

## **KALKINMA VE BİREYSEL GELİR DAĞILIMI: KUZNETS HİPOTEZİ TÜRKİYE İÇİN GEÇERLİ Mİ?**

DEVELOPMENT AND INDIVIDUAL INCOME  
DISTRIBUTION: IS KUZNETS HYPOTHESIS VALID FOR TURKEY

Cem DİŞBUDAK\*

Bora SÜSLÜ\*

### **ÖZET**

Kuznets'in ters-U hipotezi iktisadi büyümenin ilk safhalarında gelir dağılımının bozulacağını ancak sonraki dönemlerde iyileşeceğini ileri sürmektedir. Bu makale Kuznets hipotezinin 1963-1998 dönemi için Türkiye'de geçerli olup olmayacağını araştırmaktadır. Araştırmacılar daha önceki çalışmalarda genellikle yatay kesit verileri kullandılar ancak bu verilerle gelir dağılımının zaman içerisinde nasıl bir seyir izlediğini yakalamak mümkün görünmemektedir. Bu çalışmada UTIP tarafından üretilen veriler ve ARDL zaman serisi modeli kullanılarak gelir dağılımının önce bozulacağı daha sonra iyileşeceğine ilişkin hipotez test edilmiştir. Bulgular Türkiye için Kuznets hipotezinin tam tersine gelir dağılımında önce düzelleme sonra iyileşme olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, gelir eşitsizliğinin mekanik bir süreç olmaktan öte ülkede uygulanan makroekonomik politikalar ve o ülkenin genel ekonomik yapısınınca belirlendiği sonucuna ulaşılabilir.

*Anahtar Kelimeler:* *Kuznets Hipotezi, Gelir Dağılımı, ARDL*

### **ABSTRACT**

In the Kuznets's inverted-U hypothesis, economic growth initially worsens income inequality and then improves it later at a higher stage of development. This paper aims to investigate whether the Kuznets's inverted U-curve is applicable to the period of 1963-1998 in Turkey. Previous researcher commonly used the cross-sectional data to test the Kuznets's hypothesis. Those studies based on that kind of data cannot capture time-path of income distribution in a specific country. However, this article uses time-series data from the UTIP and recent advanced time-series modeling (Autoregressive Distributed Lag –ARDL- approach) to test the hypothesis. The empirical findings of the study show opposite results to the Kuznets's hypothesis. Thus, the income distribution in Turkey improves in the early stages of economics development and it later becomes less equal. We conclude that income inequality is not a mechanical process, but it is usually determined through the macroeconomic policies implemented and general framework of economic settings.

*Key Words:* *Kuznets Hypothesis, Income Distribution, ARDL*

## **1.GİRİŞ**

Kişisel gelir dağılımı ve büyüme arasındaki ilişki Kuznets'in (1955) öncü çalışmasında incelenmiş ve bu ilişki "Kuznets Hipotezi" olarak bilinen kavram ile temellendirilmeye çalışılmıştır. Bu hipoteze göre kalkınma aşamasından önce bireyler arasındaki gelir dağılımının görece olarak eşit olduğu ancak kalkınma süreci ile birlikte gelir dağılımında bozulma ortaya çıkacağı ve bu sürecin ilerleyen aşamalarında ise gelir dağılımının tekrar düzelme sürecine gireceği ileri sürülmektedir. Bu durum ise büyüme devam ettikçe emeğin verimliliğinin artmasının ücretlere de yansıtacağı varsayımına dayandırılmaktadır. Yani büyüme süreci devam ettikçe üretim faktörlerinin marjinal verimlilikleri ve dolayısıyla gelirler arasındaki fark azalacaktır (Thornton, 2001). Ancak son yıllarda yapılan çalışmalar ile birlikte gerek dünya çapında (ülkeler arasında) gerekse ülke çapında (bireyler arasında) gelir dağılımında bozulmalar ortaya çıktığı belirlenmiştir (Çelik, 2004; Çiftçi, 2008). Kalkınma aşamasını uzun zaman önce tamamlamış ülkelerde bu yöndeki bir eğilim tam olarak kanıtlanamasa da çok sayıda çalışma ile desteklenmektedir. Bu nedenle de Kuznets'in ileri sürdüğü hipotezin geçerli olduğunu ileri sürenlerin (Dawson, 1997; Barro, 1999; Huang, 2004; Thornton, 2001; Bahmani-Oskooee ve Gelan, 2008) yanı sıra geçerli olmadığı yönünde iddialar sıklıkla dile getirilmektedir (Garth, 2006; Ananya, 2004; Acemoğlu ve Robinson, 2002; Lazslo, Lazslo ve Macquarie, 1998; Syed ve Jalil, 2004).

Türkiye'de kişisel gelir dağılımı üzerine yapılan çalışmaların genellikle betimleyici olduğu göze çarpmaktadır. Gelir dağılımı ile ilgili sınırlı sayıda yapılan anketler ve dolayısıyla veri yetersizliği bu durumun en temel nedenlerinden biri olarak görülmektedir. Bu anlamda zaman içerisinde Türkiye'de gelir dağılımının nasıl bir seyir izlediğine ilişkin bilgiler oldukça sınırlı kalmaktadır. Bu boşluğun doldurulması, gelir dağılımındaki zaman içerisindeki gelişmelerin ve özellikle gelir dağılımı ve büyüme arasındaki ilişkilerin bilinmesi ve buna dönük politikaların geliştirilmesi açısından çok büyük önem taşımaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı Türkiye'deki gelir dağılımı ile ilgili bu boşluğu doldurmaktır. Bu amaçla birçok ülke için UTIP (University of Texas Inequality Project) projesi çerçevesinde üretilmiş olan Türkiye'ye ilişkin Gini katsayısı verileri kullanılarak Kuznets hipotezi test edilmiştir. Bu test yapılırken standart ekonometrik yöntemlerin çeşitli nedenlerden dolayı sorun yaratması gerekçesi ile Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) Sınır testi yönteminden yararlanılmıştır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde konuya ilişkin geniş bir literatür taraması sunulmuştur. Bir sonraki bölümde Türkiye Ekonomisindeki, özellikle gelir dağılımını etkileyebilecek gelişmeler göz önünde bulundurularak, değişim özetlenmiştir. Daha sonraki bölümde ise kullanılan

ekonometrik yöntem hakkında bilgi verilmiş ve bu yöntemden yararlanarak Türkiye için Kuznets eğrisinin geçerli olup olmadığına ilişkin sayısal sonuçlar elde edilmiştir. Çalışmanın son bölümünde ise ulaşılan sonuçlar değerlendirilmiştir.

## **2. GELİR DAĞILIMINDA GELİŞMELER: 1963-1998**

Gelişmekte olan bir ülke olarak Türkiye’de uygulanan iktisat politikaları kendi içinde ve/veya dünya sistemine uyum nedeniyle sık sık önemli değişimler göstermiştir. Çok partili sisteme geçiş ve iktidarın 1950 yılında el değiştirmesi sonucunda uygulamaya konan 10 yıllık liberal bir dönem, 1960 yılındaki askeri darbe ile sona erdi. Tekrar demokratik yaşama geçişle beraber 1963 yılından itibaren ithal ikameci bir strateji ile birlikte planlı bir ekonomik model uygulamasına geçildi. Böylece, diğer ülke uygulamalarından biraz geç olsa da, “Keynesyen mutabakat” olarak bilinen uygulamalara başlandı. Bu politikalar sonucunda işçilerin örgütlenmesinde ve ücretlerde önemli reel artışlar söz konusu olmuştur. Boratav (2007) tarafından popülist dönem olarak adlandırılan 1960-1979 yılları arasında, çok kısa bir süre dışında, anlamlı reel ücret artışları ortaya çıkmıştır.

Benzer bir durum tarım sektöründe de ortaya çıkmış ve popülist dönemde iç ticaret hadleri tarım lehine gerçekleşmiştir. Dönem sonuna doğru tarımsal fiyatlarda bir gerileme söz konusu olsa da bu dönemdeki genel eğilimin köylü yığınlarının görelî durumlarını düzelttikleri yönünde olduğu ileri sürülmektedir (Boratav, 2007).

1970’lerin sonundan itibaren kendini hissettiren kriz tüm dünya ile birlikte Türkiye’de de önemli değişiklikleri beraberinde getirmiştir. 1980 yılından sonra iktisat politikalarında köklü değişim yaşanmıştır. Bu kez bir başka darbe ile birlikte ithal ikameci sanayileşme anlayışı terk edilerek ihracata dayalı sanayileşme ve liberal politikalar benimsenmiştir. Bu aynı zamanda popülist politikaların terk edilmesi anlamına gelmektedir. 1989-1993 yılları arasında reel ücretlerde artış görülmesine rağmen, 1980-1998 dönemi boyunca hem ücretler hem de tarımsal fiyatlarda reel anlamda gerilemeler ortaya çıkmıştır (Boratav, 2007).

Fonksiyonel gelir dağılımına ilişkin dönem boyunca yaşanan bu gelişmeler kişisel gelir dağılımını da etkilemiş olmalıdır. Geniş köylü ve işçi kesimlerinin bir dönem boyunca elde ettiği kazanımların sonraki dönemde kaybedilmesi kişisel gelir dağılımının önce iyileşmesi daha sonra bozulması anlamına gelmektedir. Bu nedenle kalkınmasının hızla ilerlediği bir dönemde gelir dağılımında düzelleme kalkınma aşamasının olgunlaşma döneminde ise bozulma olabileceği sonucu ortaya çıkacaktır. Bu durum ise Kuznets tarafından ileri sürülen hipotezin Türkiye için geçerli olmayabileceği sonucunu ortaya çıkarmaktadır.

Bireysel gelir dağılımı ile ilgili yapılan az sayıda ankette gelir dağılımında düzenli bir gelişim göze çarpmamaktadır. Ancak Tablo 1’de sunulan Gini katsayıları göz önünde bulundurulduğunda (anketlerin güvenilirliği tartışmalı olsa da)<sup>1</sup> zaman içerisinde gelir dağılımında bir düzelme ve daha sonra özellikle 1994 yılı krizi ile birlikte bir bozulma göze çarpmaktadır.

**Tablo 1: Çeşitli Anketlere göre Gini Katsayıları ve Gelir Gruplarının % 20’lik Dilimlere Göre Karşılaştırılması**

Gelir Grupları	1963	1968	1973	1986	1987	1994
	DPT 1	DPT 2	DPT 3	TÜSİAD 4	DİE 5	DİE 6
En düşük % 20	4,5	3,0	3,5	3,9	5,2	4,9
2. % 20	8,5	7,0	8,0	8,4	9,6	8,6
3. % 20	11,5	10,0	12,5	12,6	14,0	12,6
4. % 20	18,5	20,0	19,5	19,2	21,2	19,0
En Yüksek % 20	57,0	60,0	56,0	55,9	50,0	54,0
Gini Katsayısı	0,55	0,56	0,51	0,46	0,43	0,49

*Kaynak:* Yumuşak ve Bilen, 2000

Bütün bu gelişmeler Türkiye'nin kalkınma sürecine girdiği 1960'lı yıllardan itibaren öncelikle gelir dağılımında bir düzelme yaşandığını, ancak 1980'den sonra ise gelir dağılımında görece bir bozulma olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle kişisel gelir dağılımında Kuznets'in ileri sürdüğü gibi otomatik bir hareketin ortaya çıkmasından daha çok Acemoğlu ve Robinson'un (2002) belirttikleri gibi uygulanan iktisadi politikaların etkili olabileceği sonucuna ulaşılabilir.

<sup>1</sup> DİE gelir dağılımı anketleri kapsam, yöntem ve karşılaştırılabilirlik açısından önemli sorunlar içermektedir. 1994, 2002 ve 2003 anketlerinin karşılaştırılmasında anket kapsamı önemli bir sorun olarak gözükmektedir. 1987 anketi 26.400, 1994 anketi 26.256 hane halkını kapsarken, 2002 anketi 9.600, 2003 anketi ise 25.920 hane halkını kapsamıştır. Diğer bir yöntemsel sorun ise “anket ile saptanan kullanılabilir gelirin”, “gerçek kullanılabilir gelire” oranıdır. Bunun önemi anket çalışması sırasında hane halkının gerçek kullanılabilir gelirinin ne kadarının saptanabildiğidir. Hanehalkının özellikle vergilendirilmemiş gelirini saklama eğilimi içinde olması nedeniyle, anketlerin kullanılabilir gelirin ne kadarını saptayabildiği büyük önem taşımaktadır. 2002 DİE anketinde diğer gelir sahipleri (kâr, faiz ve rant) gelirden yüzde 30 pay almış gözükürken gelir yoluyla hesaplanan GSYİH tablosunda yüzde 54 pay almış gözükmektedir. GSYİH sonuçları ile anket sonuçları aynı gelir kategorileri arasında yüzde 100 farklar içermektedir. Bu durumun, DİE gelir dağılımı anketlerinin güvenilirliğini zedelediği ileri sürülmektedir (Çelik, 2004: 69-71).

### 3. LİTERATÜR

Kuznets'in (1955) çalışması iktisadi büyüme ile gelir dağılımı arasında ilişki kuran temel çalışma olmuştur. Kuznets'in tek yönlü çıkarımına rağmen, büyümenin gelir dağılımına etkileri olduğu gibi gelir dağılımının da büyüme üzerinde etkili olabileceği yönünde görüşler ileri sürülmüştür.

Büyümenin gelir dağılımı üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların en önemlilerinden biri Branco ve Williams (1988) tarafından gerçekleştirilmiştir. Branco ve Williams'ın temel amacı iktisadi büyümenin nüfusun geliri en düşük % 40'nın geliri üzerindeki etkiyi incelemektir. Çalışmada 54 gelişmekte olan ve 14 gelişmiş ülke üzere toplam 68 ülke incelenmiştir. Çalışma sonucunda büyümenin ilk aşamalarında nüfusun en fakir % 40'ının gelirinin düştüğü gözlenmiştir. Yani büyüme ile gelir dağılımı arasında negatif ilişki bulunmuştur.

Büyüme ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi inceleyen bir başka çalışma da, Persson ve Tabellini (1994) tarafından gerçekleştirilmiştir. Persson ve Tabellini genel denge modeli kullanarak gelir dağılımındaki eşitsizliğin büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada hem gelişmiş ülkeler için hem de gelişmekte olan ülkeler için ayrı panel veri analizi yapılmıştır. Çalışma sonucunda gelir dağılımı ile büyüme arasında negatif ilişki bulunmuştur.

Büyüme ile gelir dağılımı arasında negatif ilişki bulan bir başka çalışma da Panizza'ya (2002) aittir. Panizza ABD eyaletlerindeki gelir dağılımı ile büyüme arasındaki ilişkiyi 1940–1980 dönemi için panel veri yöntemi ile incelemiştir. Çalışmada, iktisadi büyüme yerine sermayenin yıllık büyüme hızı ve gelir dağılımı yerine de kişi başına düşen gelirin logaritması kullanılmıştır. Çalışma sonucunda her ne kadar büyüme ile gelir dağılımı bozulması arasında negatif ilişki bulunsu da bu ilişkinin güçlü bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Dollar ve Kraay (2004) kişisel gelir dağılımı açısından en kötü durumdaki 50 ülkeyi alarak, gelir dağılımı ile büyüme arasındaki ilişkiyi son 40 yılı dikkate alarak incelemişlerdir. Çalışmanın temel hipotezi, nüfusun ilk beşte birinin ortalama gelirinin sistematik olarak değişmeyeceğidir. Yazarlar ayrıca, politika ve kurumların ortalama geliri artırma imkânının var olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışmada gelir dağılımının göstergesi olarak kişi başına düşen gelirin satın alma gücü paritesi ile ifade edilen değeri kullanılmıştır. Bu verilerin seçilmesi karşılaştırmalı bir analize olanak sağlamaktadır. Çalışmanın sonucunda politika ve kurumlar, hükümetin büyüklüğü, kanunların uygulanması ve uluslar arası ticarete açıklığın artışının gelir dağılımını sistematik olarak etkilediğini bulmuşlardır. Gundlach vd. (2004)'de Dollar ve Kraay'ın çalışmasını beşeri sermayeyi ekleyerek genişletmişlerdir. Beşeri sermaye içinde eğitimin her derecesi ve eğitimdeki

uluslar arası kalite farklarını dikkate almışlardır. 1950-1999 arasında 137 ülke için panel veri yöntemi kullanılarak yapılan çalışmada, beşeri sermayedeki artışın gelir dağılımını olumsuz yönde etkilediği bulunmuştur.

Huang (2004)'deki çalışmasında Kuznets'in hipotezini esnek regresyon modeli ile ölçmüştür. Çalışmada Gini katsayısı bağımlı değişken iken, bağımsız değişkenler GSYİH, devlet sektöründe çalışanların toplam işgücüne oranı ve transfer harcamalarının GSYİH'ne oranıdır. Çalışma sonucunda Gini katsayısı ile büyüme arasında kuvvetli lineer olmayan bir ilişki ortaya çıkmış, ancak bu lineer olmayan ilişkiye karşın Kuznets'in hipotezi doğrulanmıştır.

Büyüme ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi inceleyen diğer bir çalışma Forbes (2000) tarafından yapılmıştır. Yukarıda anılan çalışmaların aksine, gelir dağılımı ile büyüme arasındaki negatif ilişkiye karşılık, Forbes'a göre gelir dağılımı ile büyüme arasında pozitif ilişki bulunmaktadır. Forbes büyüme ile gelir dağılımı arasında negatif ilişki bulanların aslında ekonometrik olarak hata yaptıklarını düşünmektedir ve panel veri yönteminin ölçüm hatalarını ortadan kaldırdığını savunarak, çalışmada panel veri yöntemi kullanmıştır. İktisadi büyüme, gelir dağılımı, erkek ve kadın eğitim düzeyleri ve satın alma gücü paritesi değişkenleri kullanılarak 1966–1995 dönemi için 45 ülkeyi kapsayan gelir dağılımı analizi yapılmıştır. Çalışma sonucunda kısa ve orta vadede ülkelerin gelir dağılımındaki eşitsizliğin artması ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü güçlü bir ilişki bulunmuştur.

Chen (2003) yaptığı çalışmada uzun dönemde ekonomik büyüme ile gelir dağılımı arasında Kuznets'in ters U'sunu panel veri yöntemi ile hesaplamaya çalışmışlardır. Chen (2003)'e göre gelir dengesizliği düşük ise yani gelir eşit dağıldıkça gelirin yeniden dağıtım işlevi ekonomik büyümeye zarar verir. Buna karşılık gelir dengesizliği yüksek ise gelirin yeniden dağıtımını ekonomik büyümeyi canlandıracaktır. Çalışmada panel veri yöntemi ile 43 ülkede Kuznets'in ters U'su araştırılmış olup Kuznets'in ters U'su kanıtlanmıştır. Ancak Latin Amerika'da, Afrika'da ve Asya'da uzun dönem büyüme ile gelir dağılımı arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Deininge ve Squire (1996) tarafından yapılan çalışma oldukça geniş kapsamlıdır. Bu çalışmadaki veriler kullanılarak yapılan çalışmalar da tutarlı görünmekten uzaktır. Sala-i Martin'in bu verileri kullanarak yaptığı çalışma dünyadaki eşitsizliğin azaldığını gösterirken, Milanoviç (1994) aynı verilerle 1980'li ve 1990'lı yıllarda dünyadaki gelir dağılımının bozulduğunu göstermiştir. Ayrıca bu verilerin kullanımı sonucunda gelir eşitsizliği ve gelir düzeyi ile büyüme oranları arasında tutarlı sonuçlar bulunamamaktadır. Çoğu zaman aynı veriler kullanıldığında birbiri ile çelişen sonuçlara ulaşılabilir.

Bu farklılıkların çoğu veri problemlerinden kaynaklanmaktadır. Deininger ve Squire tarafından hazırlanan veri setinde çok sayıda gözlem olmasına rağmen veriler sınırlılık ve dengesizlik göstermektedir. Verilerin zaman içerisinde ve ülkeler arasında karşılaştırılabilirliği konusunda ciddi sorunlar bulunmaktadır. Bu nedenle Galbraith ve Kum (2003) yeni bir veri seti yaratmak için UTIP projesi altında yeni bir veri seti oluşturma çabasına girmişlerdir. Bu veri seti genelde ücret ödemeleri ve özel imalat sanayindeki ödemeler kullanılarak geliştirilmiştir. UNIDO verilerinden yararlanarak 150 ülke için 1963-1999 yılları dönemine ait veri seti oluşturulmuştur. Bu veriler kullanılarak yapılan çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki gelir eşitsizliğinin arttığı sonucuna ulaşılmıştır (Galbraith ve Kum, 2003).

Ayrıca, yukarıda anılan çalışmalara ek olarak sermaye birikimi, kredi piyasasındaki belirsizlikler, sosyal seçim kuramı, tasarruflar gibi değişik unsurların gelir dağılımı ve büyüme ilişkisi üzerinde etkili olabileceği yönünde çok sayıda ampirik çalışma gerçekleştirilmiştir. Aghion ve Bolton (1992) ile Galor ve Tsiddon (1996) ise iktisadi büyüme ile gelir dağılımı arasındaki bu ilişkiyi sermaye birikimine bağlamışlardır. Büyümenin ilk aşamalarında yatırımların getirisi belirli ellerde toplanırken, büyüme devam ettikçe yatırımların getirisi ve tasarruflar daha geniş kesimlere de yansyarak gelir dağılımını düzeltmektedir.

Kredi piyasasındaki belirsizlikler, borç alma oranını yükselterek yatırım faaliyetinin azalmasına neden olur. Bu durum, emek üretim faktörünün göreceli olarak gelirinin artmasına yol açacaktır. Dolayısıyla ekonomik büyüme gelir dağılımı üzerinde gelişmemiş ülkelerde gelişmiş ülkelere nazaran daha büyük etki yapar. Buna benzer bir sonuç Banerjee ve Newman (1993) tarafından da vurgulanmıştır. Ekonomik büyüme ile gelir dağılımı arasındaki negatif ilişkinin temel kaynağı mükemmel olmayan kredi piyasasıdır.

Sosyal seçim kuramı, büyümenin gelir dağılımı üzerindeki etkisini belirleyen önemli bir süreçtir. Seçim ekonomik kaynakların bölüşümüne karar verdiğinden, en adaletli seçim sisteminin ortaya konması gerekmektedir. Bu anlamda en adaletli seçim sistemi Lindhal dengesi olarak adlandırılan oy birliği sürecidir. Bunun gerçekleşme ihtimali az olduğundan genellikle kamunun müdahalesi ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla Barro'ya göre kaynaklar kamu tarafından en etkin şekilde dağıtıldığı müddetçe büyüme ile gelir dağılımı arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkacaktır.

Tasarruf oranı açısından bakıldığında, ekonomik büyüme ile gelir dağılımı arasındaki ilişki bu oranın derecesine bağlıdır. Tasarruf oranı az olan gelişmekte olan ekonomilerde büyüme ile gelir dağılımı arasında negatif bir ilişki ortaya çıkacaktır. Barro'ya (1999) göre büyüme ve gelir dağılımı arasındaki ilişki Kuznets'in teorisindeki gibi gelire bağlı değil tasarruf

oranlarına bağlı olarak değişmektedir<sup>2</sup>. Tasarruf oranı az ise büyüme ile gelir dağılımı arasındaki ilişki negatif yönlü iken, tasarruf oranı yüksek ise büyüme ile gelir dağılımı arasında ilişki pozitifdir.

Türkiye'de fonksiyonel ve kişisel gelir dağılımına ilişkin son dönemlerde az sayıda da olsa ekonometrik çalışma mevcuttur. Türkiye'de 1987-2005 dönemi verilerini kullanarak fonksiyonel gelir dağılımına ilişkin yaptığı çalışmada Güneş (2007) bu dönem boyunca ciddi bir değişim olmadığı sonucuna ulaşmaktadır.

Dişbudak ve Süslü (2007) ARDL yöntemi kullanarak 1963-1998 yılları arasında kişisel gelir dağılımının belirleyenlerini araştırdıkları çalışmalarında iktisadi büyüme ve dışa açıklığın gelir dağılımını düzeltici etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Buna karşın enflasyon ve bütçedeki gelişmeler bu olumlu etkileri ortadan kaldırarak aynı dönem içerisinde toplam etkinin kişisel gelir dağılımını bozucu yönde olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu nedenle gelir dağılımının yalnızca büyüme ile ilişkilendirilmesinin yanıltıcı olacağı sonucuna ulaşılabilir.

Kuznets eğrisinin Türkiye'de geçerli olup olmadığına ilişkin çalışmalardan biri Tokatlıoğlu ve Atan'a (2007) aittir. Uygun zaman serisi verileri bulamamaları nedeniyle bölgesel yatay kesit verisi kullanılan çalışmada kimi istatistiksel ve ekonometrik<sup>3</sup> sorunlarla birlikte çelişkili bir sonuca da ulaşılmıştır: Seçilen ekonometrik modele bağlı olarak önce ters U yerine U ilişkisi (ikinci derece ya da karesel) ancak farklı fonksiyonel biçim (üçüncü derece ya da kübik) kullanılması ile "ters U ilişkisi" bulunmuştur.

Syed ve Jalil (2004) Türkiye'nin de içinde bulunduğu çok sayıda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin verilerini kullandıkları çalışmada kesin bir bilgiye ulaşamamışlar ve ülkeler için farklı sonuçlar elde etmişlerdir. Az sayıda gelişmiş ülke için "ters U" bulunurken aralarında Türkiye, Ekvator, Mısır, Şili ve Yunanistan gibi gelişmekte olan ülke için bu sonuca ulaşamamıştır. Anılan çalışmada Türkiye için hem düzey hem de logaritmik karesel modeller kullanılmış ancak düzey değerleri istatistiki olarak anlamlı çıkmamıştır. Çalışmada ortaya çıkan sonuçlar Türkiye için aynı döneme ilişkin "U" ilişkisi ortaya koymuştur. Adı geçen çalışmada elde edilen bulgular katsayı büyüklükleri farklı olsa da bu çalışmada elde edilene benzer sonuçlar göstermektedir. Ancak birim kök içeren verilerle basit en küçük kareler uygulanması nedeniyle Syed ve Jalil (2004) çalışmasındaki ekonometrik test sonuçlarının sağlıklı olmadığı düşünülmektedir.

---

<sup>2</sup> Burada standart Keynesyen analizde olduğu gibi tasarrufların yatırımları belirlediği ve düşük tasarrufların düşük yatırım ve düşük büyüme ile sonuçlanacağından hareket edilmektedir.

<sup>3</sup> Çalışmada istatistiki ve ekonometrik diagnostik testlerin çok önemli bir kısmında istatistiki olarak anlamlılık sorunu olduğu göze çarpmaktadır.



#### 4. EKONOMETRİK ANALİZ: VERİLER VE YÖNTEM

##### 4.1. Veriler:

Çalışmada kullanılan verilerden GINI ile ifade edilen Gini katsayısı verileri dışındakiler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) (2005)'den elde edilmiştir. GINI değişkeni Texas Üniversitesi'nde kurulan UTIP ekibi tarafından elde edilen Gini katsayısı verilerini temsil etmek üzere elde edilmiştir. Bu veriler 1998 yılına kadar hesaplanmış olduğu için çalışmanın analiz dönemi 1963-1998 yılları için sınırlanmak zorunda kalmıştır.

GDP verisi Türkiye'de kişi başına düşen gelirin 1987 yılı fiyatları ile sabit değerlerin logaritması alınarak elde edilmiştir. ACIKLIK ise, dış açıklığın vekil değişkeni olarak aldığımız dış ticaret hacmindeki artışların gelir dağılımı üzerindeki etkilerini görmek için kullanılmıştır. Bu veri de ihracat ve ithalat değerlerinin toplamının GSMH'ye oranından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan bütün veriler yıllık frekanstadır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

##### 4.2. Yöntem:

Gelir dağılımı üzerindeki etkilerin ölçülmesi için genelde yatay kesit veriler kullanılmaktadır. Ancak bu verileri kullanarak yapılan yatay kesit analizlerinin temel bir zayıflığı vardır: Değişik ülkelerde ölçülen ve eşitsizliği gösteren Gini katsayıları aynı bilgileri taşımayabilir. İki farklı ülkedeki aynı büyüklükteki Gini katsayıları farklı bir gelir dağılımına tekabül ediyor olabilir. Oysa tek ülkenin Gini katsayıları ile yapılan çalışmalar hem yukarıda bahsedilen sorunları ortadan kaldırmış olur hem de o ülkenin gelir dağılımında zaman içerisinde görülen değişmelerin daha net anlaşılmasına yardımcı olur. Bu nedenle, bu çalışmada zaman serisi analizi yapılması tercih edilmiştir.

Modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olup olmadığının incelenmesi zaman serileri analizinin temel inceleme alanıdır. Ancak bazen değişkenler arasındaki ilişki sahte olabilmektedir. Bir regresyonda ilişkinin sahte (*spurious*) olup olmaması değişkenlerin durağan olup olmamasıyla yakından ilişkilidir. Değişkenlerde trend varsa ilişkinin sahte olma olasılığı yüksektir. Bu nedenle, kullanılan verilerin durağan olup olmadıklarını araştırmak amacı ile Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. ADF testinde izlenen süreç öncelikle serinin orijinal halleriyle, eğer durağan değillerse birinci farkları alınarak test edilmektedirler. Eğer birinci farkları alındığında seriler durağan hale geliyorsa serilerin birinci dereceden kök içerdikleri söylenir ve  $I(1)$  ile gösterilirler. Daha yüksek dereceden bütünleşme de söz konusu olabilir. Bu durumda hangi dereceden bütünleşme söz konusu ise o kadar fark almak gerekecektir. Bu durumda serinin  $d$  derecesinden bütünleşik olduğu söylenir ve  $I(d)$  ile gösterilir.

Serilerin içerdikleri kök derecesinden farkları alınarak sahte regresyon sorunu giderilmiş olur.

Birim kök testleri sonucunda serilerin aynı dereceden bütünlük olmalarının anlaşılmasından sonra, değişkenlerin aralarındaki nedenselliğin belirlenmesi için öncelikle eşbütünlük analizi yapılarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin olup olmadığının kontrol edilmesi gerekir. Eşbütünlük ilişkisi Johansen ve Engle-Granger yöntemleri ile incelenmektedir. Bu analizler durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin anlaşılmasına ve tahmin edilmesine dönük bir çabadır. Değişkenler arasında eşbütünlüğün bulunması, ilgili değişkenler arasında gerçekten de uzun dönemli ilişkilerin varlığına ilişkin karar vermeye yardımcı olmaktadır. Değişkenler arasında eşbütünlük bulunmaması durumunda serilerin farkı alınarak standart nedensellik testleri ve regresyon yöntemleri uygulanmaktadır.

Seriler arasında uzun dönemli ilişkiler tespit edilmesi durumunda Granger nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü tespit etmek gerekir. Bu konuda daha sonraları Engle-Granger tarafından geliştirilen bir yaklaşım, kısa dönem dengesizliklerini gidermek amacıyla kullanılan Hata Düzeltme Yöntemidir (ECM). Bu yaklaşıma göre, uzun dönem ilişkilerini gösteren bir model ile birlikte kullanılan ve kısa dönem ilişkilerini gösteren ECM modeli birlikte kullanılmaktadır. Böyle bir yaklaşım hem değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri hem de kısa dönem de ortaya çıkan uyarılma davranışlarını beraber vermektedir.

Zaman serileri analizlerinde otomatik olarak yapılan bu işlemler iki noktada eleştirilmektedir. Bu eleştirilerden birincisi, eğer değişkenler eşbütünlük iseler gecikmeli hata düzeltme teriminin modele eklenmemesi ve yalnızca değişkenlerin birinci derece farkı alınarak yapılan regresyon analizlerinin fonksiyonel olarak yanlış belirlenmiş olacağıdır. İkinci eleştiri ise, yapılan analizlerin değişkenlerin doğrudan birinci derece farkı alınarak otomatik olarak yapılmasıdır. Bu durumda değişkenlerin orijinal hallerindeki kimi önemli bilgiler yok olmaktadır. Halbuki hata düzeltme modelleri, eşbütünlük modellerinden elde edilen hata düzeltme teriminin gecikmeli değerini modele eklemekte ve değişkenlerinin farkının alınmasıyla kaydedilen uzun dönem bilgilerini model içerisinde muhafaza etmektedir.

Engle-Granger ve Johansen tarafından önerilen yöntem dışında zaman serisi analizlerinde son dönemlerde sıklıkla uygulanan bir yöntem daha söz konusudur: ARDL sınır testi yaklaşımı (Pesaran ve Shin, 1999 ve Pesaran vd., 2001). Bu yöntemin çok sayıda yararı vardır. Eşbütünlük yaklaşımında bütün değişkenlerin aynı dereceden durağan (örn.  $I(1)$  gibi) olması gerekirken bu yöntem değişkenlerin farklı dereceden durağan olmaları halinde de kullanılabilir. Ayrıca değişkenlerin önceden birim kök testlerinin yapılması da gerekli değildir. Bunlardan başka önemli bir avantaj

ise, Hata Düzeltme modeli (ECM) basit bir doğrusal transformasyonla ve eşanlı olarak elde edilebilmesidir. Son olarak, Johansen yöntemi daha çok uzun dönemli ya da çok sayıda zaman serisi verileri gerektirirken, ARDL yaklaşımı daha az sayıda veri içeren zaman serileri için daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Zaman serisi analizinde kullanılan veriler sınırlı bir döneme ait ise tüm verilerin I(1) olması durumunda eşbütünleşme olmama riski de söz konusudur. Bütün bu nedenlerden dolayı Pesaran-Shin-Smith (PSS) Sınır Testi yaklaşımı en uygun yöntem olarak öne çıkmaktadır.

Bu testin uygulamasına geçilmeden önce verilerin bütünleşme derecesi ve durağan olup olmadığını test etmek için Genişletilmiş ADF testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur. Verilerin tamamının birinci dereceden kök içerdiği görülmüştür. Bir başka deyişle verilerin düzey değerleri durağan olmamakla beraber birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedirler.

**Tablo 2: Birim Kök Testi**

Seriler <sup>a</sup>	ADF	Seriler <sup>b</sup>	ADF
LOGGINI	-1.082251	D(LOGGINI)	-4.129310*
LOGGDPPC	-0.799658	D(LOGGDPP)	-4.336543*
LOGGDPPC <sup>2</sup>	-0.349464	D(LOGGDPPC <sup>2</sup> )	-6.276230
ACIKLIK	-0.819744	D(ACIKLIK)	-4.549220*

a- serilerin düzey değerleri  
b- serilerin birinci farkları  
\* %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir

### 4.3. Pesaran-Shin-Smith (PSS) Sınır Testi Yaklaşımı

Bu çalışmada Paseran, Shin ve Smith (2001) tarafından önerilen yöntem yukarıda belirtilen nedenlerden dolayı seçilmiştir. PSS sınır testi yaklaşımına göre aşağıdaki eşitlik uzun dönemli ilişkileri analiz etmek için tahmin edilmektedir<sup>4</sup>:

$$d \log gini = \beta_1 \log gini_{t-1} + \beta_2 \log gdppc_{t-1} + \beta_3 \log gdppc^2_{t-1} + \beta_4 aciclik_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \phi d \log gini_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \mu d \log gdppc_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \mu d \log gdppc^2_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \phi daçiklik_{t-i} + \alpha + \varepsilon_t$$

<sup>4</sup> Model öncelikle açıklık değişkeni olmadan tahmin edilmiş daha sonra bu değişken kontrol değişkeni olarak eklenerek tekrar tahmin edilmiştir. Tekrardan kaçınmak amacı ile burada açıklık değişkenini de içeren modelin genel hali yazılmıştır.

Yukarıdaki eşitlik bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmelerinin farkını (d) ve açıklayıcı değişkenlerin bir gecikmesini içermektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki her bir gecikmenin farkı kısa dönem dinamiklere işaret etmektedir. Bunlar, bağımlı değişkende ortaya çıkabilecek değişimleri göstermektedir. Her bir gecikme değerinin katsayılarının,  $\beta_2/(-\beta_1)$ ,  $\beta_3/(-\beta_1)$  ve  $\beta_4/(-\beta_1)$  bağımlı değişkenin katsayısına oranları uzun dönem dinamiklerini göstermektedir.

PSS ARDL yönteminde iki aşama söz konusudur. Öncelikle eşbütünlüşme olmadığına işaret eden boş hipotez, eşbütünlüşme olduğuna işaret eden alternatif karşısında test edilmektedir. Bu hipotezler aşağıda gösterilmektedir:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \text{ vs } H_1: \beta_i \text{'lerden en az biri sıfırdan farklı}$$

Hipotezlerin sınanması için F-test veya Wald testi kullanılabilir. Ancak, F istatistiği standart olmadığı için Pesaran vd.'nin (2001) hesapladığı kritik değerlerin kullanılması gerekmektedir<sup>5</sup>. Bu kritik değerler iki kısımdan oluşmaktadır: birincisinde bütün değişkenlerin I(1) olduğu varsayılırken diğerinde bütün değişkenlerin I(0) olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda, bu değerler arasında bir bant oluşmaktadır. Eğer hesaplanan F-istatistiği üstsınır değerinin üzerinde kalıyorsa, boş hipotez reddedilir. Aksi durumda, yani hesaplanan değer altsınır değerinin altında kalıyorsa boş hipotez kabul edilir. Ancak, eğer, hesaplanan değer bandın arasında kalıyorsa herhangi bir sonuca ulaşmak mümkün değildir. Eğer, eşbütünlüşme olduğuna ilişkin bir sonuca ulaşılabilirse, bir başka deyişle hesaplanan değer üst sınır değerinin üzerinde kalıyorsa, ikinci aşamaya geçilir. Bu aşamada Hata Düzeltme terimi tanımlanmaktadır ve bu süreç Engle-Granger yöntemine benzerlikler göstermektedir.

Öncelikle, uygun modeli seçebilmek amacı ile ARDL modelindeki bütün farklara veri sayısındaki kısıt nedeniyle en fazla 3 gecikme<sup>6</sup> verilmiş ( $i = 3$ ) ve Schwartz Bayesian Kriteri'ne (SBC) göre uygun gecikme seçilmiştir<sup>7</sup>. Bu sonuca göre model ARDL (2,0,2) olarak belirlenmiştir. Yapılan tahmin

---

<sup>5</sup>Pesaran vd.'deki (2001) kritik değerler büyük örnekler için üretilmiştir. Buna karşın Narayan (2005) kritik değerleri küçük örnekler için daha uygundur. Bu nedenle bu çalışmada F-testi için kritik değerler Narayan'dan (2005) alınmıştır.

<sup>6</sup> Bu gecikme sayısı AIC (Akaike's Information criterion), SBC (Schwarz Bayesian Criterion) ve LR (Likelihood-Ratio test) gibi değişik kriterlere göre de uygundur. Bu kriterlerden ilk ikisi hipotez testinden çok model seçimine ilişkindir, değişik gecikme uzunlukları kullanılarak tahmin edilen modellerden en küçük AIC ve SBC değerine sahip olan en iyi model olarak seçilmektedir. Buna karşın, LR testi gecikme sayısının hipotez testi ile belirlenmesine yardımcı olmaktadır.

<sup>7</sup> Model AIC yerine SBC seçilmesinin nedeni SBC'nin daha kısa gecikme uzunluklarını seçmesidir (Pesaran vd., 2001).

## *Kalkınma ve Bireysel Gelir Dağılımı: Kuznets Hipotezi Türkiye İçin Geçerli Mi?*

sonucunda F-istatistiği 6.16 olarak bulunmuştur. Kritik değerler ise Narayan (2005)'te alt sınır 3.91 ve üst sınır 4.91 olarak verilmektedir. Hesaplanan F-değeri kritik değerın üst-sınırından (4.91) daha yüksek olduğu için eşbütünlüşme %5 düzeyinde desteklenmektedir. Eşbütünlüşmenin varlığına ilişkin elde edilen bu sonuçtan sonra uygulanan regresyon sonucunda elde edilen uzun dönem katsayı tahminleri Tablo 3'de sunulmaktadır.

**Tablo 3: ARDL (2,0,2) Modeli Uzun Dönem sonuçları: (Bağımlı Değişken: LOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
LOGPCGDP	-2.9651	-4.1547	[.000]
LOGPCGDP <sup>2</sup>	0.32041	4.2852	[.000]
SABİT ( $\alpha$ )	8.5042	4.9951	[.000]

Denklemden elde edilen uzun dönem sonuçlarının anlamlılık düzeyleri oldukça yüksektir. Bu sonuçlara, LOGPCGDP değişkenindeki negatif işaret gelirdeki artışların gelir dağılımında düzelmeye işaret ettiğini göstermektedir. Ancak, bu değişkenin karesinin alınarak elde edilmiş olan değişkenin, LOGPCGDP<sup>2</sup> sahip olduğu pozitif işaret belirli bir gelir seviyesinden sonra gelir dağılımında bozulmalar olduğunu göstermektedir. Bu iki değişken birlikte ele alındığında Türkiye'de gelir dağılımının nasıl bir gelişme izlediğine ilişkin Kuznets'in hipotezinin (ters U) geçerli olmadığı ve aksine bir sonuç (U ilişkisi) ortaya koymaktadır.

**Tablo 4: ARDL (2,0,2) Hata Düzeltme Modelinin Sonuçları (Bağımlı Değişken: dLOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
dLOGGINI (-1)	0.29209	1.7972	[.083]
dLPCGDP	-1.9396	-2.8556	[.008]
dLPCGDP <sup>2</sup>	0.18432	2.7287	[.011]
dLPCGDP <sup>2</sup> (-1)	-0.034602	-3.3437	[.002]
dSABİT	5.5630	3.1179	[.004]
ECM (-1)	-0.65415	-4.4004	[.000]

Modelin kısa dönem dinamikleri Tablo 4'te sunulmaktadır. Tüm değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Hata Düzeltme Katsayısı (ECM(-1)) istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır ve katsayı değeri yüksektir. Bu durum uyarlanma sürecinin çok hızlı olduğunu ifade etmektedir. ECM(-1) katsayısının negatif ve anlamlı olması gelir dağılımı modelindeki eşbütünlüşme ilişkisini de desteklemektedir.

#### **4.4. Diagnostik ve İstikrar testleri<sup>8</sup>**

Çalışmada otokorelasyon, fonksiyonel biçim, normallik, değişen varyans ve yapısal istikrar testleri yapılarak modelin iyiliği ve uyumu kontrol edilmiştir. Model tahmin edildikten sonra uygulanan otokorelasyon ve hata terimlerinin normalliği testleri modelin yeterince güçlü olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey seri otokorelasyon LM testi sonucunda otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Jarque-Berra normallik testi sonucunda da hata terimlerinin normallik testini geçtiği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, CUSUM ve CUSUMQ testleri de modelin istikrarlı olduğuna işaret eden bir başka istatistik olarak göze çarpmaktadır<sup>9</sup>. R<sup>2</sup> değeri ise 0.89 çıkmıştır (Düzeltilmiş R<sup>2</sup> değeri ise 0.86'dır). Ek olarak, hata teriminin t-testi kullanılarak test edildiği durumda da PSS testini destekleyen bir sonuca ulaşılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu ve birbirlerinden bağımsız olarak hareket etmedikleri, hem PSS testi hem de hata terimi testi ile güçlü bir şekilde desteklenmektedir.

Hata düzeltme modelindeki hata terimi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması ele alınan dönemdeki sapmaların hızla düzeltilmekte olduğunu göstermektedir. Bu katsayı -0.6541 olarak bulunmuştur. Bu katsayı, herhangi bir şok veya olağanüstü bir etkinin ortaya çıkması durumunda bu etkinin bir sonraki yılda % 65 hızla giderildiğini veya düzeltildiğini göstermektedir. Bir başka deyişle uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde dönülmektedir.

#### **4.5. Kontrol Değişkeni: Dışa Açıklık**

Gelir dağılımını etkileyen unsurların önemli unsurlarından bir olan dışa açıklığın sonuçları değiştirip değiştirmediğini görebilmek amacı ile model dışa açıklığın eklenmesi ile tekrar tahmin edilmiş ve bir önceki modelde elde edilen sonuçların çok değişmediği görülmüştür. Açıklık değişkeninin katsayısı negatif ve son derece küçük olmakla beraber %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modele ilişkin uzun ve kısa dönem sonuçları aşağıda Tablo 5'te sunulmuştur.

---

<sup>8</sup> Test sonuçları Ekte sunulmuştur.

<sup>9</sup> Türkiye ekonomisinde yapısal kırılmaların olduğu bilinmektedir. Ancak Ek1'de sunulduğu üzere gerek CUSUM ve CUSUMQ testleri gerek diğer yapısal kırılma testleri (yapısal kırılmanın olabileceği 1980 ve 1989 yıllarına ilişkin kullanılan kukla değişken) gelir dağılımı analizinde yapısal kırılmanın olmadığını göstermektedir.

**Tablo 5: ARDL(1,0,2,0) Modeli Uzun Dönem sonuçları: (Bağımlı Değişken: LOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
LOGPCGDP	-2.5904	-3.1439	[.004]
LOGPCGDP <sup>2</sup>	0.29059	3.3758	[.002]
ACIKLIK	-.0016721	-2.6423	[.014]
SABİT ( $\alpha$ )	7.4299	3.7658	[.001]

Kuznets hipotezine ilişkin yukarıda söylenenler bu model içinde aynı şekilde geçerlidir. Kontrol değişkeni kullanılması sonucunda herhangi bir değişiklik ortaya çıkmamıştır. Modele ilişkin kısa dönem sonuçlardan elde edilen ECM(-1) katsayısı, -0.55355, olarak bulunmuştur ve katsayı %1 düzeyinde anlamlıdır. Bunun anlamı eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur ve gene uyarlanma oldukça yüksek bir şekilde gerçekleşmektedir<sup>10</sup>.

## 5. Sonuç ve Değerlendirmeler

Dünyada yaşanan genel eğilime paralel olarak Türkiye’de de 20. yüzyılın ikinci yarısında tarımsal gelir elde edenler ile ücretli ve maaşlı kesim arasında gelir dağılımında 1960’lı yıllarla beraber bir düzelmeye olurken 1980’den itibaren bir bozulma ortaya çıkmıştır. Üst gelir gruplarının reel gelirleri artarken alt gruptakilerin reel gelirleri ya sabit kalmış ya da marjinal olarak düşmüştür. Bu durum gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelerekinden farklı bir gelir dağılımı eğilimini ortaya çıkarmış görünmektedir. Kalkınma aşamasına erken başlayan gelişmiş ülkelerin önemli bir kısmında Kuznets eğrisini doğrulayan eğilimler gözlemlenirken, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde bu eğilim söz konusu olmamıştır.

Türkiye’de tarımsal gelirlerdeki ve reel ücretlerdeki düşüşün yanı sıra 1980’li yılların sonlarından itibaren, faiz ödemelerinin bütçenin önemli bir kısmını oluşturması ve yüksek oranlarda faiz dışı fazla verilmeye çalışılması bütçe açıklarının yoksuldan zengine doğru bir aktarım için kullanıldığına işaret etmektedir (Akyüz, 1994; Boratav, 2005; Yeldan, 2000 ve 2003). Bu nedenle kalkınmanın ilerleyen aşamalarında Türkiye’de gelir dağılımında iyileşme sağlanması zor görünmektedir.

Bireysel gelir dağılımı bir ülkede gelir dağılımının adilliği ile ilgili temel göstergelerden biri olarak ele alınmaktadır. Bu göstergenin temel ölçüsü ise gini katsayısıdır. Bu katsayının geçmiş yıllarda düzenli bir veri olarak mevcut olmaması nedeniyle birçok ülke için bireysel gelir dağılımına ilişkin yorumda bulunmak güç olmaktadır. Ancak, bir proje çerçevesinde (UTIP) birçok ülke için elde edilen ve oldukça kaliteli olduğu düşünülen gini katsayıları

<sup>10</sup> Modele ilişkin bütün diagnostik testleri olumlu olarak bulunmuştur. Yerden tasarruf etmek amacı ile burada sunulmamıştır.

zaman içerisinde gelir dağılımının nasıl bir seyir izlediğine ilişkin zaman serisi ekonometrisine olanak sağlamaktadır<sup>11</sup>. Bu verilerin ve PSS sınır testi yaklaşımının kullanılması ile Türkiye’de bireysel gelir dağılımının nasıl bir seyir izlediğine ilişkin sonuçlara ulaşmak mümkün olmuştur.

Elde edilen ekonometrik sonuçlara göre Türkiye’de gelir dağılımının Kuznets’in öngördüğünün aksine bir seyir izlediği sonucuna ulaşılmıştır. Burada ulaşılan sonuçlara göre gelir artışları ya da kalkınma sürecinde gelir dağılımı önce düzelmiş ve sonra ise bozulma göstermiştir. Bu sonuç gelir dağılımı gibi yapısal, kültürel ve politik unsurlara sıkıca bağlı olan unsurların otomatik bir şekilde belirlenemeyeceğini ve dönemin iktisadi ve siyasi politikalarından doğrudan etkilenebileceğini göstermektedir. Popülist olarak adlandırılan ve geniş yığınların gelirlerinde artışların ortaya çıkmasına olanak sağlayan 1960-1980 döneminde gelir dağılımında düzelmelerin ortaya çıkması ve neoliberal politikaların büyük bir ağırlıkla uygulandığı 1980 döneminden sonra ise bozulması normal karşılanmalı ve beklenen sonuç olmalıdır. Uygulanan makroekonomik politikalar ve bunların sonucunda ortaya çıkan verilerin gelir dağılımındaki bozulmalara yol açabileceğine ilişkin değerlendirmeler, bireysel gelir dağılımı ile ilgili veriler ile yapılan ekonometrik çalışmanın ortaya koyduğu sonuçlar ile Türkiye için beklenen bu durumu desteklemektedir.

---

<sup>11</sup> Elde edilen veriler 1963-1998 yılları için mevcut olduğundan son yıllara ilişkin değerlendirme yapabilmek güçleşmektedir.



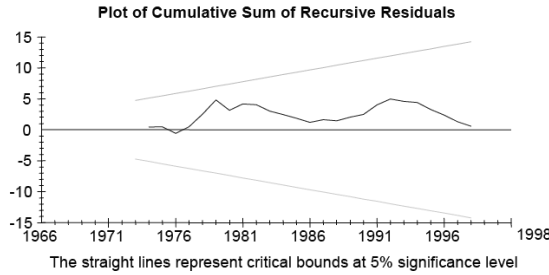
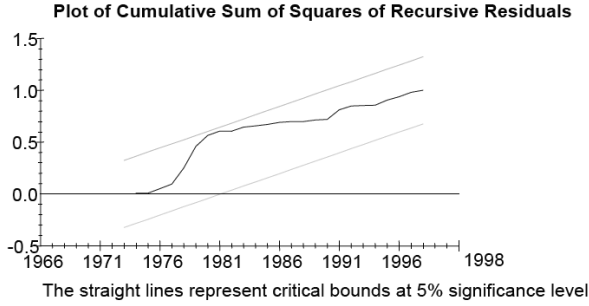
## KAYNAKLAR

- ACEMOGLU D. ve ROBINSON R.A., (2002), “The Political Economy of the Kuznets Curve”, *Review of Development Economics*, 6(2), 183–203.
- AGHİON, P. ve PATRİCK B., (1992), “An Incomplete Contracts Approach to Financial Contracting” *The Review of Economic Studies*, Vol.59, Issue. 3. 474-494.
- AKYÜZ, Y., (1994), "Ekonomide Liberalleşme ve Sanayileşme: Latin Amerika deneyimi", *Mülkiyeliler Birliği Dergisi*, Mart, Cilt XVIII, Sayı 165, 10-20 .
- ANANYA G.D., (2004), “Structural Change And Income Distribution in Developing Economies: Evidence From A Group Of Asian And Latin American Countries”, *Working Papers From Centre For Development Economics, Delhi School Of Economics*, NO 121.
- BAHMANİ-OSKOOEE, M. ve GELAN, A.,(2008), “Kuznets inverted-U hypothesis revisited: a time-series approach using US data”, *Applied Economics Letters*,15:9, 677 – 681.
- BANERJEE, A. ve NEWMAN, A., (1993), “Occupational choice and the process of development”. *Journal of Political Economy*”, 101, 274-298.
- BRANCO, K.J. ve WILLIAMS. J.B., (1988), “Economic Development and Income Distribution-A Cross National Analysis”, *American Journal of Economics and Sociology*, 47 (3), 277-297.
- BARRO, R., (1999), “Inequality, growth and investment”, *NBER Working Paper*, W.7038, 1-54
- BORATAV, K., (2005), *1980'li Yıllarda Türkiye'de Sosyal Sınıflar ve Bölüşüm*, 2. Baskı, İmge Kitabevi, Ankara.
- BORATAV, K., (2007), *Türkiye İktisat Tarihi 1908-2005*, 11. Baskı, İmge Kitabevi, Ankara.
- CHEN, B., (2003), “An Inverted-U Relationship Between Inequality and long run Growth”, *Economic Letters*, 78, 205-212.
- ÇELİK, A., (2004), “AB Ülkeleri ve Türkiye’de Gelir Eşitsizliği: Piyasa Dağılımı-Yeniden Dağılım”, *Çalışma ve Toplum*, 2004/3. 53-90.
- ÇİFTÇİ, M., (2008), “Ülkelerarası Küresel Eşitsizlikte Uzun Dönemli Bozulma”, *International Journal of Social Research*, Sayı 1 (5), 2008. 156-179
- DAWSON, P.J., (1997), “On testing Kuznets’ economic growth hypothesis”, *Applied Economics Letters*, 1997, 4, 409–410.

- DEİNİNGER, K. ve SQUIRE L., (1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality", *World Bank Economic Review*, Vol.10, No.3, 565-91.
- DOLLAR, D. ve KRAAY, A., (2004), "Trade, Growth, and Poverty," *Economic Journal*, , vol. 114 (493), 22-49.
- DİŞBUDAK, C. ve SÜSLÜ, B., (2007), "Türkiye'de Kişisel Gelir Dağılımını Belirleyen Makroekonomik Faktörler", *Ekonomik Yaklaşım*, Cilt 65. Sayı 18, 3-25.
- FORBES, K., (2000), "A Reassessment of the relationship Between Inequality and Growth", *The American Economic Review*, Vol.90, No.4, 869-886
- GALBRAITH, J.K. ve HYUNSUB K., (2003), "Inequality and Economic Growth: A Global View Based on Measures of Pay", *Economic Studies*, vol. 49, 527-556.
- GALOR, O. ve TSİDOON D., (1996), "Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited", *Economica*, 63. 103-117.
- GARTH, F., (2006), "Inequality and Development Across and Within Countries", *World Development*, Vol. 34, No. 9, pp. 1459–1481,
- GUNDLACH, E., JOSE N.P. ve NATASSCHA W., (2004), "Education is Good for the Poor: A note Dollar and Kraay", (der) Anthony S and R van der Hoeven, *Growth, Inequality and Poverty* , London: Oxford Pres, 92-106.
- GÜNEŞ, Ş., (2007), "Functional Income Distribution in Turkey, A Cointegration and VECM' Analysis", *Journal of Economic and Social Research*, Vol 9(2), 23-36
- HUANG, H.C., (2004), "A flexible nonlinear inference to the Kuznets hypothesis", *Economics Letters*, 84, 289-296.
- KUZNETS, S., (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, 1-28.
- LASZLO, M. LASZLO K. ve MACQUARIE L., (1998), "The Kuznets U-curve hypothesis: some panel data evidence", *Applied Economics Letters*, 1998, 5, 693-697.
- MİLANOVIĆ, B., (1994), "Determinants of Cross-Country Income Inequality", *The World Bank Policy Research Department*, WP.1246.
- NARAYAN P.K., (2005), "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests", *Applied Economics*, Vol.37, 1979-1990.

- PANİZZA, U., (2002), "Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data," *Journal of Economic Growth*, Springer, vol. 7(1), 25-41
- PESARAN, M.H., SHİN, Y.ve SMİTH. R.J., (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", *Journal of Applied Econometrics, special issue*, Vol.16, 289-326.
- PESARAN, M.H. ve SHİN, Y., (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", (der) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- PERSSON, T. ve TABELLİNİ, G., (1994), "Is Inequality harmful for Growth?" *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, 600-621.
- SYED, M.K. ve JALİL M.M., (2004), Revisiting Kuznets Hypothesis: A Time Series and Panel Data Approach, *Bangladesh Development Studies*, Vol. 30, No. 3-4, pp. 89-112.
- THORNTON, J., (2001), "The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries", *Applied Economics Letters*, 8.
- TOKATLIOĞLU ve ATAN M., (2007), Türkiye'de Bölgeler Arası Gelişmişlik Düzeyi ve Gelir Dağılımı Düzeyi: Kuznets Eğrisi Geçerli mi? *Ekonomik Yaklaşım*, Cilt 65. Sayı 18, 25-58.
- TUİK, (2005), "İstatistik Göstergeler", <http://tuik.gov.tr> , Erişim tarihi: (22.05.2007)
- YELDAN, E., (2000), "The Impact of Financial Liberalization and the Rise of Financial Rent on Income Inequality The Case of Turkey", *WIDER Working Paper Series*, WP No. 206.
- YELDAN, E., (2003), *Küreselleşme Sürecinde Türkiye Ekonomisi Bölüşüm, Birikim ve Büyüme*, 7. Baskı, İletişim, İstanbul.
- YUMUŞAK, İ.G. ve BİLEN, M., (2000), "Gelir Dağılımı - Beşeri Sermaye İlişkisi ve Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme", *Kocaeli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı:1, 77-96.

Ek1: Modelin istikrarına ilişkin CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri<sup>12</sup>



Tablo 1: Çeşitli Anketlere göre Gini Katsayıları ve Gelir Gruplarının % 20'lik Dilimlere Göre Karşılaştırılması

Gelir Grupları	1963 DPT 1	1968 DPT 2	1973 DPT 3	1986 TÜSİAD 4	1987 DİE 5	1994 DİE 6
En düşük % 20	4,5	3,0	3,5	3,9	5,2	4,9
2. % 20	8,5	7,0	8,0	8,4	9,6	8,6
3. % 20	11,5	10,0	12,5	12,6	14,0	12,6
4. % 20	18,5	20,0	19,5	19,2	21,2	19,0
En Yüksek % 20	57,0	60,0	56,0	55,9	50,0	54,0
Gini Katsayısı	0,55	0,56	0,51	0,46	0,43	0,49

Kaynak: Yumuşak ve Bilen, 2000

<sup>12</sup> CUSUM ve CUSUMSQ testlerine göre model kararlı bir yol çizmektedir. Ek1'de sunulan istatistiklere göre güven sınırlarının dışına taşan her hangi bir gözlem bulunmamaktadır. Böylece modelin tahmin edilen dönem için kararlı olduğunu söylenebilmektedir.

*Kalkınma ve Bireysel Gelir Dağılımı: Kuznets Hipotezi Türkiye İçin Geçerli Mi?*

**Tablo 2: Birim Kök Testi**

Seriler <sup>a</sup>	ADF	Seriler <sup>b</sup>	ADF
LOGGINI	-1.082251	D(LOGGINI)	-4.129310*
LOGGDPPC	-0.799658	D(LOGGDPPC)	-4.336543*
LOGGDPPC <sup>2</sup>	-0.349464	D(LOGGDPPC <sup>2</sup> )	-6.276230
ACIKLIK	-0.819744	D(ACIKLIK)	-4.549220*

a- serilerin düzey değerleri  
b- serilerin birinci farkları  
\* %1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir

**Tablo 3: ARDL (2,0,2) Modeli Uzun Dönem sonuçları: (Bağımlı Değişken: LOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
LOGPCGDP	-2.9651	-4.1547	[.000]
LOGPCGDP <sup>2</sup>	0.32041	4.2852	[.000]
SABİT ( $\alpha$ )	8.5042	4.9951	[.000]

**Tablo 4: ARDL (2,0,2) Hata Düzeltme Modelinin Sonuçları (Bağımlı Değişken: dLOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
dLOGGINI (-1)	0.29209	1.7972	[.083]
dLPCGDP	-1.9396	-2.8556	[.008]
dLPCGDP <sup>2</sup>	0.18432	2.7287	[.011]
dLPCGDP <sup>2</sup> (-1)	-0.034602	-3.3437	[.002]
dSABİT	5.5630	3.1179	[.004]
ECM (-1)	-0.65415	-4.4004	[.000]

**Tablo 5: ARDL(1,0,2,0) Modeli Uzun Dönem sonuçları: (Bağımlı Değişken: LOGGINI)**

Değişken	Katsayı	t- değeri	[P-değeri]
LOGPCGDP	-2.5904	-3.1439	[.004]
LOGPCGDP <sup>2</sup>	0.29059	3.3758	[.002]
ACIKLIK	-.0016721	-2.6423	[.014]
SABİT ( $\alpha$ )	7.4299	3.7658	[.001]