

**TÜRKİYE'DE NÜFUS VE HAYAT STANDARTLARI
ARASINDAKİ UZUN DÖNEMLİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK
ANALİZİ**

Hakan Çetintaş*

Halis Başel**

ÖZET

Bu çalışma, birim kök testleri, koentegrasyon testi ve hata düzeltme modellerini kullanarak Türkiye'de 1938-1998 döneminde nüfus ve hayat standartları arasındaki uzun dönem ilişkisiyi araştırmaktadır. Elde edilen bulgular, uzun dönemde iki değişken arasında bir ilişkinin ve nedenselliğin olmadığını göstermektedir.

ABSTRACT

This study investigates long-term relationship between population and living standards using unit root tests, cointegration test and error correction model in Turkey for 1938-1998. Empirical evidences suggest that there is no relationship between two variables in long-term and hence, population growth neither causes per capita GNP growth nor is caused by it.

* Yard. Doç. Dr. Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü

** Cumhuriyet Üniversitesi, İİBF

1. GİRİŞ

Nüfustaki büyüme ve ekonomik gelişme arasındaki ilişki, uzun zaman az gelişmiş ülkelerin geri kalmışlığının açıklanmasındaki merkezi düşünceyi oluşturmuştur. Bu nedenle iktisadi büyüme ders kitaplarına nüfus ve ekonomik gelişme ya da benzeri bir bölüm eklenmiş ve iki değişken arasında bir ilişkinin olduğu varsayılmıştır. (Dawson and Tiffin, 1998: 149).

Malthusyan modele göre, nüfus ve ekonomik büyüme arasındaki neden-sonuç ilişkisi iki yönlüdür. Daha yüksek bir gelir, erken evlilikleri ve daha yüksek doğurganlığı teşvik ederek ve yetersiz beslenme ve diğer faktörlerden kaynaklanan ölüm oranlarını azaltarak nüfusun artmasına neden olur. Ancak daha yüksek bir nüfus, azalan marjinal verimlilik nedeniyle kişi başına geliri düşürür. Nüfus ve ekonomi arasındaki bu dinamik etkileşim, gelir ve nüfusun belirlenmesinde malthusyan modelin de temelini oluşturur. Model, uzun dönemde nüfusta bir durağanlığı öngörür.

Bununla birlikte, 19. yy başlangıcından itibaren meydana gelen gelişmelerin büyük çoğunluğunun malthusyan analizin temel ilkeleri ile çeliştiği görülmüştür. Birçok ülkede kişi başına gelirdeki artışla birlikte, Malthus'un önerdiği gibi doğurganlık artmamış, aksine hızlı bir düşüş göstermiştir. Diğer yandan, gelirdeki artışla birlikte nüfus da artmasına rağmen, 19 yy.dan sonra nüfustaki bu hızlı genişleme kişi başına gelirdeki sürekli artışı önleyememiştir (Becker, Glaser ve Murhpy, 1999: 145-146).

Malthusyan model 20. yy.da iktisatçıların büyük bir kısmı tarafından dışlanmıştır. Fakat modelin mirası - daha yüksek nüfusun kişi başına geliri azaltacağı- daha büyük bir emek arzında marjinal ürünün de azalacağını öngören azalan marjinal ürün yasasıyla neoklasik literatürde varlığını devam ettirmiştir. Modern bakışa göre, geçen 150 yıl boyunca kişi başına gelirdeki büyüme üzerinde nüfus çok az bir etkiye sahiptir ve büyüme daha çok beşeri ve fiziksel sermaye birikimi ve yeni teknolojilerin keşfedilmesinin bir sonucudur (Becker, Glaser ve Murhpy, 1999: 145-146). Diğer bir ifadeyle tarihsel olarak, toplam gelirdeki artışın temel nedeni teknolojik ilerlemeye dayandırılmış ve bunu da kişi başına gelirin doğrudan artmasına neden olduğu ileri sürülmüştür.

Aslında nüfus ve kişi başına gelir arasındaki ilişki, hem malthusyan model hem de neoklasik ve içsel büyüme modellerinde öngörülenden çok daha karmaşık bir ilişkidir. Fakirliğin hüküm sürdüğü başta tarımsal ekonomiler olmak üzere sınırlı beşeri sermayeye ve gelişmemiş teknolojik imkanlara sahip ekonomilerde, daha yüksek bir nüfus, malthusun temel öngörüsünde beklenildiği gibi genellikle daha düşük kişi başına gelire neden olmaktadır.

Bununla birlikte bu malthusyan etkiler, tarımsal ve doğal kaynaklara dayalı modern kentsel ekonomilerde çok daha zayıf olabilmektedir. Bu ekonomilerde daha yüksek nüfus ve daha büyük kentleşmenin ortaya çıkardığı artan yoğunluk, beşeri kaynaklara yapılan yatırımları, uzmanlaşmayı artırmakta ve ayrıca yeni bilgilerin daha hızlı birikimine neden olmaktadır. Hızlı bilgi birikimi ve uzmanlaşmadan kaynaklanan artan getiriler ise, nüfus artsa dahi kişi başına geliri artırabilmektedir (Becker, Glaser ve Murhpy, 1999: 145-146).

Aslında, nüfusun ekonomik büyüme sürecindeki net etkisinin ülkeden ülkeye ve zamanla değişeceği söylenebilir. Özellikle azgelişmiş ülkelerin bazılarında nüfustaki büyüme ekonomik gelişmeye eşit bir katkıda bulunabileceği gibi, bazılarında ekonomik gelişmeyi engelleyici bir neden olabilir. Yine diğer bazı ülkelerde net etki önemsiz olabilmektedir (Kelley, 1988: 1686).

Nüfustaki artış, bir yandan nüfustaki büyümenin kişi başına gelir üzerindeki ters etkilerinden dolayı hayat standartlarını azaltabileceği gibi, diğer yandan nüfus ve işgücündeki artış, daha geniş pazarlar ve daha yüksek bir üretim hacminin ortaya çıkaracağı ölçek ekonomileri, uzmanlaşma ve öğrenme sayesinde hayat standartlarının artmasına neden olabilir. Nüfus ve ekonomik gelişme arasındaki bu paradoks Thirlwall'ın metodolojisi izlenerek aşağıdaki özdeşlik yardımıyla kısaca özetlenebilir (Thirlwall, 1972: 339-356).

$$Y=P(Y/P) \quad (1)$$

Burada Y üretim ya da gelir, P'de nüfusu göstermektedir. (1) nolu eşitliğin türevi alınır ve Y ile bölünürse;

$$dY/Y=dP/P+d(Y/P)/(Y/P) \quad (2)$$

olur. (2) nolu denklemin sağ tarafındaki iki değişken (nüfustaki büyüme ve kişi başına gelirdeki büyüme) arasındaki ilişkinin yönü özellikle

önemlidir. Nüfustaki büyüme ve kişi başına gelirdeki büyüme arasında pozitif bir ilişki bulunuyorsa, nüfustaki büyüme hem kişi başına geliri, hem de toplam geliri artıracaktır. Aksine negatif bir ilişki varsa, kişi başına gelir (dolayısıyla hayat standartları) düşecek ve gelirdeki büyüme $dP/P + (dY/P)/(Y/P) < 0$, olup olmasına göre artabileceği gibi azalabilecektir.

Nüfustaki büyüme, tasarruf arz ve talebini ve sermayenin etkinliğini etkilediği takdirde, ekonomik performansı da etkileyebilir. Genellikle yurtiçi tasarrufların büyük bir bölümünü oluşturan hanehalklarının tasarruf arzı, veri bir işçi başına üretim seviyesinde tüketim artışına ve kişi başına tasarrufların düşmesine neden olursa, yüksek bir bağımlılık oranı tarafından azaltılabilir. Tasarruf talebi nüfus arttıkça artabilir, çünkü hızlı büyüyen bir nüfus yatırılabilir kaynakları absorbe eder, kişi başına sermayeyi azaltır. Bu nedenle işgücünün hızla büyüdüğü ülkelerde sermaye stoku işçi başına düşen sermayeyi ve cari verimliliği korumak için artırılmalıdır. Aksi takdirde verimlilik (ve dolayısıyla gelir) durağanlaşacak ya da azalacaktır. Son olarak genç insanları istihdam etme baskısı (sosyal ve politik baskı) daha geniş bir kamu sektörüne ya da özel sektörün işgücü talebindeki azalışı engellemeyi amaçlayan regülasyonlara yol açtığı takdirde sermayenin etkinliği hızlı nüfus artışından etkilenebilir (Thornton, 2001: 464).

Nüfustaki büyüme ve kişi başına gelir arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmaların büyük çoğunluğu cross-section verileri kullanır. Çalışmaların önemli bir kısmı (Easterlin, Kuznets ve Simon'ın çalışmaları bu çalışmalardan birkaçıdır) zayıf ya da önemsiz bir ilişki bulmuştur (Thornton, 2001: 464). Neoklasik üretim fonksiyonlarına dayalı olarak yapılan dolaylı çalışmalar ise nüfustaki büyümenin kişi başına gelirdeki büyümeye etkisinin nötr, diğer bir ifadeyle yansız olduğunu göstermektedir (Thirlwall, 1972). Aksine Kelly ve Schmidt (1994) nüfustaki büyümenin ekonomik büyüme üzerinde istatistik bakımdan önemli ve negatif bir etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır. Dawson ve Tiffin (1998) ise Hindistan için ilişkiyi birim kök ve koentegrasyon testleri kullanarak incelemiş ve uzun dönemde nüfus ve ekonomik gelişme arasında bir ilişkiye rastlamamıştır. Benzer teknikleri kullanarak Thornton (2001) nüfus ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 7 Latin Amerika ülkesi için analiz etmiş ve nüfustan

ekonomik büyümeye ya da ekonomik büyümeden nüfusa bir nedenselliğin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

2. Veri ve Metodoloji

Kişi başına gelir ve toplam nüfusa ilişkin veriler DİE (1998)' den alınmıştır ve 1938-1998 arası dönemi kapsamaktadır. Kişi başına GSMH, TÜFE endeksi (1938=100)¹ ile reel hale dönüştürülmüştür. Toplam nüfus ise yıl ortası nüfus tahminini göstermektedir. Şekil 1 toplam nüfus ve kişi başına gelirden yıllar itibariyle meydana gelen değişimleri göstermektedir. Şekilden de görüleceği gibi nüfus nispeten sabit oranda yukarıya doğru yükselen bir trende sahiptir ve 1938'den 1998'e ortalama %2.3 oranında büyümüştür. Nüfusa nispeten düzensiz olmakla birlikte, kişi başına gelirden de aynı dönemde yükselen bir trend söz konusudur ve kişi başına gelirin ortalama büyüme oranı %3.8'dir.

İlk olarak Dickey-Fuller (1979) testleri kullanılarak serilerin entegre oldukları düzey araştırılmıştır. Bir serisinin ADF regresyonu (trend dahil) aşağıdaki şekilde formüle edilebilir.

$$\Delta X_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{t-1} + \gamma_2 t + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

denkleminde ε_t ortalaması sıfır, varyansı değişmeyen, ardışık bağımlı olmayan, olasılıklı hata terimidir. Zaman serilerinin büyük çoğunluğunda trend söz konusudur. Serilerin ilk farkları alınıp trend kaldırıldığı takdirde seriler I(1) düzeyinde entegre edilebilir. Seviye itibariyle durağan olmamakla birlikte aynı düzeyde entegre olan seriler arasındaki EKK metodu kullanılarak tahmin edilen regresyonlar ise genelde sahte bir regresyondur. İstisnası serilerin koentegre olarak, uzun dönemde istikrarlı bir ilişkiyi sürdüreceği şekilde birlikte hareket etmesidir. Bu ilişkiden uzaklaşan kısa dönemli dengesizlikler, ilişkiyi uzun dönemde devam ettirebilmek için değişkenlerde değişimlere neden olur. Bu durumda, koentegrasyonun anlamlı uzun dönem bir ilişkiye işaret ettiği söylenir. Eş bütünleşik zaman serilerinin arkasındaki düşünce sezgisel olarak eş zamanlılıktır. Farklı düzeyde entegre olan iki değişken arasında koentegre edici bir ilişki bulunmayacağından öncelikle değişkenlerin hangi derecede bütünselleştikleri araştırılmıştır. Bununla birlikte birim kök testlerinin yararlılığı konusunda ihtilaflar

¹ Fiyat endeksinde 1983-1987 yılları, 1978-1979=100 baz yılının uzantısına göre hesaplanmıştır.

vardır (Sims, 1988) ve Holden ve Perlman (1994: 88-89) iki değişken arasındaki koentegre ilişkinin birim kökün varlığı anlamına geldiğini ve Johansen (1991) yönteminin birim kök testlerine olan ihtiyacı ortadan kaldıracığını ifade etmektedir. Bu nedenle ikinci olarak Johansen koentegrasyon yöntemi kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmıştır. Bu metod, olabirlik oranlarını (Likelihood Ratio) elde etmek için hata düzeltme modelinin hesaplanmasını gerektirir. Hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi formüle edilebilir.

$$\Delta Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-k} + e_t \quad (4)$$

Denklemden Δ fark işlemcisini, ΔY_t değişkenleri, θ_0 sabiti, temsil etmektedir; e_t ise white noise sürecidir. β matrisi r ($r \leq n-1$) koentegre edici vektörlerden oluşmaktadır. Aynı şekilde α matrisi ($\Pi = \alpha\beta'$) hata düzeltme parametrelerini içermektedir. Johansen ve Juselius (1990) koentegre edici vektörleri sayısını belirlemek için iki farklı test önermektedirler: maksimum özgül değer (maximum eigenvalue) ve iz (trace) testleri. En fazla r sayıda koentegre edici vektör olduğu hipotezini test etmek için iz (trace) istatistiği hesaplanır. Maksimum özgül değer test istatistiği ise koentegre edici vektör sayısının r olduğu şeklindeki sıfır hipotezini, $r+1$ koentegre edici vektör bulunduğu alternatif hipotezine karşı test eder.

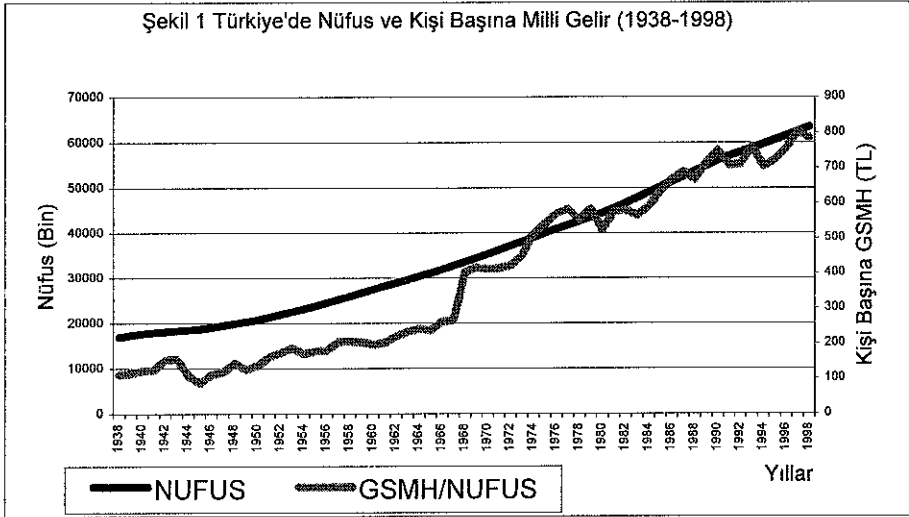
Son olarak Granger (1969, 1988) tipi nedensellik testleri kullanılmıştır. Yine birim kök testlerinin yararlılığı konusundaki tartışmalar altında, uzun dönem ilişkileri belirleyebilmek için, her iki değişkenin de bir gecikmeli değerleri modele eklenerek 5 ve 6 nolu hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir (Stock, 1987).

$$\Delta \text{GSMH}_t = \gamma_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{i1} \Delta \text{GSMH}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{i1} \Delta \text{NÜFUS}_{t-i} + \delta_1 \text{GSMH}_{t-1} + \psi_1 \text{NÜFUS}_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\Delta \text{NÜFUS}_t = \gamma_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_{i2} \Delta \text{NÜFUS}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{i2} \Delta \text{GSMH}_{t-i} + \delta_2 \text{GSMH}_{t-1} + \psi_2 \text{NÜFUS}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada Δ serilerin birinci derece farkını, β_{ij} , α_{ij} , δ_j ve ψ_j 'ler ise parametreleri, γ_1 ve γ_2 sabit terimi göstermektedir. Nedensellik, değişkenlerin gecikmeli değerlerinin istatistik bakımından sıfırdan

farklılığını test eden F-istatistiği (Wald-ist) ile analiz edilir. Denklem (5)'te α_{ij} 'lerin ya da ψ_j 'nin gecikmeli değerinin katsayıları kümesi istatistik bakımından sıfırdan farklı ise, NÜFUS'un GSMH'nun Granger nedeni olduğu (NÜFUS→GSMH), aynı şekilde (6) nolu denklemde β_{ij} 'lerin ya da δ_j 'lerin gecikmeli değerinin katsayıları kümesi istatistik bakımından sıfırdan farklı ise, GSMH'nın NÜFUS'un Granger nedeni olduğu (GSMH→NÜFUS) hipotezi reddedilemez.



3. Ampirik Bulgular ve Sonuç

Tablo 1 birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Serilerin logaritması alınarak ADF testi ile serilerin entegre düzeyi belirlenmiştir. Tablo 1'deki ADF test sonuçlarında da açıkça görüleceği gibi kişi başına milli gelir değişkeni (trend) durağandır ve $I(0)$ düzeyinde entegredir.² Oysa nüfus değişkeni bir birim köke sahiptir yani $I(1)$ dir ve farkı durağandır.

² Eğilimli bir seride, serinin seviyesi ile birlikte varyansı da artma eğilimindedir. Bu istenmeyen özelliği ortadan kaldırmanın genel bir yolu logaritmik dönüşümü kullanmaktır. Bu durumda $I(1)$ olan bir X_t serisi için, $\ln X_t$ nin farkı $\Delta \ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1} = \ln(X_t/X_{t-1}) \approx (X_t/X_{t-1}) - 1 = (X_t - X_{t-1})/X_{t-1}$ verir. (X_t/X_{t-1}) 'in nispeten küçük olması şartıyla $\Delta \ln X_t$ yaklaşık olarak X_t 'nin büyüme oranına eşittir.

Tablo 1 ADF Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKEN	Trendsiz			Trendli		
	I(0)	I(1)	I(2)	I(0)	I(1)	I(2)
GSMH / NÜFUS	-0.81 (-2.91)[1]	-6.27 (-2.91)*[1]	-	-2.59 (-3.48) [1]	-6.23 (-3.48)* [1]	-
NÜFUS	-2.64 (-2.91)[4]	-2.16 (-2.91)[2]	-5.64 (-2.91)*[1]	-0.96 (-3.49)[3]	-2.92 (-3.49) [3]	-5.96 (-3.48)*[1]

Ayraç içindeki sayılar gecikme sayısını göstermektedir ve gecikme sayısı Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler %5 MacKinnon kritik değerleridir. I(0), I(1) ve I(2) sırasıyla serilerin seviye, birinci ve ikinci derece farklarını, * ise %1 önem seviyesini göstermektedir.

ADF test sonuçlarını doğrulamak için ayrıca Phillips-Perron (1988) testi ile durağanlık analizi yapılmıştır. Tablo 2'deki Phillips-Perron test sonuçları da ADF test sonuçları ile elde edilen bulguları doğrulamaktadır. Dolayısıyla her iki test ile elde edilen bulgular iki değişken arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 2 Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKEN	Trendsiz			Trendli		
	I(0)	I(1)	I(2)	I(0)	I(1)	I(2)
GSMH / NÜFUS	-0.75 (-2.91)[3]	-7.57 (-2.91)*[3]	-	-2.39 (-3.48) [3]	-7.50 (-3.48)*[3]	-
NÜFUS	-0.51 (-3.57)[3]	-1.94 (-2.91) [3]	-5.04 (-2.91)* [3]	-0.99 (-3.48)[3]	-1.94 (-3.48) [3]	-5.11 (-3.48)*[3]

Ayraç içindeki sayılar Newey and West (1987)'nin önerdiği gecikme sayısını, Parantez içindeki değerler %5 MacKinnon kritik değerlerini göstermektedir. I(0), I(1) ve I(2) sırasıyla serilerin seviye, birinci ve ikinci derece farklarını, * ise %1 önem seviyesini göstermektedir.

Tablo 3'de ise Johansen'in Maksimum Olabilirlik Metodu kullanılarak bulunan koentegrasyon sonuçları verilmiştir. Yakın zamanda yapılan çalışmalar Johansen koentegrasyon teknikleri ile elde sonuçların gecikme sayısına çok duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle gecikme uzunluğu belirlenirken Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. Johansen koentegrasyon analizi de birim kök test sonuçları ile elde edilen bulguları doğrulamaktadır. Johansen koentegrasyon testi, değişkenler arasında koentegrasyonun bulunmadığı hipotezini %5 önem

seviyesinde reddedememekte ve nüfus ve kişi başına milli gelir arasında uzun dönemde bir ilişkinin olmadığını göstermektedir

Tablo 3 Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları

NÜFUS ve GSMH/NÜFUS									
Sıfır Hipotez	Trace Testi				λ-Max Testi				p
	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	Kritik değerler		Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	Kritik değerler		
			%1	%5			%1	%5	
$H_0: r = 0$	$H_1: r \geq 1$	11.87	20.04	15.41	$H_1: r = 1$	9.28	18.63	14.07	2
$H_0: r \leq 1$	$H_1: r \geq 2$	2.59	6.65	3.76	$H_1: r = 2$	2.59	6.65	3.76	

p gecikme sayısını göstermektedir ve gecikme sayısı belirlenirken Schwarz Bilgi Kriteri'nden yararlanılmıştır. Kritik değerler Johansen ve Juselius'dan (1990) alınan değerleri göstermektedir.

Tablo 4 tek adımlı hata düzeltme modelleri kullanılarak elde edilen Granger nedensellik test sonuçlarını göstermektedir. Granger nedensellik testleri de gecikme sayısına oldukça duyarlıdır ve gecikme sayılarının belirlenmesinde yine Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. Tablo 4'den görüleceği gibi nüfustan ekonomik büyümeye ve ekonomik büyümeden nüfusa nedensellik ilişkisi reddedilememektedir. Diğer bir ifadeyle, Türkiye'de incelen dönem süresince nüfus ve ekonomik büyüme arasında istatistik bakımından iki yönlü anlamlı bir Granger nedenselliği bulunmaktadır.

Tablo 4 Granger Nedensellik Test Sonuçları

NEDENSELLİK	n:n	F-Statist [*]	ECM	Karar
<p>H_0: Nüfus, Kişi Başına Gelirin Granger Nedeni değildir.</p> <p>H_A: Nüfus, Kişi Başına Gelirin anlamlı Granger Nedenidir.</p> <p>(NÜFUS → GSMH)</p>	(1:1)	2.188 [0.1448]	3.092* [0.0031]	H_A kabul edilir
<p>H_0: Kişi Başına Milli Gelir Nüfusun Granger Nedeni değildir.</p> <p>H_A: Kişi Başına Milli Gelir Nüfusun anlamlı Granger Nedenidir.</p> <p>(GSMH → NÜFUS)</p>	(3:3)	3.901** [0.0142]	0.091 [0.9272]	H_A kabul edilir

n seçilen gecikme sayısını göstermektedir ve gecikme sayısı belirlenirken Schwarz Bilgi kriteri kullanılmıştır. ECM, nüfus ve kişi başına gelirin bir gecikmeli değerine işaret etmektedir. Ayrıca içindeki değerler F_{WALD} istatistiği için p -değerlerini göstermektedir. * ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyleridir.

Ancak, gerek ADF ve Phillips-Perron birim kök test sonuçları, gerekse Johansen Maksimum Olabilirlik Metodu ile elde edilen koentegrasyon sonuçları, Granger nedensellik sonuçları ile bulunan bu iki yönlü ilişkinin sahte olabileceğini göstermektedir. Çünkü, birim kök ve koentegrasyon testleri nüfus ve kişi başına milli gelir (dolayısıyla hayat standartları) arasında uzun dönemli ilişkiyi reddetmektedir. Uzun dönemde İki değişken arasında bir ilişki bulunmadığına göre, nüfustan ekonomik büyümeye ya da ekonomik büyümeden nüfusa bir nedensellik de bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Becker, Gary S. And Glaser, Edward L. and Murphy, Kevin M. (1999). "Population and Economic Growth", Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association, *The American Economic Review*, 89, pp.145-149.
- Dawson Phillip S. And Tiffin Richard (1998). "Is There A Long-Run Relationship Between Population Growth And Living Standars ? The Case Of India" *Journal Of Development Studies*, 34, Pp.149-156.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- DİE (2001). *İstatistik Göstergeler 1923-1998*, Ankara.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, pp.424-438.
- Granger, C.W.J. (1988). "Some Recent Developments in the Concept of Causality", *Journal of econometrics*, 39, pp.199-211.
- Holden Darryl and Perlman Roger (1994). *Unit Roots and Cointegration for the Economist*, edited by. Bhaskassa Rao, New York: St. Martin's Press, pp.47-112.
- Johansen, Soren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, pp.1551-1580.
- Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
- Kelley, Allen (1988). "Economic Consequences of Population Change in the Third World", *Journal of Economic Literature*, 26, pp.1685-1728.
- Kelley Allen C. and Schmidt Robert M. (1994). "Population and Income Change: Recent Evidence" *World Bank Discussion Paper 249*.
- Newey, Whitney and West Kenneth (1987). "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, pp.703-708.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, pp.335-346.

- Sims, Christopher A. (1988). "Bayesian Skepticism on Unit Roots", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp.463-474.
- Stock, James H. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55, pp.1035-1056.
- Thirlwall, A.P. (1972). "A Cross Section Study of Population Growth and the Growth of Output and Per Capita Income in a Production Function Framework", *Manchester School*, 40, pp.339-356.
- Thornton, John (2001). "Population Growth and Economic Growth: Long-Run Evidence From Latin America", *Southern Economic Journal*, 68, pp.464-468.