedenle nedenselliğin yönünün belirlenmesinde bir ECM yaklaşımı kullanılmaktadır.

Koentegrasyon testi:

Aşağıdaki VAR modelini ele alalım:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_k Y_{t-k} + \mu + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Yukarıdaki eşitlikte yer alan değişkenler şunları göstermektedir:

Y_t , sistem değişkenlerini kapsayan bir vektör,

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k$ parametreler,

μ , VAR modelinin deterministik elemanı,

u_t , tesadüfi hata vektörüdür, iid(0, Ω).

Muammer ŞİMŞEK

Y, X, R ve P değişkenleri, I(1) dir. Koentegrasyon düşüncesi, bu değişkenlerin arasındaki uzun dönem denge ilişkisini gösteren bir birliktelik ihtimalini incelemektedir.

5 numaralı eşitlik aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k-1} + \Pi X_{t-k} + \mu + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitlikte yer alan değişkenler;

ΔY_t , ilk farktaki değişkenlerin vektörüdür,

Γ , tahmin edilebilir parametreler,

Δ , ilk fark terimi,

Π , uzun dönem parametre matrisi,

μ ve u_t , biraz önce tanımlanan anlamı ifade etmektedir.

r koentegre vektör olduğunu varsayarak, Π ; r ranka sahip olsun ve $\Pi = ab'$ ile ifade edilsin. a matrisi, vektör hata düzeltme parametresi olarak koentegrasyon (uzun dönem) ilişkisinin gücünü ölçen ayarlama katsayılarını, b de koentegre vektörleri temsil etmektedir.

Johansen'in koentegrasyon stratejisi; koentegrasyonun r rankını test eden bir maksimum likelihood tekniği kullanarak modelin durağan olmayan değişkenleri arasındaki koentegre vektörleri ve bu koentegre vektörlerin b parametrelerini tahmin etmeye yardım etmektedir.

Koentegrasyon analizi 1960-2002 dönemine ilişkin verileri kullanarak; Y, X, R ve P arasında uygulanmaktadır. Koentegrasyon prosedürü, her modelde farklı gecikmelerle uygulanmaktadır. Optimal gecikme sayısını belirlemek için AIC kullanılmıştır. Likelihood Ratio (LR) testlerinin sonuçları, bir uzun dönem ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini, yani çıktı (GSMH) ile ihracat arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunduğunu göstermektedir.

Çok Değişkenli Granger Nedensellik Testleri:

Çalışmada kullanılan değişkenlerin birbirleriyle koentegre olup olmadıkları belirlendikten sonra sıra, bir değişkenin diğeri ile nedensellik ilişkisinin belirlenmesine gelir.

Daha önce de belirtildiği gibi eğer değişkenler koentegre olmuyorsa, nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için standard Granger veya Sims testleri kullanılmaktadır. Ancak, eğer değişkenler koentegre oluyorsa, o zaman nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için bir hata düzeltme modeli (ECM)

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

kullanılmaktadır. Çünkü standard Granger veya Sims yöntemleri, ilgili değişkenlerin koentegre olup olmadıkları konusunda bizi yanıltabilir. Bunun nedeni, standard Granger veya Sims testlerinin hata düzeltme terimi içermemesidir.

Tablo 2. Johansen Koentegrasyon Testi

Sıfır Hipotezi	Test İstatistikleri	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
Ho:	(LR)		
<u>Dörtlü model:</u>			
<u>Gecikme (1 6)</u>			
r = 0	139.4**	54.6	61.2
r ≤ 1	48.6**	34.5	40.4
r ≤ 2	13.3	18.1	23.4
r ≤ 3	1.5	3.7	6.4
<u>Üçlü model:</u>			
<u>Gecikme (1 8)</u>			
r = 0	333.7**	34.5	40.4
r ≤ 1	53.1**	18.7	23.4
r ≤ 2	20.2**	3.7	6.4
<u>İkili model:</u>			
<u>Gecikme (1 11)</u>			
r = 0	37.4**	15.4	20.0
r ≤ 1	11.0**	3.7	6.6

Hipotezin, ** %1 anlam düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 3. Koentegre Vektörler

Değişkenler	X	R	P	C	Trend
Tahmin Edilen Parametreler:					
<u>Dörtlü model:</u>	.439 (.078)	.073 (.022)	-.0003 (5.800)	-.154	.00008
<u>Üçlü model:</u>	.408 (.002)	-.018 (.0006)		-.007	2.280
<u>İkili model:</u>	.348 (.223)			-.0001	

Not: Bağımlı değişken, Y dir.

Bu çalışmada kullanılan; reel ihracat, reel GSMH, nominal efektif döviz kuru ve fiyat artışları değişkenleri birbirleriyle koentegre olabilmektedir. Yani bu değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için bir ECM kullanılmaktadır. Granger Teorisinin mantığına dayanarak Y ve X değişkenleri arasındaki hata düzeltme terimlerini de içeren nedensel bağlantı modeli aşağıdaki ECM şeklinde gösterilmektedir:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta Y_{t-i} + \lambda D_{t-1} + u_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta X_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{2i} \Delta Y_{t-i} + \delta E_{t-1} + u_{2t} \quad (7)$$

Yukarıdaki eşitliklerde yer alan terimlerden;

D_{t-1} ve E_{t-1} ; hata düzeltme terimleridir. λ ve δ ; ΔY_t ve ΔX_t nin uzun dönem ilişkisini gösteren hata düzeltme terimlerinin katsayılarıdır. ΔY_{t-i} ve ΔX_{t-i} , sistemin kısa dönem dinamiklerini göstermesi beklenen terimlerdir. Katsayılar da kısa dönem ilişkilerini yansıtmaktadır. Δ , ilk fark terimidir. t , zamanı temsil etmektedir. u_{1t} ve u_{2t} ; ise seri korelasyonu olmayan hata terimleridir.

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

Yukarıdaki analizde; kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkilerinin arasındaki farkı birbirinden ayırmak önemlidir. Jones ve Joulfaian (1991); bağımsız değişkenlerdeki farklı gecikme değerlerinin kısa dönem nedensel etkileri temsil ettiğini; hata düzeltme terimlerinin ise, uzun dönem etkisini temsil ettiğini belirtiyorlar. Bahmani-Oskooee ve Alse (1993) ile Doraisami (1996), kendi ampirik çalışmalarında aynı yorumu yapmışlardır.

Yukarıdaki eşitliklerin temsil ettiği otoregresif modellerde; eşitliğin sağ tarafında birden fazla gecikme sayısı bulunabilir. Bu nedenle her değişkenin optimum gecikme sayısının seçiminde uygun bir yol izlenmelidir. Gecikme sayısının belirlenmesinde bir çok yöntem kullanılmaktadır:

Engle-Granger (1987) bu amaçla, “basitten genele” yöntemini geliştirmişlerdir. Bu yöntemde işe, az sayıda gecikme ile başlanmakta, sonra gecikme sayısı artırılarak devam edilmektedir. Bu yöntemin avantajı basitliğidir. Çalışmada çok fazla sayıda gecikme arzu edilmez. Çünkü çok sayıda gecikme değerinin olması, modeldeki örnekleme hacmini azaltırken, parametre sayısının aşırılaşmasına yol açabilir. Bu da hareket serbestisini azaltacaktır.

Hendry, (1993) nin “genelden özele” yönteminde, tahmin edilen eşitlikte otoregresyon olmadığını garantilemek için, eşitliğin sağ tarafında yeterli sayıda gecikme alınmakta ve sonra araştırmaya devam edilmektedir.

Bir yol da; Hsiao (1987), Bahmani-Oskooee et al. (1991) ve Love (1994) tarafından kullanılan yöntemdir. Bu yöntemde optimum gecikme sayısını belirlemek için, FPE (final prediction error) kriteri kullanılmaktadır. Bu çalışmada da gecikme sayısını belirlemek için bu yöntem kullanılmıştır. Yani, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Kriteri (SC) değerlerini minimize eden gecikme rakamı, optimal gecikme değeri olarak alınmıştır.

Kısa ve uzun dönem dinamikleri bakımından, Y ve X i etkileyen diğer değişkenler de 6 ve 7 nolu ECM eşitliklerine dahil edilebilir. Bu değişkenler, Y ve X arasındaki nedensellik ilişkisini etkilemesi beklenen R ve P dir. Bu nedenle, ECM modelini tamamlamak için Y ve X serilerinin tahmin sürecine R ve P dahil edilirse;

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{4i} \Delta P_{t-i} + \lambda D_{t-1} + u_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta X_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{4i} \Delta P_{t-i} + \delta E_{t-1} + u_{2t} \quad (9)$$

elde edilir.

Dt-1 ve Et-1 terimleri; koentegrasyon regresyonundan kalan bozucu terimlerin ilk gecikme değerlerinden elde edilmiştir. Bu terimlerin durağan olması gerekir. Yukarıdaki eşitliklere hata düzeltme terimlerinin eklenmesiyle, nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde ilave bir imkan daha elde edilmiş olmaktadır.

Y ve X koentegre oldukları için Granger Teorisine göre; bu değişkenler (Y, X) arasında en az tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin bulunması

gerekir. Örneğin, 8 numaralı gelir eşitliğindeki; katsayılar gurubu ($\sum_{i=1}^n a_{1i}$)

birlikte anlamlı ise veya hata düzeltme teriminin katsayısı, λ istatistiki olarak anlamlı ise; X den Y ye nedensellik olmadığını kabul eden sıfır hipotezi reddedilir. Nedensellik ilişkisi; sadece a_i lerin anlamlı olması durumunda değil, aynı zamanda λ nın anlamlı olması durumunda da mevcuttur. Yani X, Y nin Granger nedenidir. Böylece ECM leri iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlerken; sadece bağımsız değişkenin katsayısını değil, aynı zamanda hata düzeltme teriminin katsayısını da hesaba katmaktadır. Yukarıda belirtilen örnek tekrar ele alınırsa; a_i lerin toplu halde değerinin anlamlı olmaması durumunda eğer hata düzeltme teriminin katsayısı (λ) anlamlı ise; bu durumda yine X, Y nin Granger nedenidir.

Bir başka anlatımla 8 numaralı eşitlikte eğer $a_{1i} = 0$ (yani a_1 katsayısının bütün i ler için sıfır olması) istatistiksel olarak anlamlı ise, o zaman ihracatın ekonomik büyümenin Granger nedeni olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilir.¹ Bu da, ihracatla ekonomik büyüme arasında bir nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelir. Benzer şekilde eğer $b_{2i} = 0$ (yani b_2 katsayısının bütün i ler için sıfır olması) istatistiksel olarak anlamlı ise, o zaman yine ekonomik büyümenin, ihracatın Granger nedeni olmadığını varsayan sıfır hipotezi reddedilir.

8 ve 9 numaralı eşitlikler OLS ile tahmin edilmektedir. Bu amaçla iki değişkenli ECM den; dört değişkenli ECM ye doğru giderek nedensel bağlantılar test edilmiştir. Bağımsız değişkenlerin her birinin katsayılarının topluca anlamlı olup olmadıklarını, yani bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için Wald F testleri kullanılmıştır.

¹ Wald F testi, gecikme değerlerinin anlamını toplu olarak test etmekte kullanılmıştır.

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

Katsayıların anlamı, Wald F testleri ile aşağıdaki istatistiksel prosedüre göre belirlenmiştir. Sonuçlar parantez içinde verilmiştir.

a. Eğer $a_{1i} = 0$ anlamlı değilse, yani sıfır hipotezi reddedilirse; o zaman X, Y nin Granger nedenidir. ($a_{1i} = 0$ için; Wald F ve ihtimal değerleri sırayla şöyledir: Dörtlü modelde, $F = 1.39(0.24)$; üçlü modelde, $F = 1.58(0.21)$; ikili modelde, $F = 1.92(0.17)$ dir. Sıfır hipotezi her üç modelde de kabul edilmiştir).

b. Eğer $\lambda = 0$ anlamlı değilse, yani sıfır hipotezi reddedilirse; o zaman yine X, Y nin Granger nedenidir. ($\lambda = 0$ için; Wald F ve ihtimal değerleri sırayla şöyledir: Dörtlü modelde, $F = 0.09(0.75)$; üçlü modelde, $F = 0.088(0.76)$; ikili modelde, $F = 0.018(0.89)$ dur. Sıfır hipotezi her üç modelde de kabul edilmiştir).

c. Eğer $b_{2i} = 0$ anlamlı değilse, yani sıfır hipotezi reddedilirse; o zaman Y, X in Granger nedenidir. ($b_{2i} = 0$ için; Wald F ve ihtimal değerleri sırayla: Dörtlü modelde, $F = 26.23(0.01)$; üçlü modelde, $F = 26.23(0.01)$; ikili modelde, $F = 6.62(0.00)$ dir. Sıfır hipotezi her üç modelde de reddedilmiştir).

d. Eğer $\delta = 0$ anlamlı değilse, yani sıfır hipotezi reddedilirse; o zaman yine Y, X in Granger nedenidir. ($\delta = 0$ için; Wald F ve ihtimal değerleri sırayla: Dörtlü modelde, $F = 0.28(0.64)$; üçlü modelde, $F = 0.04(0.84)$; ikili modelde, $F = 0.17(0.68)$ dir. Sıfır hipotezi her üç modelde de kabul edilmiştir).

e. Eğer $a_{1i} = b_{2i} = 0$ değilse, o zaman X ve Y birbirlerinin Granger nedenidir. Bu durumda, çift yönlü bir nedensel bağlantı vardır. (Bu çalışmada, $a_{1i} = 0$ ve $b_{2i} \neq 0$ dir).

f. Eğer $a_{1i} = \delta = 0$ veya $b_{2i} = \lambda = 0$ değilse, o zaman X ve Y yine birbirlerinin Granger nedenidir. Bu durumda, değişkenler arasında yine çift yönlü bir nedensel bağlantı vardır. (Bu çalışmada, $a_{1i} = 0$, $\delta = 0$ ve $b_{2i} \neq 0$ ve $\lambda = 0$ dir).

g. Eğer; 8 ve 9 numaralı eşitliklerde sıfır hipotez kabul edilirse (yani $a_{1i} = b_{2i} = a_{3i} = b_{3i} = a_{4i} = b_{4i} = 0$ istatistiksel olarak anlamlı ise), bütün katsayıların sıfırdan farklı olduğunu ifade eden alternatif hipotez istatistiksel olarak anlamlı değilse, o zaman X ve Y birbirlerinden nedensel olarak bağımsızdır. ($a_{3i} = 0$ için, Wald F Prob. dörtlü modelde, $F.Prob. = 0.28$; üçlü modelde $F.Prob. = 0.02$. $a_{4i} = 0$ için, $F.Prob. = 0.75$ dir. $b_{3i} = 0$ için Wald F Prob. dörtlü modelde, $F.Prob. = 0.02$; üçlü modelde $F.Prob. = 0.07$ dir). Bu nedenle biraz önce belirtilen eşitlik doğru değildir. Böylece, X ve Y nin birbirlerinden tamamen bağımsız olmaları da söz konusu değildir.

Tablo 4. 8 ve 9 Numaralı Eşitliklerin Tahmini

Değişkenler	<i>$\Delta X, \Delta Y$ nin Granger nedenidir</i>		<i>$\Delta Y, \Delta X$ nin Granger nedenidir</i>	
	F istatistiği	λD_{t-1}	F istatistiği	δE_{t-1}
İki değişkenli model				
<i>($\Delta Y, \Delta X$)</i>				
AIC	-2.976 (1,0)	-.139 (-.135)	-5.031 (1,11)	0.330 (.418)
BG (1)	1.533		.232	
BG (2)	1.669		.312	
ARCH (1)	11.326		.650	
ARCH (2)	5.353		1.756	
Üç değişkenli model				
<i>($\Delta Y, \Delta X, \Delta R$)</i>				
AIC	-2.920 (1,0,0)	-.285 (-.296)	-6.213 (1,11,10)	-.157 (-.207)
BG (1)	1.410		.002	
BG (2)	1.861		8.299	
ARCH (1)	10.577		.740	
ARCH (2)	4.938		1.390	
Dört değişkenli model				
<i>($\Delta Y, \Delta X, \Delta R, \Delta P$)</i>				
AIC	-2.855 (1,0,0,0)	-.342 (-.310)	-5.187 (1,11,8,1)	.873 (.518)
BG (1)	1.266		9.854	
BG (2)	1.731		6.028	
ARCH (1)	8.584		.362	
ARCH (2)	3.915		.245	

Not: AIC, belirlenen gecikmeler için Akaike Bilgi Kriterini göstermektedir. AIC değerlerinden sonra gelen parantez içindekiler, sırayla bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seçilen optimum gecikme değerlerini göstermektedir. D_{t-1} ve E_{t-1} , koentegrasyon regresyonunun kalıntılarından elde edilen, tek gecikmeli hata düzeltme terimleridir. λ ve δ , bu terimlerin katsayılarıdır. Parantezdekiler t değerleridir. BG (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test), kalıntılardaki otokorelasyonun belirlenmesinde kullanılan F-istatistikleridir. ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), DW (Durbin-Watson) ile belirlenen otokorelasyonun sahte olup olmadığını göstermektedir.

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

Yukarıda belirtilen Granger nedensellik testlerinin sonuçlarından anlaşıldığı gibi her üç modelde de, çıktının (GSYİH'nin) büyümesinden ihracatın büyümesine doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Ancak, ihracattan çıktıya doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Böylece ampirik analizden elde edilen bulgular, Türkiye'de sadece X'in büyümesinde, Y'den X'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir.

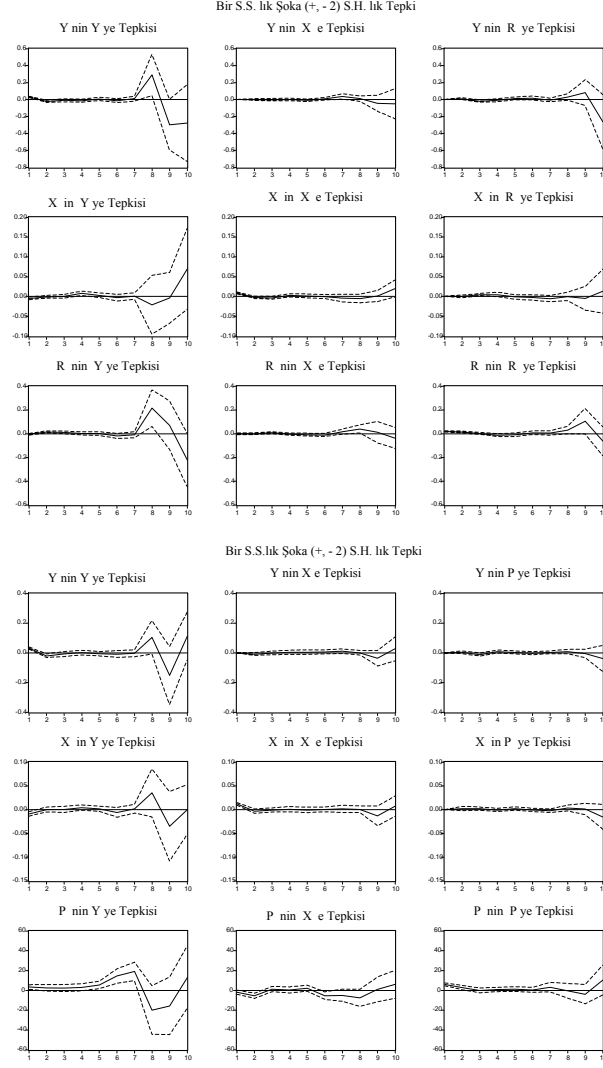
Her üç modelde de hata düzeltme terimlerinin katsayıları anlamlı bulunmamıştır. Ancak; b_2 'nin Wald istatistikleri anlamlıdır. Bu bulgu, Y'den X'e doğru olan tek yönlü anlamlı nedenselliği göstermektedir. Analizden elde edilen bu sonuçlar, İDBH ile uyumlu değildir.

Tablo 4'de yer alan sonuçlar, çıktı ile ihracat arasındaki nedensellik ilişkisinin boyutunu hata düzeltme terimlerinin katsayılarıyla göstermek ve analizdeki değişkenlerde seri korelasyon sorunu olup olmadığını ortaya koymak için ilgili istatistikleri vermektedir. Hata düzeltme terimlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı değildir. BG ve ARCH F istatistikleri; onların kritik değerlerinin altındadır, dolayısıyla kalıntılarda otokorelasyon ve heteroscedasticity sorunu bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Dürtü Tepki Fonksiyonları Analizi (DTF):

Dürtü Tepki Fonksiyonları, çalışmada kullanılan modelin nedensel özelliklerinin bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. Bu alt bölümde, Granger nedensellik sonuçlarının sağlamlığı, üçlü modellerle, (Y,X,R) ve (Y,X,P) yapılan DTF analizi kullanılarak belirlenmektedir. DTF lerin kullanılmasının amacı, bütün değişkenleri birlikte ele almak ve spesifikasyon önyargısından kaçınmaktır. Y ve X arasındaki nedensel bağlantı; bütün ekonomik aktiviteyi yansıtan ve Y ile X'in her ikisinin de işleyişini etkileyen kontrol değişkenleri olarak R ve P'nin dahil edilmesiyle incelenmektedir. Bu anlamda planı yapılan DTF ler, çeşitli (farklı) şoklara tepki olarak Y ve X serilerinin dinamik davranışını gösteren bir yoldur. Tahmin edilen DTF ler, Şekil 2'de gösterilmektedir. Koentegre olan üçlü sistemdeki bulgulara dayanarak yapılan sıralamalar, büyüme oranları kullanılarak tahmin edilmektedir. Sonuçlar, Türkiye örneğinde İDBH'yi desteklememektedir. DTF ler, sadece Y'den X'e doğru akan bir Granger nedenselliği ile uyumlu olan sonuçlar ortaya koymaktadır. İhracatın, çıktının (GSYİH'nin büyüme oranının) şoklarına

tepkileri, nedenselliğin tek yönlü işleyişini göstermektedir ve bütün yatay düzeylerde genellikle pozitiftir.²



Şekil 2. Dürtü Tepki Fonksiyonları, 1960-2002

² Buna alternatif bir sıralama olarak, (X,Y,R), (X,Y,P) şeklinde yapılabilir. Ancak Y nin X üzerindeki dinamik etkisini gösteren sonuçlar bu sıralamadan etkilenmezler.

3. SONUÇ

İDBH ne ilişkin daha önce yapılan ampirik çalışmalar; ihracatın büyümesi ile çıktının (GSYİH'nın) büyümesi arasındaki ilişkinin genel eğilimi, yönü ve gücü hakkında birbirleriyle çelişen karışık bulgular ortaya koymuşlardır. Bu nedenle eski çalışmalar daha çok varsayımlara dayalıdır. Bir başka ifade ile ihracata dayalı büyümenin lehinde kesin deliller ortaya koyamamışlardır.

Bu çalışmada İDBH'nin geçerliliği, yani ihracat artışının Türkiye'de çıktı artışını destekleyip desteklemediği, Türkiye Ekonomisine ilişkin yıllık verileri kullanarak koentegrasyon prosedürü, hata düzeltme modeli ve nedensellik testleri vasıtasıyla incelenmiştir. Buradan elde edilen en önemli bulgu; ihracat artışının çıktı artışına yol açmadığına ilişkin sıfır hipotezinin kabul edilmesidir. Sonuç, çıktının büyümesinden ihracatın büyümesine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Yani, ihracat artışının çıktı artışına yol açtığı yolundaki düşünceyi desteklememesidir. Ancak bu sonuç ekonomi politikaları açısından ihracatın önemsenmemesi şeklinde anlaşılmalıdır. Büyüme stratejisinin ekonomik ve sosyal gerçekleri göz önüne alan dengeli bir şekilde sürdürülmesinde yarar bulunmaktadır. Bu nedenle ihracat, bütün ekonomiler için olduğu kadar Türkiye Ekonomisinin gelişmesi ve kalkınması bakımından da önemsenmesi gereken önemli bir araçtır. Sonuç olarak, Türkiye'de ihracata yönelik büyüme stratejisinin sürdürülmesinde yarar bulunduğu söylenebilir.

ABSTRACT

Export-led growth hypothesis is an important subject of research in applied economics. This study investigates the causal relationship between export growth and output growth in the empirical framework of the Turkish Economy using cointegration procedure, error correction model and Granger causality techniques. A sensitivity analysis based on impulse responses is applied to check the robustness of the results. The empirical findings suggest a unidirectional causality from output growth to export growth in the long-run. Consequently, the estimation procedure generates robust results, indicating that the ELGH isn't valid in the case of Turkey.

Key Words: Export, economic growth, cointegration, causality, error correction model.

Muammer ŞİMŞEK

KAYNAKÇA

- Ahmed, J. and S. Harnhirun (1996). "Cointegration and Causalty between Exports and Economic Growth: Evidence from the ASEAN Countries", **Canadian Journal of Economics**, Vol.29, Special Issue, pp.413-416.
- Ahmed, Q.M., Butt, M.S. and Alam, S. (2000). "Economic Growth, Export and: and External Debt Causalty: The Case of Asian Countries", **The Pakistan Development Review**, Vol.39, No.4, pp.591-608.
- Akbar, M., and Naqvi, Z.F. (2000). "Export Diversification and the Structural Dynamics in the Growth Process: The Case of Pakistan", **The Pakistan Development Review**, Vol.39, No.4, pp.573-589.
- Akaike, H. (1970). "Statistical predictor identification", **Annals of Institute of Statistical Mathematics**, Vol.22, pp.201-207.
- Bahmani-Oskooee, M. and Mohtadi, H. and Shabsigh, G. (1991). "Exports, Growth and Causalty in LDCs: A Re-examination", **Journal of Development Economics**, Vol.36, pp.405-15.
- Bahmani-Oskooee, M. and Alse, J. (1993). "Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modelling", **The Journal of Developing Areas**, Vol.27, July, pp.535-542.
- Bahmani-Oskooee, M. and Niroomand, F. (1999). "Openness and economic growth: an empirical investigation", **Applied Economic Letters**, Vol.6, pp.557-61.
- Bahmani-Oskooee, M. and Domac, I. (1995). "Export growth and economic growth in Turkey: Evidence from cointegration analysis", **METU Studies in Development**, Vol.22, pp.67-77.
- Chandra, R. (2002). "Export Growth and Economic Growth: An Investigation of Causalty in India", **The Indian Economic Journal**, Vol.49, Num.3, pp.64-73.
- DİE. (2001). **İstatistik Göstergeler, 1923-1998**.
- Doraisami, A. (1996). "Export Growth and Economic Growth: A Re-examination of Some Time Series Evidence of the Malaysian Experience", **The Journal of Developing Areas**, Vol.30, pp.223-230.
- DPT. (1998). **Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-1998)**.

- DPT. (2002). **Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2001)**.
- DPT. (2003). **Temel Ekonomik Göstergeler**.
- El-Sakka, M.I., and Al-Mutairi, N.H. (2000). "Exports and Economic Growth: The Arap Experience", **The Pakistan Development Review**, Vol.39, No.4, pp.153-169.
- Engle, R.F. and Granger, C.V.J. (1987), "Coentegration and Error Correction: Representantion, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol.55, pp.251-76.
- Ghartey, E. (1993). "Causal Relationship between Exports and Economic Growth: Some Empirical Evidence in Taiwan, Japan, and the US", **Applied Economics**, Vol.25, Num.8, pp.1145-1152.
- Grossman, H. (1991). "Trade, innovation and growth", **American Economic Review**, Vol.80, pp.86-91.
- Hazine Müsteşarlığı. (2002). **Hazine İstatistikleri, 1980-2001**.
- Hendry, D.(1993). **Econometrics: Alchemy or Science?** Blackwell, Oxford.
- Henriques, I. and P.Sadorsky (1996). "Export-led Growth or Growth-driven Exports. The Canadian Case", **Canadian Journal of Economics**, Vol.29, Num.3, pp.540-555.
- Hsiao, M.C.V. (1987). "Test of Causalty and Exogeneity between Exports and Economic Growth: The Case of Asian NIC's", **Journal of Economic Development**, Vol.12, pp.143-59.
- Johansen, Soren (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregression models," **Econometrica**, Vol.59, pp.1551-80.
- Jung, W. S.and Marshall, P. J. (1985). "Exports, growth and causalty in developing countries", **Journal of Development Economics**, Vol.18, pp.1-12.
- Jones, J. D.and Joulfaian, D. (1991). "Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence From 1792 and 1860", **Journal of Macroeconomics**, Vol.13, Num.1, pp.133-55.
- Kavoussi, R.M. (1984). "Export, Expansion and Economic Growth", **Journal of Development Economics**, Vol.14, Num.2, pp.241-50.

- Khan, A. and N. Saqib (1993). "Exports and Economic Growth: The Pakistan Experience", **International Economic Journal**, Vol.7, Num.3, pp.53-64.
- Kwan, A.C.C. and B. Kwok (1995). "Exogeneity and the Export-led Growth Hypothesis: The Case of China", **Southern Economic Journal**, Vol.61, Num.8, pp.1158-1166.
- Kwan, A.C.C., Cotsomitis, J.A. and Kwok, B. (1996). "Exports, Economic Growth and Exogeneity: Taiwan 1953-88", **Applied Economics**, Vol.28, Num.3, pp.467-471.
- Love, J. (1994). "Engines of Growth: The Exports and Government Sectors", **The World Economy**, Vol.317 pp.203-218.
- Moschos, D. (1989). "Export, expansion, growth and the level of economic development: an empirical analysis", **Journal of Development Economics**, Vol.30, pp.93-102.
- Newey, W.K. and WEST, K.D. (1987), "A simple positive definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," **Econometrica**, Vol.55, No.3, pp.703-8.
- Özmen, E. and Furtun, G. (1998). "Export-led growth hypothesis and the Turkish data: An empirical investigation", **METU Studies in Development**, Vol.25, No.3, pp.491-503.
- Panas, E. and Vamvoukas, G. (2002). "Further evidence on the Export – Led Growth Hypothesis", **Applied Economics Letters**, Vol.9, pp.731-5.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression", **Biometrika**, Vol.75, pp.335-46.
- Ram, R. (1987). "Exports and economic growth in developing countries: evidence from time-series and cross-section data", **Economic Development and Cultural Change**, Vol.36, pp.51-72.
- Rivera-Batiz, L.A. and Romer, P.M. (1991). "Economic integration and endogenous growth", **Quarterly Journal of Economics**, Vol.106, pp.531-55.
- Rodriguez,F. and Rodrik, D. (2000). "Trade Policy and Economic Growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence", pp.1-90. 326. (<http://ksghome.harvard.edu/~drodrik.academic.ksg/papers.html>)

İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezi

- Sengupta, J.K. and Espana, J.R. (1994). “Exports and economic growth in Asian NICs: an econometric analysis for Korea”, **Applied Economics**, Vol.26, pp.41-51.
- Shan, J. and Sun, F. (1998). “Export –led growth hypothesis for Australia: an empirical re-investigation”, **Applied Economics Letters**, Vol.5, pp.423-8.
- Sharma, S. and D. Dhakal (1994). “Causal Analysis between Exports and Economic Growth in Developing Countries”, **Applied Economics**, Vol.26, Num.9, pp.1145-1157.
- The World Bank. **World Tables, 1995**, New York 1995.
- The World Bank. **World Tables, 1994**, New York: 1994.
- The World Bank. **World Tables, 1993**, New York: 1993.
- The World Bank. **World Tables, 1988**, New York: 1990.
- Tyler, W. (1981). “Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence”, **Journal of Development Economics**, Vol.9, Num.2, pp.121-130.
- Xu, Z. (1996). “On the causalty between export growth and GDP growth: an empirical re-investigation”, **Review of International Economics**, Vol.4, pp.172-84.
- Yiğidim, A. and Köse, N. (1997). “İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki, İthalatın Rolü: Türkiye Örneği (1980-1996)”, **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt.8, Sayı.26, ss.71-85.
- Young, A. (1991). “Learning by doing and the dynamic effects of international trade”, **Quarterly Journal of Economics**, Vol.106, pp.369-405.