

Vergi yükü ve yapısı ile iktisadi büyüme arasındaki dinamik etkileşimler üzerine uygulamalı bir analiz

İlter Ünlükaplan

Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, 01330 Sarıçam-Adana
e-posta: ikaplan@cu.edu.tr

İbrahim Arısoy

Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 01330 Sarıçam-Adana
e-posta: iarisoy@cu.edu.tr

Özet

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisinde 1968-2006 dönemi için vergi karmasının (dolaylı vergi hasılatı/dolaysız vergi hasılatı) ve vergi yükünün iktisadi büyüme ile olan dinamik ilişkilerini test etmektir. Eşbütünlüşme sonuçları, gerek vergi yükü, gerekse de vergi karmasının reel GSMH ile uzun dönem ilişkisini doğrulamıştır. Kısa dönemde iktisadi büyüme, vergi karmasının Granger anlamda nedenseli iken, uzun dönemde iktisadi büyüme ve vergi karması, vergi yükünün Granger nedenseli, aynı şekilde vergi karması ve vergi yükü de iktisadi büyümenin Granger anlamda nedenselidir. Diğer yandan, etki-tepki analizi sonuçları, vergi karmasındaki dışsal bir şokun iktisadi büyüme üzerinde bir artışa neden olduğunu; vergi yükündeki dışsal bir şokun ise durağan bir etki yarattığını göstermektedir. Bu sonuçlar, vergi hasılatı kompozisyonunda ilgili dönemde gerçekleşen dönüşümün iktisadi büyüme üzerindeki olumlu etkisini vurgulamaktadır.

Anahtar kelimeler: Vergi karması, iktisadi büyüme, Granger nedensellik testi, eşbütünlüşme, etki-tepki analizi

JEL kodları: C32, H20, H30, O40.

1. Giriş

İktisadi büyüme, bir ekonomide yükselen gönenç temelli olup, gerek fiziksel gerekse de beşeri sermaye birikimi ve teknolojik ilerlemeyi sağlayan inovasyonlar ile gerçekleştirilir. Birikim ve inovasyon, üretime yönecek girdilerin verimliliğini yükseltir ve potansiyel çıktı seviyesini artırır. İktisadi büyüme, hükümetin vergilemeye ilişkin politika seçimlerinden de etkilenir. Vergilerde bir artış gerek fiziksel gerek beşeri sermayenin ve araştırma geliştirme harcamalarının getirisinde bir düşüşe neden olur. Düşen

getiri, daha az birikim ve inovasyon, dolayısıyla da daha düşük bir iktisadi büyüme anlamına gelir (Myles, 2009: 5). Bu bağlamda vergileme ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin iktisadi birimlerin davranışlarında meydana gelen değişiklikler, diğer bir deyişle vergilemenin bireylerin oluşturduğu optimal seçimler üzerindeki etkisiyle bağlantılı olduğu açıktır.

Dışsal ve içsel büyüme modelleri tasarruf, nüfus artış hızı ve maliye politikası bileşenlerinin iktisadi büyüme üzerindeki etkileri konusunda farklı politika öngörülerine sahiptir. Dışsal büyüme modelleri kapsamında Ramsey (1928), Solow (1956) ve Cass (1965), yukarıda bahsedilmiş iktisadi ve mali büyüklüklerin, kişi başına çıktının durağan durum düzeyinde sürekli bir değişikliğe neden olmasına rağmen ekonominin durağan durum büyüme oranı üzerinde sürekli etkide bulunmayacağını öne sürer. Bu modellerde hükümet politikası ve beşeri sermaye gibi fiziksel olmayan değişkenler ekonominin büyüme oranı üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir. Teknolojik ilerleme ve ekonominin büyüme oranı bu bağlamda dışsal olarak kabul edilmektedir. Bu yaklaşımın altında yatan görüş, ölçeğe göre azalan getiridir. Bu modellerde vergilemenin etkisi sınırlı olarak kabul edilmiş, vergi politikasındaki değişikliklerin ekonominin büyüme oranı üzerinde değişikliğe neden olmayacağı kabul edilmiştir. Bu yaklaşımda, kişi başına çıktıdaki büyüme dışsal teknolojik ilerlemeden kaynaklanmakta, vergi hasılatı kompozisyonunun kişi başına çıktıdaki büyüme üzerinde sürekli etkisi olmamakta, sadece geçici etkileri ifade eden düzey etkileri yaratmaktadır. Bu bağlamda, dışsal büyüme modellerinde gerek vergi yükünün gerekse de vergi hasılatı kompozisyonunun sadece düzey etkisi yaratması nedeniyle vergi yükü ve kompozisyonunun ekonominin büyüme oranı üzerinde etkili olmadığından bahsetmek mümkündür.

İçsel büyüme modelleri, iktisadi büyümenin dışsal teknolojik gelişmeden ziyade içsel olarak belirlenmesini öngörür. İktisadi büyümenin içsel olarak belirlenmesi, vergi politikalarının da dahil olduğu hükümet politikalarının iktisadi büyüme üzerinde etkili olması anlamına gelmektedir. Vergi politikaları, içsel büyüme modellerinde çift yönlü etkiye sahiptir. Vergileme, tahsis fonksiyonunu içeren Pareto optimal olmayan durumlara müdahale edilmesi yanında iktisadi büyümenin desteklenmesi şeklinde istikrar fonksiyonu kapsamındaki etkilere de sahiptir. Ayrıca bu modellerde vergi hasılatının miktarı kadar kompozisyonu da iktisadi büyüme üzerinde önemli etkilere sahiptir. İçsel büyüme literatüründe vergilerin iktisadi büyüme üzerindeki etkilerinin içerildiği kuramsal ve uygulamalı düzeydeki çalışmalarda vergi politikası araçları, etkilerine göre fiziksel ve beşeri sermaye üzerinde olumsuz etkilere sahip olan “bozucu vergiler” ve bu etkilere yol açmayan “bozucu olmayan vergiler” olarak sınıflandırılmıştır (Benos, 2009: 2). Bu bağlamda, büyüme yazınında bozucu olarak kabul edilen vergiler, sermaye birikimini olumsuz olarak etkileyip iktisadi büyüme oranını düşüren, dolaysız vergi niteliğindeki gelir vergisi ve kurumlar vergisidir. Diğer yandan, sadece dönemler arası tüketim tercihini değiştiren ancak sermaye birikimi ve dolayısıyla iktisadi büyüme üzerinde olumsuz

etkisi olmayan satış vergisi gibi dolaylı vergiler ise bozucu vergi niteliğinde değildir. İçsel büyüme modellerindeki bu öngörüler, kuramsal düzeyde vergilemenin ve vergi hasılatı kompozisyonunun iktisadi büyüme üzerindeki etkisine işaret etmektedir.

Analize konu olan 1968-2006 yılları arasında OECD Vergi Hasılatı İstatistiklerine göre (OECD, 2009) Türkiye ekonomisinde vergi hasılatının GSYİH içindeki payında ciddi bir artış gözlemlenmektedir. Ancak vergi hasılatındaki bu artış, 1985 ve 2002 yıllarında sırasıyla Katma Değer Vergisi ve Özel Tüketim Vergisi reformları ile gerçekleşmiştir. Önemli ölçüde gelir ve kazanç üzerinden alınan vergilerden oluşan dolaysız vergi hasılatının toplam vergi hasılatı içindeki payının görece olarak düşmesi ve dolaylı vergilerin payının yükselmesi, vergi sisteminde bu şekilde meydana gelen dönüşümün iktisadi büyüme üzerindeki muhtemel etkilerinin araştırılmasını gerektirmektedir.

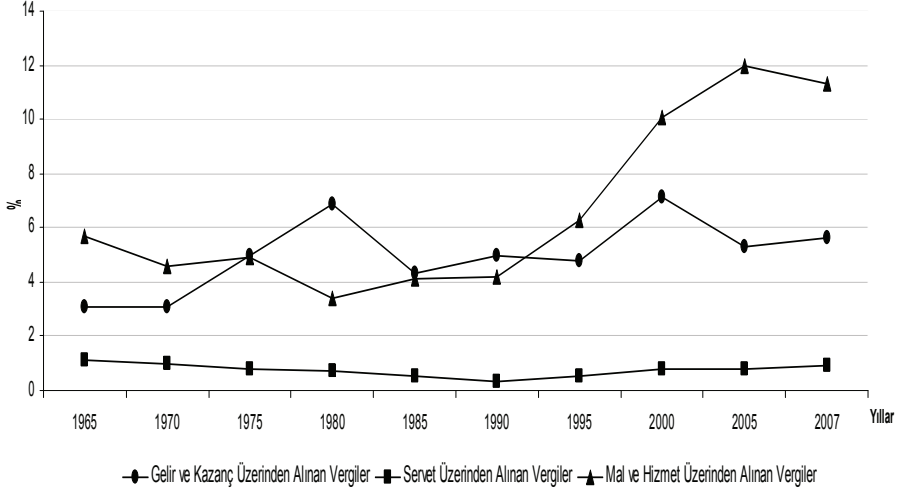
Bu çalışmanın amacı içsel büyüme modellerinin kuramsal öngörülerinden hareketle Türkiye ekonomisi için vergi yükü, vergi hasılatı kompozisyonu ve iktisadi büyüme arasındaki dinamik ilişkileri analiz etmektir. Çalışmanın ikinci bölümünde Türkiye ekonomisinde 1965-2007 yılları arasında vergi hasılatı kompozisyonunun gelişimi incelenecektir. Daha sonra, vergi hasılatı kompozisyonu ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin tespitine ilişkin yapılmış başlıca uygulamalı çalışmalar incelenecektir. Dördüncü bölümde, çalışmada uygulanacak olan ekonometrik yöntem ve kullanılacak olan veri seti açıklanacaktır. Analizlerde sınamalar üç aşamada yapılmaktadır. Birinci aşamada kullanılan serilerin bütünleşme dereceleri birim kök testleriyle belirlenecektir. Serilerin birinci dereceden bütünleşik olması durumunda ikinci aşama olarak seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığı Johansen yöntemi ile test edilecektir. Son olarak, seriler arasındaki dinamik ilişkiler, tahmin edilen Vektör Hata Düzeltme (VEC) modeline dayalı değişim kaynağının ayrıştırılması ve etki-tepki fonksiyonlarıyla analiz edilecektir. Son bölümde ise elde edilen sonuçlar değerlendirilecektir.

2. Türkiye ekonomisinde vergi hasılatı ve yapısı

Türkiye ekonomisinde, 1965-2007 döneminde bir bütün olarak bakıldığında toplam vergi hasılatının GSYİH içindeki payı yükselmiştir. Ancak, OECD istatistiklerine göre 1965 yılında GSYİH'nin % 9.9'u ile ölçülen toplam vergi hasılatı, 1985 yılı verileriyle GSYİH'nin % 9.8'ine karşılık gelmektedir. Gözlemlenen bu değerler, Türkiye ekonomisinde 1965-1985 dönemi vergi hasılatında bir artışa işaret etmemektedir. Ancak 1985 yılından itibaren vergi hasılatında 2000 yılına kadar sürecek bir artış başlamıştır. Vergi hasılatındaki bu artışın kaynağı ise 1985 yılında uygulamaya konan Katma Değer Vergisi'dir. 2000 yılında vergi hasılatının GSYİH içindeki payı % 19.6'a ulaşmıştır. 2000 yılından sonra nispeten istikrarlı bir seyir izleyen vergi hasılatının GSYİH içindeki payı, 2001'de

yürürlüğe konan ve yine dolaylı vergi niteliğinde olan Özel Tüketim Vergisi'nin katkısı ile 2005 yılında % 18.8, 2007 yılında % 18.6 olarak gerçekleşmiştir (OECD, 2009).

Şekil 1
Türkiye Ekonomisinde Vergi Hasılatı Bileşenlerinin GSYİH İçindeki Payı (1965-2007)



Kaynak: OECD'den (2009) derlenmiştir.

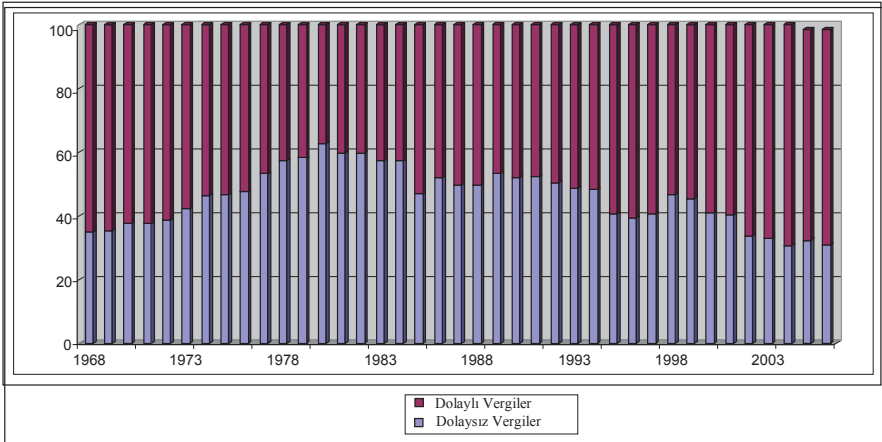
Şekil 1, Türkiye ekonomisinde 1965-2007 dönemi itibariyle gelir ve kazanç, servet, mal ve hizmet üzerinden alınan vergilerin GSYİH içindeki payını göstermektedir. İlgili dönemde, dönem başı ve dönem sonu açısından bakıldığında gelir ve kazanç üzerinden alınan vergiler ile mal ve hizmet üzerinden alınan vergilerde artış, servet üzerinden alınan vergilerde ise düşüş gözlemlenmektedir. Ancak, Türkiye Ekonomisinde gelir ve kazanç üzerinden alınan vergilerin GSYİH içindeki payının da 2000 yılından sonra düşme eğiliminde olduğu görülmektedir. Servet üzerinden alınan vergiler ise ilgili dönemde düşük ağırlıklı ancak görece olarak istikrarlı bir seyir izlemiştir. 1990 yılına kadar ciddi miktarda düşerek GSYİH'nin % 0.3'üne karşılık gelen servet üzerinden alınan vergilerin GSYİH içindeki payı daha sonra yükselme eğilimine girmiş ve 2007 yılında GSYİH'nin % 0.9'una ulaşmıştır. Mal ve hizmet üzerinden alınan vergilerin GSYİH içindeki payında ise ciddi yükselmeler gözlemlenmiştir. İlgili dönemin başında GSYİH'nin % 5.7'sine denk gelen mal ve hizmet üzerinden alınan vergiler, 1985 yılına kadar düşme eğiliminde olmuştur. Ancak 1985 yılında sekiz farklı dolaylı verginin yerine konulmuş olan Katma Değer Vergisi ve 2002 yılında farklı kapsamdaki dolaylı vergilerin yerine Özel Tüketim Vergisinin yürürlüğe konması ile birlikte mal ve hizmet üzerinden alınan vergilerin

GSYİH içindeki payı hızlı bir yükselme eğilimine girmiş ve % 11.3'e yükselmiştir.

Tablo 1, 1965-2008 yılları arasında Türkiye ekonomisinde dolaylı ve dolaysız vergi bileşenlerini göstermektedir. 2003 yılı ve öncesine göre dolaysız vergiler, “Gelirden Alınan Vergiler” ve “Servetten Alınan Vergiler” gruplarını, dolaylı vergiler ise “Mal ve Hizmetlerden Alınan Vergiler” ve “Dış Ticaretten Alınan Vergiler” gruplarını kapsamaktadır. 2004 yılından itibaren geçerli olan tanıma göre ise dolaysız vergiler, “Gelir ve Kazanç Üzerinden Alınan Vergiler” ve “Mülkiyet Üzerinden Alınan Vergiler” gruplarını, dolaylı vergiler ise “Dahilde Alınan Mal ve Hizmet Vergileri”, “Uluslararası Ticaret ve Muamelelerden Alınan Vergiler”, “Damga Vergisi” ve “Harçlar” gruplarını kapsamaktadır. Tablonun incelenmesi ile Türkiye ekonomisinde vergi hasılatının önemli ölçüde dolaylı vergilerden, dolaylı vergilerin ise ağırlıklı olarak dahilde alınan mal ve hizmet vergilerinden oluştuğu anlaşılmaktadır.

Şekil 2, Tablo 1’deki verilerden hareketle dolaylı ve dolaysız vergilerin toplam vergi hasılatı içindeki yüzdelerdeki payını göstermektedir. Dolaylı vergiler, daha önce de bahsedildiği gibi Türk Vergi Sisteminde baskın bir role sahiptir. Dolaylı vergilerin toplam vergi hasılatı içerisindeki payı 1968’de % 64.9, 1970’de % 62.4, 1975’de % 53.2, 1980’de % 37.2, 1985’de % 53.1, 1995’de % 59.3, 2000’de % 68.7, 2002’de % 66.3, 2006 yılında da % 68.7 olarak gerçekleşmiştir.

Şekil 2
Türkiye’de Dolaylı ve Dolaysız Vergilerin Gelişimi (1968- 2006)



Kaynak: Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü (<http://www.bumko.gov.tr>) verilerinden hareketle yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Türkiye ekonomisinde 1985 yılında yürürlüğe konan Katma Değer Vergisi ve 2002 yılında vergi sistemine dahil edilen Özel Tüketim Vergisi, vergi politikasının temel araçları ve vergi hasılatı kompozisyonunun önemli

İlter ÜNLÜKAPLAN-İbrahim ARISOY

Tablo 1
Türkiye'de Dolaylı ve Dolaysız Vergi Hasılatının Bileşenleri (1965-2008)

Yıllar	Dolaysız vergiler			Dolaylı vergiler			Toplam		
	Gelir	Servet	Toplam	Mal ve hizmetler	Dış ticaret	Toplam			
1965	10.294.643	194.634	3.407.895	3.987.116	2.899.632	6.886.748			
1970	23.002.943	8.165.302	8.636.999	8.798.858	5.567.086	14.365.944			
1975	95.008.789	43.516.046	44.391.603	30.709.615	19.907.571	50.617.186			
1980	749.849.431	463.808.844	470.770.957	205.746.370	73.332.104	279.078.474			
1985	3.829.116.958	1.771.758.595	1.795.733.830	1.287.327.431	746.055.697	2.033.383.128			
1990	45.399.534.298	23.245.942.492	410.847.822	13.685.385.763	8.057.358.221	21.742.743.984			
1995	1.084.350.504.039	433.036.310.692	8.750.785.308	447.915.849.283	194.647.558.756	642.563.408.039			
2000	26.503.698.413.260	10.503.315.529.370	346.646.178.960	11.364.336.164.660	4.289.400.540.270	15.653.736.704.930			
Yıllar	Dolaysız vergiler			Dolaylı vergiler			Toplam		
	Vergi Gelirleri	Gelir ve Kazanç Üz. Al. Ver.	Mülkiyet Üz. Alınan Ver.	Dahilde Al. Mal Ve hiz. Ver.	Uluslararası Tic. ve Mua. Al. Ver.	Damga Vergisi		Harçlar	
2004	101.038.904.000	29.308.952.000	1.838.205.000	31.147.157.000	48.931.860.000	16.932.418.000	1.915.515.000	2.111.954.000	69.891.747.000
2005	131.948.778.000	40.433.099.000	2.648.361.000	43.081.460.000	61.057.546.000	21.838.289.000	2.569.516.000	3.401.967.000	88.867.318.000
2006	151.271.701.000	44.174.998.000	3.159.574.000	47.334.572.000	69.147.461.000	27.579.814.000	3.167.251.000	4.042.603.000	103.937.129.000
2007	171.098.466.000	53.780.017.000	3.693.239.000	57.473.256.000	76.089.363.000	29.001.074.000	3.677.079.000	4.857.694.000	113.625.210.000
2008	189.980.827.000	63.088.534.000	4.151.467.000	67.240.001.000	80.763.460.000	32.809.172.000	3.987.640.000	5.180.554.000	122.740.826.000

Not: Sadece genel bütçede yer alan vergileri kapsamaktadır. Sosyal güvenlik katkı payları hariçtir. 2003 yılına kadar 1000 TL, 2004 yılından itibaren YTL temel alınmıştır.

Kaynak: Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü, (<http://www.bumko.gov.tr>).

bileşenleri olmuştur. Şekil 2'den de anlaşılacağı gibi Türk Vergi Sisteminde vergi hasılatı, bahsedilmiş vergi reformlarının etkisiyle, büyük ölçüde dolaylı vergilerden oluşan bir yapı kazanmıştır.

3. Literatür özeti

Barro (1990), King ve Rebelo (1990) ve Lucas'ın (1990) öncü çalışmaları ile birlikte içsel büyüme modelleri, maliye politikasının iktisadi büyüme üzerindeki etkilerine özel bir önem atfetmeye başlamıştır. Vergilemenin uzun dönem büyüme üzerindeki etkisi, içsel büyüme modellerinin literatürde yer alması ile paralel olarak, kamu maliyesindeki temel araştırma konularından biri olmuştur. Bu modellerde iktisadi büyüme, kuramsal düzeyde, farklı vergilere karşı farklı tepkiler vermektedir. Buna göre, dolaylı vergiler birey ve firmaların sermaye birikimine yönelik güdülerini etkilemediğinden iktisadi büyüme üzerinde olumsuz etkiye sahip değildir. Diğer yandan, dolaysız vergiler ise, neredeyse tüm içsel büyüme modellerinde, sermaye birikimi ve iktisadi büyüme üzerinde olumsuz etkiye sahiptir. İçsel büyüme modellerinde vergi hasılatının kompozisyonuna ilişkin kuramsal düzeydeki bu öngörüler, uygulamalı çalışmalarla sınanmıştır. Ancak içsel büyüme modellerinde kuramsal anlamda ulaşılan fikir birliği, uygulamalı çalışmalarda gerçekleşmemektedir. Yürütülmüş farklı çalışmalarda iktisadi büyümenin dolaylı ve dolaysız vergilere karşı farklı tepkiler verdiği gözlemlenmiştir.

İçsel büyüme modellerinin yukarıda bahsedilmiş kuramsal düzeydeki öngörülerini test etmek üzere farklı çalışmalar yürütülmüştür. Harberger (1964), dolaysız vergilerden dolaylı vergilere geçişi içeren bir vergi reformunun iktisadi büyümeyi arttıracak derecede yatırımları yükseltmediğini göstermiştir. Zira modelde dolaylı/dolaysız vergi hasılatı kompozisyonundaki değişimler, işgücü arzı ve yatırımları yeterli derecede etkilememekte ve böylelikle iktisadi büyüme oranı üzerinde ihmal edilebilecek büyüklükte değişimler ortaya çıkmaktadır. Hall (1968), vergilerde meydana gelen değişimlerin iktisadi büyüme üzerinde sadece geçici etkiler yarattığını öngördüğü bir tasarruf-tüketim modeli geliştirmiştir. Neoklasik Büyüme yaklaşımını temel alan model, dışsal teknolojik ilerleme ve nüfus artışını temel almış ve varsayımsal olarak vergi hasılatı kompozisyonunun iktisadi büyüme üzerinde etkili olmayacağını öngörmüştür. Harberger'in vergi politikası, yatırım ve iktisadi büyüme etkileşimini temel alan çalışmasını takip eden Mendoza vd. (1995), 18 OECD ülkesi için 1966-1990 dönemini içeren panel veri analizinde gelir vergisinin iktisadi büyüme üzerinde, sermaye geliri ve tüketim vergisine göre daha olumlu etkilerini gözlemlemiştir. Mendoza vd. (1997) tarafından yapılan diğer bir katkıda, vergi hasılatı kompozisyonunun özel yatırımlar üzerinde kuramsal düzeydeki önemli etkilerine dikkat çekilmiştir. Ancak çalışmanın uygulama sonuçları, vergi hasılatı kompozisyonunun iktisadi büyüme üzerinde önemli etkileri olmadığını göstermiştir. Yüksek ve

düşük gelir grubuna dahil 20 ülke için ayrı ayrı yürütülmüş yatay kesit analizinde Marsden (1983), düşük gelir grubuna dahil ülkelerde vergi hasılatının GSYİH'e olan oranı ile iktisadi büyüme oranı arasında ters yönlü bir ilişki gözlemlemiş ancak yüksek gelir grubuna dahil olan ülkelerde bu şekilde bir ilişki ortaya çıkmamıştır. Vergi hasılatının bileşenleri açısından bakıldığında da sadece mal ve hizmetler üzerinden alınan vergilerin iktisadi büyüme oranına olumsuz katkıda bulunduğu sonucuna varılmıştır.

Sahra Çölü'nün güneyindeki ülkeler için 1965-1982 dönemini kapsayan verilerden hareket eden Skinner (1988), gelir vergisinin iktisadi büyüme üzerindeki ters yönlü etkisine yönelik bulgular elde etmiştir. Analiz sonuçlarına göre ithalat ve ihracat üzerinden alınan vergilerin, özellikle de satış vergilerinin iktisadi büyüme üzerinde sadece marjinal etkiler yarattığı sonucuna varılmıştır. Bu sonuçlara paralel şekilde Easterly ve Rebelo'nun (1993), gelişmekte olan ülkeler için uyguladığı yatay kesit analizinde marjinal gelir vergisi oranı ile iktisadi büyüme oranı arasında anlamlı ve ters yönlü ilişki tespit edilmiştir. Kneller vd. (1999), 22 OECD üyesi ülkeye yönelik, 1970-1995 yıllarını içeren panel veri analizinde maliye politikasının iktisadi büyüme oranı üzerindeki etkisini test etmeye çalışmıştır. Analiz sonuçları vergi kompozisyonunun iktisadi büyüme üzerinde önemli etkilerine işaret etmektedir. Buna göre bozucu vergileme iktisadi büyüme üzerinde olumsuz etkiye sahipken bozucu olmayan vergileme bu tür bir etkiye sahip değildir.

Branson ve Lovell (2001), Yeni Zelanda ekonomisi için iktisadi büyümeyi en yüksek dereceye çıkaracak bir vergi yükü ve vergi kompozisyonu kombinasyonunun tahminine yönelik analizlerinde 1946-1995 dönemini dikkate almış ve iktisadi büyümeyi bahsedilen seviyeye getirecek söz konusu vergi kompozisyonunun % 65 oranında dolaysız, % 35 oranında da dolaylı vergilerden oluşacağını belirtmiştir. Halihazırda uygulanmakta olan vergi sisteminden yukarıda bahsedilen vergi yapısına geçiş ise yazarların hesaplamalarına göre reel GSYİH üzerinde % 17'lik bir artışa neden olacaktır.

Widmalm (2001), 23 OECD üyesi ülke için 1965-1990 yıllarını kapsayan, vergi hasılatı kompozisyonu ve iktisadi büyüme ilişkisinin test edilmesini amaçlayan birleştirilmiş yatay kesit analizinin söz konusu olduğu çalışmasında iktisadi büyüme oranı ile kurumlar vergisi hasılatının ters yönlü, gelir vergisinin ise aynı yönlü ilişkisine dikkat çekmiştir. Servet vergileri, ücret geliri ve tüketim üzerinden alınan vergiler ise *kırılgan* olarak kabul edilmiştir.

Koch vd. (2005), 1960- 2002 dönemini kapsayan analizlerinde Güney Afrika Cumhuriyeti ekonomik ve mali istatistiklerinden hareketle vergi hasılatı ve iktisadi büyüme ilişkisinin tespitinin yanında dolaylı vergilerin dolaysız vergilere olan oranı olarak da adlandırılan *vergi karması*'nın iktisadi büyüme üzerindeki etkilerini de araştırmıştır. Analizdeki bulgular, hakim görüşün tersine dolaylı vergilerin dolaysız vergilere görelî payının artmasının iktisadi büyümeyi düşüreceğini göstermektedir.

Lee ve Gordon (2005), yatay kesit ve zaman serisi modellerini birlikte kullandıkları analizlerinde 1970-1997 dönemi itibariyle 70 ülkede vergileme ve iktisadi büyüme ilişkisini araştırmıştır. Çalışmanın bulguları, kurumlar vergisinin iktisadi büyüme üzerindeki ters yönlü etkisine işaret etmektedir. Diğer vergi hasılatı bileşenleri ise iktisadi büyüme ile istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişki içerisinde değildir.

Mamatzakı (2005), Yunanistan ekonomisinde 1960-2003 döneminde vergi hasılatı kompozisyonundaki şoklara karşı iktisadi büyüme oranının tepkisini ölçmek amacıyla etki-tepki fonksiyonu analizi kullanmıştır. Analiz sonuçları, vergi karmaşısındaki yükselişin ekonominin büyüme oranı üzerinde olumlu etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

De Wet vd. (2005), vergi hasılatı kompozisyonu ve hükümet harcamaları gibi maliye politikası uygulamalarının iktisadi büyüme üzerinde kuramsal düzeyde etkileri olduğunu savunmuş ve Güney Afrika ekonomisi için 1969-2003 dönemini kapsayan analizlerinde dolaysız vergi hasılatındaki artışın iktisadi büyüme üzerindeki olumsuz etkilerini vurgulamışlardır.

Thomas ve Dritsaki (2005), Yunanistan Ekonomisi için 1965-2002 dönemine ait yıllık verilerle vergi hasılatı ve iktisadi büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını araştırmıştır. Araştırma bulguları vergi hasılatı ve GSYİH ilişkisinin varlığını doğrulamakla birlikte marjinal dolaysız vergi oranı ile iktisadi büyüme arasında aynı yönlü bir ilişkiye işaret etmektedir.

Tosun ve Abizadeh (2005), OECD ülkelerinde, vergi hasılatı yapısındaki değişimler ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi 1980-1999 dönemi itibariyle araştırmıştır. Analiz sonuçları, 24 OECD ülkesinde, iktisadi büyüme oranlarının istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde vergi hasılatı kompozisyonu üzerinde etkili olduğunu ortaya koymuştur. Buna göre, gelir ve servet vergileri iktisadi büyümeye olumlu tepki verirken sosyal güvenlik vergileri ile mal ve hizmetler üzerinden alınan vergiler ters yönlü tepki vermektedir.

OECD tarafından hazırlanan ve farklı vergi hasılatı bileşenlerinin iktisadi büyüme üzerindeki etkileri üzerine odaklanan çalışma, iktisadi büyümeyi destekleyecek vergi yapısının amaçlanmasını vurgulamış ve kurumlar vergisinin iktisadi büyüme üzerinde en olumsuz etkiye sahip vergi bileşeni olduğu sonucuna varmıştır. Diğer vergi bileşenlerinin iktisadi büyüme üzerindeki olumsuz etkilerine göre sıralanması ise “gelir vergisi, tüketim üzerinden alınan vergiler ve servet üzerinden alınan vergiler” şeklinde gerçekleşmiştir (Johansson vd., 2008).

Son yıllarda Türkiye ekonomisi’nde vergi hasılatı bileşenleri ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar sayıca artış göstermiştir. Durkaya ve Ceylan (2006), Engle-Granger eşbütünleşme analizi, hata düzeltme mekanizması ve Granger nedensellik testine başvurarak vergi hasılatı bileşenleri ve iktisadi büyüme arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisini araştırmıştır. Analiz sonuçları dolaysız vergiler ile

iktisadi büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine işaret ederken dolaylı vergiler ile iktisadi büyüme arasında ilişki tespit edilememiştir. Yılmaz ve Tezcan (2007), eşbütünleşme analizinden hareketle GSMH'nin dolaysız vergi hasılatı ile aynı, dolaylı vergi hasılatı ile ters yönlü ilişkisini ortaya koymuştur. Johansen eşbütünleşme analizini ve hata düzeltme mekanizmasını temel alan Temiz (2008), iktisadi büyümeye dolaylı vergilerin olumlu, dolaysız vergilerin ise olumsuz katkısını ortaya koymuştur. Mucuk ve Alptekin (2009), yine eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik testleriyle dolaylı vergilerden iktisadi büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmıştır. Arısoy ve Ünlükaplan (2010), Feder (1983), Ram (1986) ve De Wet vd.'in (2005) yaklaşımlarından hareketle iki sektörlü üretim fonksiyonu çerçevesinde dolaylı vergilerin iktisadi büyümeye olumlu etkisini ortaya koymuştur. Dolaysız vergiler ve iktisadi büyüme arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye ulaşılamamıştır.

4. Veri seti ve ekonometrik yöntem

Çalışmada kullanılan veriler, Devlet Planlama Teşkilatı-DPT *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler 1950-2006* ve BUMKO'dan alınmış olup 1968-2006 dönemini kapsamaktadır. Değer cinsinden tüm veriler, 1987 yılı sabit fiyatlarıyla olup, logaritmik olarak ifade edilmiştir. Vergi yükü (*TB*) değişkeni dolaylı ve dolaysız vergilerin toplamının reel GSMH'ye oranı, vergi karması (*ID*) değişkeni ise dolaylı vergilerin dolaysız vergilere oranı olarak ifade edilmiştir. Değişken sembollerinin önündeki "R" harfi, ilgili değişken serisinin reel olduğunu, "L" harfi, ilgili değişken serisine logaritmik dönüşümün yapıldığını, Δ sembolü ise değişkenin birinci derece farkının alındığını göstermektedir. Çalışma kapsamında vergi yükü, vergi karması ve iktisadi büyüme arasındaki dinamik ilişkilerin irdelenmesinde Mamatzakis'in (2005) yöntemi izlenecektir. Analizde, sınamalar zaman serisi tekniklerine uygun olarak üç aşamada yapılmaktadır. Birinci aşamada, kullanılan serilerin bütünleşme dereceleri birim kök testleriyle belirlenmektedir. Serilerin birinci dereceden bütünleşik olması durumunda ikinci aşama olarak seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığı Johansen-Juselius (1990) yöntemi ile test edilmektedir. Son olarak, seriler arasındaki dinamik ilişkiler, değişim kaynağının ayrıştırılması ve etki-tepki fonksiyonlarıyla analiz edilmektedir (Enders, 1995: 385-93).

4.1. Geleneksel birim kök testleri

Analizin ilk aşamasında, kullanılan verilerin zaman serisi olması nedeniyle, analizde kullanılacak verilerin durağanlık özellikleri incelenecektir. Bilindiği gibi, durağan olmayan diğer bir ifadeyle birim kök içeren verilerle yapılacak ekonometrik analizler yanıltıcı sonuçlar verebilir. Bu nedenle analizde kullanılan verilerin birim kök içerip içermediklerinin belirlenmesinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi (Dickey ve Fuller,

1979) yanında daha yüksek güç özelliklerine sahip Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) (ERS) birim kök testleri de kullanılmıştır. ERS (1996), çalışmasında ADF-GLS testini geliştirmiş ve veride deterministik bileşenlerin etkisinin var olması halinde gücünün daha yüksek olacağı bir test önermiştir. İlk adımda, bu testte aşağıdaki denklemler vasıtasıyla seriler önce ortalama ve deterministik trendden arındırılmaktadır.

$$\begin{aligned} y_t &= d_t + u_t \\ u_t &= a u_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (1)$$

Burada d_t deterministik trend, v_t ise sıfır ortalamalı hata terimlerini göstermektedir (Elliott vd., 1996: 813).

Trendden arındırma,

$$y_t^d = y_t - \beta' z_t \quad (2)$$

işlemi yardımı ile yapılmaktadır (Elliott vd., 1996: 824). (2) numaralı denklikte z_t , serinin sahip olduğu ortalama ya da trende göre farklı şekil almaktadır. Her iki etkinin de var olması halinde $z_t = (1, t)'$ şeklinde tanımlanırken deterministik trendin olması halinde sadece birlerden oluşmaktadır.

$$\Delta y_t^d = \alpha + \alpha y_{t-1}^d + \sum_i^k \beta_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t \quad (3)$$

Bu arındırma işleminden sonra yukarıdaki belirtilen ADF testi uygulanmaktadır (Elliott vd., 1996: 824).

4.2. Yapısal kırılmalı birim kök testleri

Analize konu olan değişkenler, incelenen dönem içerisinde yapısal bir değişikliğe (structural break) maruz kalmışsa, bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan yapılan birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar verebilmekte ve testin gücünü azaltabilmektedir. Bu nedenle, bu çalışmadaki söz konusu eksikliği gidermek için yapısal değişimleri içsel olarak belirleyen yapısal kırılmalı birim kök testlerinden de yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılan Zivot ve Andrews birim kök testi aşağıdaki modeller çerçevesinde uygulanmıştır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta DU_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Theta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \Psi DT_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Theta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta DU_t + \Psi DT_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Theta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Buna göre, yukarıda verilen Model A , sabitte kırılmayı, Model B , trendde kırılmayı ve Model C ise hem sabit hem de trendde kırılmayı incelemektedir. Yukarıdaki modellerde DU_t ve DT_t sırasıyla, yapısal değişikliğin olduğu T_B zamanındaki serinin seviyesindeki ve trendindeki kırılmayı gösteren kukla değişkenlerdir ve aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1, & \text{eğer } t > T_B \\ 0, & \text{eğer } t \leq T_B \end{cases} \quad (7)$$

$$DT_t = \begin{cases} t - T_B, & \text{eğer } t > T_B \\ 0, & \text{eğer } t \leq T_B \end{cases} \quad (8)$$

Yapısal değişikliğin olduğu T_B zamanı, (4), (5) ve (6) no'lu denklemin ardışık olarak tahmin edilmesinden sonra elde edilen δ katsayılarına ait minimum t istatistiğinin elde edildiği noktadır.

Zivot ve Andrews (1992)'e benzer şekilde Perron (1997), üç model çerçevesinde, serilerdeki yapısal değişimi ele almıştır. Bunlar, sırasıyla, serinin hem seviyesi hem de trendinde yapısal değişime olanak tanıyan (Innovational Outlier Modeli-IO2); serinin trendinde meydana gelen yapısal değişikliği gösteren (Innovational Outlier Modeli-IO1) ve serinin ortalamasında meydana gelen değişikliği temsilen (Additive Outlier Modeli) modellerden oluşmaktadır. Perron (1997) testinin Zivot ve Andrews (ZA) testinden farkı, yukarıdaki denklemlerde ek olarak $D(T_B)_t = I(t = T_B + 1)$ şeklinde tanımlanan bir kukla değişken içermesidir.

Buna göre, her iki sınama yönteminde de üç alternatif model için boş hipotez $\delta = I$ ise serinin birim kök içerdiği anlamına gelmektedir. Elde edilen t istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçükse serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Elde edilen t istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyükse sıfır hipotezi reddedilmekte ve serinin yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir.

4.2.1. Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi

Zivot ve Andrews (1992) ve Perron (1997) gibi birim kök testleri, yapısal değişimi içsel olarak saptamakla birlikte, bu testlerin boş hipotezinde yapısal değişimin olmadığını varsayarak kritik değerler belirlenmektedir. Bu testler, birim kökün varlığını gösteren temel hipotezde yapısal kırılma olmadığını varsayarak kritik değerleri bu varsayıma göre oluşturmaktadır. Lee ve Strazicich (2003), bu testlerde kullanılan temel hipotezin alternatifinin yapısal kırılmalı durağan olmaması gerektiğini ortaya koymuştur. Çünkü temel hipotezin alternatifi yapısal kırılmaların var olması şeklinde olabilir, bu ise incelenen seride yapısal kırılmalı birim kökün var olabileceğini gösterir. Diğer bir ifadeyle, temel hipotezin reddi, birim kökün

varlığını reddetmeyi gerektirmemekte, yapısal kırılma olmayan birim kökün reddini ifade etmektedir. Bu sonuç, uygulamalı çalışmalarda kullanılan test sonuçlarının yorumlanmasının dikkatli yapılması gerektiğini ortaya koymaktadır. Temel hipotezin reddi, araştırmacıları yanlışlıkla, gerçekte seriler kırılmalarla birlikte fark durağan iken, incelenen serinin yapısal kırılmalı trend durağan olduğunu kabul etmelerine yol açabilir. Lee ve Strazicich (2003), bu sorunu ortadan kaldırmak için Schmidt ve Phillips (1992) tarafından literatüre kazandırılan Lagrange Çarpanları (LM) birim kök testine dayanan ve birden fazla yapısal değişime de olanak tanıyan birim kök testini geliştirmiştir. (Yılancı, 2009: 329-330).

Lee ve Strazicich (LS) testi, ortalamadaki yapısal kırılma Model A; sabitte ve trenddeki kırılma ise Model C olmak üzere iki modele dayanmaktadır. Lee ve Strazicich (2003) testi, veri üretme sürecini şu şekilde ifade etmektedir:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad , \quad \text{burada} \quad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Burada Z_t içsel değişken vektörünü, ε ise hata terimini göstermektedir. Sabitte veya ortalama tek kırılmaya izin veren birim kök testi için Model A, $D_t, t \geq T_B + 1$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek üzere (9) numaralı denklemde $Z_t = [1, t, D_{1t}]'$ olur. T_B , kırılma zamanını göstermektedir. Ortalamada iki kırılmaya izin veren birim kök testi için Model AA, $D_{jt} = 1; j = 1, 2$ için $D_t, t \geq T_{Bj} + 1$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek üzere (9) numaralı denklemde $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ olur. Sabit terimde ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC'yi elde etmek için $j = 1, 2$ olmak üzere $DT_{jt}, t \geq T_{Bj} + 1$ iken $t - T_{Bj}$ diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek suretiyle Z_t yerine $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ konulur. Veri yaratma süreci temel hipotez altında kırılmaları içerirken ($\beta = 1$), alternatif hipotez ($\beta < 1$) şeklindedir. LM birim kök test istatistiği, aşağıdaki regresyondan elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \Phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (10)$$

burada, $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x = Z_t \tilde{S}_{t-1}$, $t = 2, \dots, T$ şeklindedir. δ' ; Δy_t 'nin ΔZ_t göre regresyonundan elde edilen katsayılarıdır. $\tilde{\psi}_x, y_t - Z_t \delta$. LM test istatistiği, birim kök temel hipotezini sınavan t istatistiği olan $\tilde{\tau}$ ile elde edilir. Kırılma zamanlarını belirlemek için $\tilde{\tau}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalar seçilir:

$$LM_\tau = \inf_{\tau} \tilde{\tau}(\lambda)$$

T gözlemleri, $j=1, 2$ için T_{Bj} kırılma noktasını göstermek üzere $\lambda_i = T/T_{Bj}$ şeklindedir.

4.3. Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testi

Değişkenlerin bütünüleşme derecelerinin saptanmasından sonraki adım, bu değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının yani uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerinin belirlenmesidir. Bilindiği gibi, eşbütünleşme testi, düzeyde durağan olmayan serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini ortaya koymaktadır. Bunun için yaygın olarak kullanılan tekniklerden birisi de VAR (Vector Autoregression) modeli temelinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını maksimum olabilirlik tahmin yöntemiyle incelemeye dayanan Johansen ve Juselius (1990) testidir. VAR modeline dayanan Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testi aşağıdaki p.dereceden VAR modeli şeklinde gösterilebilir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

burada, Y_t , durağan olmayan değişkenler vektörünü ($LGNP_t, LID_t, LTB_t$); X_t , deterministik bileşenler vektörünü; ε_t ise hata terimini göstermektedir. VAR modeli matris gösteriminde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ ve } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \text{ olmak üzere } \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Granger tarafından geliştirilen teoreme göre, Π katsayı matrisinin indirgenmiş rankı (r) içsel değişken sayısından küçük ise ($r < k$ ise), $\Pi = \alpha\beta'$ ve $\beta' y_t$ 'nin $I(0)$ olduğu ve her biri r ranklı $k \times r$ kadar α ve β matrislerinin mevcut olacağını belirtmiştir. Burada r , eşbütünleşme ilişkisinin sayısını göstermekte (eşbütünleşik rank) ve β' 'nin her bir kolonu eşbütünleşik vektörü belirtmektedir. Buradan elde edilen kalıntılardan hareketle eşbütünleşme vektörlerini bulmak için olabilirlik testleri (LR) hesaplanır. r sayıda eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak için iki test istatistiği kullanılmaktadır. Eşbütünleşme rankı, iz testi ve maksimum özdeğer testleri ile sağlanır. Bunlardan ilki iz (Trace) testi olarak adlandırılmakta ve sıfır hipotezin r , alternatif hipotezin k kadar eşbütünleşme ilişkisini araştırdığı test istatistiğidir (burada k içsel değişken sayısıdır). İz istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Johansen ve Juselius, 1990):

$$LR_{Trace}(r/k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (13)$$

Burada λ_i , Π matrisinin i . en büyük özdeğerini belirtmektedir. İkinci test istatistiği, maksimum özdeğer (Maksimum Eigenvalue) istatistiği olarak adlandırılmakta ve r kadar eşbütünleşme ilişkisine karşılık $r+1$ kadar eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmakta olup aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$LR_{Max}(r/r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (14)$$

Öte yandan Johansen-Juselius'un (1990) eşbütünleşme yönteminin örneklemin küçük olması durumunda yanı ve sapmalı sonuçlar verdiği bilinmektedir (Ahn ve Reinsel, 1990; Cheung ve Lai, 1993; Toda, 1995; Johansen, 2000). Bu yüzden mevcut gözlem sayısının sınırlı olmasından dolayı çalışmada Johansen (2002)'in bu sorunun üstesinden gelmek için önerdiği ve dağılımın standart olmaması durumunda bile uygulanabilen örnekleme göre düzeltilmiş Bartlett İz (Trace) Testi'nden (Bartlett, 1937) yararlanılmıştır.

4.4. Hata düzeltme modeli

Seriler arasındaki uzun dönem ilişkiyi saptadıktan sonraki aşamada uygulamada takip edilen yol, söz konusu seriler arasındaki nedensellik ilişkisini ve ilişkinin yönünü saptamaktır. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığının gerek koşul olduğu hata düzeltme modeli, uygulamada değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem dinamik ilişkinin belirlenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Granger (1988: 199-211), değişkenler eş bütünleşik olduğunda geleneksel Granger nedenselliğin geçerli olmayacağını, bu durumda seriler arasındaki nedensellik analizinin hata düzeltme modeli çerçevesinde yapılmasının daha uygun olacağını belirtmiştir. Hata düzeltme modeli bu amaçla geliştirilmiş olup, değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapma ve kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla da kullanılmaktadır. Hata düzeltme modelinin işleyişi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \theta EC_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (15)$$

Hata düzeltme modelinde bağımlı değişkendeki değişme, açıklayıcı değişkenlerdeki değişme ile eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata terimleri serisinin gecikmeli değerinin fonksiyonu olarak ele alınmaktadır. Bu iki modelin parametreleri (ΔY_t ve ΔX_t) kısa dönem, θ ve λ ise uyarlanma hızı katsayılarıdır. ΔY_t regresyon denklemi, ΔY_t 'deki değişmeyi ΔX_t 'teki değişmeye ve bir önceki dönem dengeleme hatasına bağlamaktadır. İlgili regresyon denkleminde, ΔX_t , ΔY_t 'deki kısa dönem sapmaların etkisini yakalarken, EC_{t-1} eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değerini göstermekte olup hata düzeltme parametresi olarak adlandırılmaktadır. Burada hata düzeltme parametresi, model dinamiğini dengede tutmaya yarayan ve değişkenleri uzun dönem denge değerine doğru yakınlaşmaya zorlayan bir katsayı olup, bağımlı değişkende kısa dönemdeki

denge­sizliğin ne kadarının bir sonraki dönemde düzeltil­diğini de göstermektedir. Hata düzeltme parametresinin katsayısının sıfırdan farklı yani anlamlı olması, tüm değişkenler arasında bir etkileşim sürecinin var olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme modelinde gecikmeli değerleri yer alan bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak Wald χ^2 ya da F-istatistiğinin anlamlı olması ve/veya hata düzeltme değişkeninin t-istatistiğinin anlamlı olması Granger anlamında nedenselliğin varlığını gösterir (Masih ve Masih, 1997: 423). Şöyle ki, yukarıda verilen ilk regresyon denklemindeki β_i katsayılarına uygulanan Wald χ^2 istatistikleri ve/veya hata düzeltme katsayısının t-istatistiği, belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, ΔX_t 'in ΔY_t 'nin Granger nedenseli olduğu sonucuna varılır. Aynı şekilde ikinci regresyon denkleminde δ_i katsayılarına uygulanan Wald χ^2 istatistiklerinin ve/veya hata düzeltme katsayısının t-istatistiğinin belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı olması da ΔY_t 'nin ΔX_t 'in Granger nedenseli olduğunun göstergesidir (Enders, 1995: 374; Masih ve Masih, 1997: 423-424). Hata düzeltme katsayısının anlamlılığı uzun dönem Granger nedenselliği gösterirken, bağımsız değişkenlerin gecikmeli katsayılarının anlamlı olması ise kısa dönem Granger nedenselliği göstermektedir. Bu modelde Granger anlamında nedensellik ilişkisinin olması için, ya bağımlı değişkenlerin gecikme katsayılarının ya da uyarlanma hızı parametrelerinin anlamlı olması yeterli olup her ikisinin anlamlı olmasına gerek yoktur (Enders, 1995: 373-376).

5. Uygulamalı analiz sonuçları

5.1. Birim kök testi sonuçları

Değişkenlerin birim kök içerip içermediğini saptamak için uygulanan ADF ve ADF-GLS birim kök testi sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Her iki test sonuçlarına göre sabitli ile sabitli ve trendli modellerde verilerin tümü için düzey değerlerde elde edilen test istatistikleri, mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük elde edildiğinden “seri birim kök içermektedir” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bununla birlikte, birinci farkı alınmış veriler için elde edilen test istatistikleri, mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük elde edildiğinden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, analiz verileri seviyede durağan değildir ve birinci farkları alındığında durağan olmaktadır.

Diğer yandan, yapısal kırılma durumunda geleneksel birim kök testlerinin yanıltıcı sonuçlar verebildiğinden daha önce bahsedilmişti. Bu nedenle, çalışmada uygulanan tek kırılmalı ZA (1992) ve Perron (1997) birim kök testlerinin sonuçları Tablo 3'de verilmiştir. Söz konusu sonuçlara göre serilerdeki yapısal kırılma dikkate alınsa bile serilerin durağanlık özelliği değişmemektedir. ZA (1992) ve Perron (1997) test sonuçları da ADF ve ADF-GLS test sonuçlarını teyit etmektedir. Buna göre, bütün serilerin birinci farkında durağan çıkmaları, seriler arasında geleneksel

anlamda eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını araştırmak için gerekli ön koşulu sağlamaktadır. Bütün seriler aynı dereceden bütünlük oldukları için bundan sonraki aşamalarda seriler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkileri analiz edilebilir.

Tablo 2
ADF ve ADF-GLS Birim Kök Test Sonuçları

		ADF		ADF-GLS	
		Seviye	I. Fark	Seviye	I. Fark
<i>LGNP</i>	C+T	-2.775	-6.482	-2.677	-6.658
	C	-0.556	-6.565	-1.623	-6.651
<i>LRID</i>	C+T	-1.632	-6.747	-1.206	-6.852
	C	-0.925	-5.907	-0.896	-5.986
<i>LRTB</i>	C+T	-0.457	-7.778	-1.218	-7.749
	C	-0.190	-7.670	0.399	-7.737
Kritik Değerler		C+T	C	C+T	C
	%1	-4.226	-3.615	-3.770	-2.627
	%5	-3.536	-2.941	-3.190	-1.949
	%10	-3.200	-2.609	-2.890	-1.611

Not: C+T, sabit ve trendli model; C, trendsiz modeli temsil etmektedir.

Tablo 3
Tek Kırılmalı ZA (1992) ve Perron (1997) Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ZA Test İst.	TB	Perron (1997)	TB
LRGNP	-3.910 ^c	1990	-4.469 ^c	1988
	-3.434 ^b	1997	-4.782 ^b	1996
	-4.107 ^a	1999	-4.009 ^a	1999
LRID	-4.309 ^c	1977	-4.245 ^c	1975
	-4.308 ^b	1981	-3.070 ^b	1975
	-2.938 ^a	1977	-3.987 ^a	1980
LRTB	-4.096 ^c	1984	-4.247 ^c	1982
	-3.654 ^b	1990	-3.299 ^b	1980
	-3.253 ^a	1982	-3.341 ^a	1991
Kritik Değerler	% 1	-5.34	-3.48	
	% 5	-4.80	-2.88	
	% 10	-4.58	-2.58	

Not: c,b,a sırasıyla sınamalarda kullanılan modelleri, TB ise yapısal kırılma zamanını göstermektedir.

Bunlara ilaveten, LS (2003) testi iki yapısal değişime olanak verecek şekilde uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4'den da görüldüğü gibi yine değişmemiştir.

Tablo 4
İki Kırılımlı LS (2003) Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	LS Test İst.	TB ₁	TB ₂
<i>LGNP</i>	-5.198 ^c	1978	1997
	-3.744 ^a	1978	1993
<i>LID</i>	-5.069 ^c	1978	1994
	-2.148 ^a	1977	1994
<i>LTB</i>	-5.066 ^c	1977	1989
	-2.068 ^a	1981	1983

Not: c,a sırasıyla sınamalarda kullanılan modelleri, Model CC ve Model AA, TB ise yapısal kırılma zamanını göstermektedir. Kritik değerler Model CC için % 1 (-6.45), % 5 (-5.67); Model AA için % 1 (-4.55), %5 (-3.84) olup Lee ve Strazicich (2003)'den alınmıştır.

Özet olarak, Tablo 2, 3 ve 4'da sunulan birim kök sınamalarına göre, analize konu her bir değişkenin seviyelerinde birim kök ihtiva ettiği hipotezi, kabul edilebilir anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Bununla birlikte, birinci farkı alınmış veriler için elde edilen test istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük elde edildiğinden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre analiz verileri yapısal kırılmalar dikkate alınsa bile seviyede durağan değildir ve birinci farkları alındığında durağan olmaktadır. Buna göre, bütün serilerin birinci farkında durağan çıkmaları, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını araştırmak için gerekli ön koşulu sağlamaktadır. Bütün seriler aynı dereceden bütünlük oldukları için bundan sonraki aşamalarda seriler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkileri analiz edilebilir.

5.2. Eşbütünleşme sınama sonuçları

Birim kök sınama sonuçlarına göre seriler aynı dereceden bütünlük olarak elde edildiğinden, aralarındaki uzun dönemli ilişki Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testiyle araştırılmıştır. Bilindiği gibi bu yöntem VAR modeline dayanmakta olup, eşbütünleşme sınamalarında, VAR modelinde ve eşbütünleşme denkleminde yer alacak sabit ve/veya trend gibi değişkenlerin belirlenmesi büyük önem taşımaktadır. Bu amaçla, eşbütünleşme matrisinin rankını ve modele eklenecek sabit, trend gibi değişkenleri aynı anda belirlemeye olanak veren Pantula yöntemi izlenmiş ve eşbütünleşme denkleminde sabitin yer aldığı modelin (model 2) en uygun model olduğu sonucuna varılmıştır. Eşbütünleşme denkleminde sabitin yer aldığı (model 2), düzey olarak verilerde trend ve eşbütünleşme denkleminde sabitin yer (Model 3) aldığı ve düzey olarak verilerde trend ve eşbütünleşme denkleminde sabitin ve doğrusal trend terimlerinin yer (Model 4) aldığı modeller tahmin edilmektedir. Bunların dışında eşbütünleşme denklemine hiçbir deterministik değişken almayan ya da serilerde karesel trend varsayan modeller dikkate alınmamıştır. Tahmin edilen üç modelin İz (Trace) istatistikleri karşılaştırılarak en uygun model ve modelin rankı belirlenmiş olmaktadır. (Harris, 1995: 95-97).

Eşbütünleşme sınavının baz alındığı VAR modeli için optimal gecikme uzunluğu Schwarz (SBC) ve Akaike (AIC) bilgi kriterine göre 1 olarak saptanmış fakat Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testine (LM) göre % 10 anlamlılık düzeyinde modelde ardışık bağımlılık sorununa rastlandığı için optimal gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Tablo 5’de Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme sınavı için Likelihood Ratio (LR) test istatistikleri, iz ve maksimum özdeğer, ile eşbütünleşme ilişkisinin belli sayıda (r) veya daha az eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren H_0 hipotezi verilmiştir.

Tablo 5
Johansen-Juselius (1990) Eşbütünleşme Test Sonuçları

	$H_0: \text{rank}(\mathbf{\Pi})=r$	Test İst.	$P_{\text{olasılık}}$
λ_{Max}	$r = 0 (r \geq 1)$	26.286	0.013
	$r = 1 (r \geq 2)$	9.877	0.345
	$r = 2 (r \geq 3)$	7.574	0.099
λ_{Trace}	$r = 0 (r \geq 1)$	43.738	0.004
	$r = 1 (r \geq 2)$	17.451	0.116
	$r = 2 (r \geq 3)$	7.574	0.099
Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Vektörü			
LGNP	C	LTB	LID
1.000	8.752 (0.000)	-6.145 (0.000)	7.293 (0.000)
Tanısal Testler			
LM(1)	8.883 (0.448)	ARCH(1)	4.684 (0.321)
White	65.022 (0.707)	Normallik	6.642 (0.194)

Not: Parantez içindeki değerler ve $P_{\text{olasılık}}$, H_0 hipotezinin reddedilme olasılığını göstermektedir.

Öte yandan örneklere göre düzeltilmiş Bartlett iz testine ait simülasyonla hesaplanan asimptotik ve tekrarlı örnekleme dayalı öz çıkarımlı (bootstrap) kritik değerlere ilişkin olasılık değerleri ise Tablo 6’de verilmiştir.

Tablo 5 ve Tablo 6’da verilen sonuçlara göre, eşbütünleşme olmadığını ileri süren yokluk hipotezi, $r \leq 1$, test istatistikleri tarafından bütün değişkenler için reddedilmiş ve modelde bir tane eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu, yani $r=1$ olduğu tespit edilmiştir. Bunlara ek olarak, eşbütünleşme tahminleri sonucunda elde edilen ekonometrik ilişkinin iktisadi yorumunun kabul edilebilir olması için tahmin edilen parametrelerin hata terimlerinin bilinen tanısal testlerden geçmesinin yanında parametrelerin zaman içinde kararlı bir seyir izlemesi de gerekmektedir. Bu

çerçevede, Hansen ve Johansen (1999) tarafından geliştirilmiş olan LM testine dayalı parametre kararsızlığı (parameter instability) sınaması ile tahmin edilen eşbütünleşme parametrelerinin sabit olup olmadığı sınanmış ve elde edilen bulgular Tablo 6’da verilmiştir. Söz konusu bulgular, tahmin edilen eşbütünleşme ilişkisinde kabul edilebilir anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin reddedilememesi nedeniyle parametre kararlılığının geçerli olduğunu göstermektedir. Böylece, vergi yükü (*LTB*) ve vergi karması (*LID*) ile reel GSMH (*LGNP*) serileri arasında eşbütünleşme vardır. Dolayısıyla, söz konusu seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmaktadır. Yani, durağan olmayan değişkenlerden oluşan sistem uzun dönem denge noktasına sahiptir. Kısa dönemde birbirinden farklı hareket ediyor görünen değişkenler, aslında aynı stokastik trendi paylaşmaktadır ve uzun dönemli bir dengeye sahiptir.

Tablo 6
Örnekleme Büyüklüğüne Göre Düzeltilmiş Johansen-Juselius(1990)
Eşbütünleşme Test Sonuçları

$H_0: \text{rank}(\Pi)=r$		Test İst.	Asimptotik $P_{\text{olasılık}}$	Bootstrap $P_{\text{olasılık}}$
λ_{Trace}	$r = 0 (r \geq 1)$	27.762	0.065	0.070
	$r = 1 (r \geq 2)$	10.416	0.239	0.250
	$r = 2 (r \geq 3)$	0.013	0.914	0.920
Hansen ve Johansen (1999) Parametre İstikrarlılık Testi				
	LGNP	LTB	LID	
	0.064	0.021	0.096	
	(0.799)	(0.882)	(0.756)	

Not: Parantez içindeki değerler H_0 hipotezinin reddedilme olasılığını göstermektedir.

Tablo 7
Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Kısa-Dönem Gecikmeli Farklar			
	$\Delta LGNP$	ΔLID	ΔLTB	<i>ECT</i>
$\Delta LGNP$	---	1.115 (0.572)	3.637 (0.162)	0.134 (0.000)
ΔLID	6.537 (0.038)	---	2.247 (0.325)	0.013 (0.213)
ΔLTB	1.601 (0.449)	0.940 (0.624)	---	0.140 (0.023)

Not: Parantez içindeki değerler H_0 hipotezinin reddedilme olasılığını gösteren p-değerlerini, *ECT* ise hata düzeltme katsayısını göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Böylece, ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki saptandıktan sonra söz konusu değişkenlerin uzun dönem denge dinamiklerinden sapmalar ve kısa dönemli dinamikler, hata düzeltme modeli yardımıyla incelenebilir. Tablo 7’de sunulan hata düzeltme modelinde her bir denklemde bağımsız değişkenlerin kısa dönem farklarının anlamlı olup olmadığını gösteren Wald istatistikleriyle hata düzeltme terimine yer verilmiştir. İlgili sına sonuçlarına göre, sadece iktisadi büyümenin ($\Delta LGNP$) ve vergi yükü (ΔLTB)’nün bağımlı değişken olduğu modellerde hata düzeltme katsayıları anlamlı ancak pozitif işaretli bulunmuştur. Öte yandan, vergi karmasının (ΔLID) bağımlı değişken olduğu modelde sadece kısa dönem iktisadi büyümenin vergi karması üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Özetle, kısa dönemde iktisadi büyüme ($\Delta LGNP$), vergi karmasının (ΔLID) Granger anlamda nedenseli iken, uzun dönemde iktisadi büyüme ($\Delta LGNP$) ve vergi karması (ΔLID), vergi yükünün (ΔLTB) Granger nedenseli, aynı şekilde vergi karması (ΔLID) ve vergi yükünün de (ΔLTB) iktisadi büyümenin ($\Delta LGNP$) Granger anlamda nedenseli olduğuna yönelik bulgulara ulaşılmıştır.

5.3. Etki-tepki analizleri

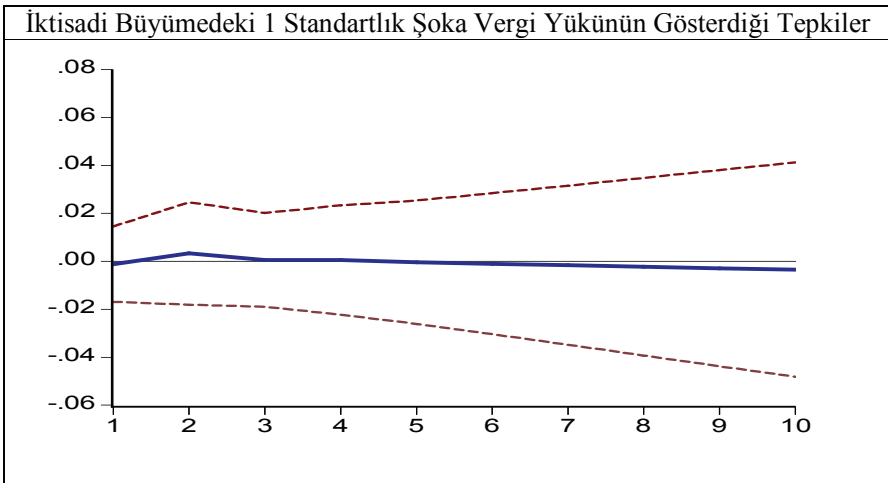
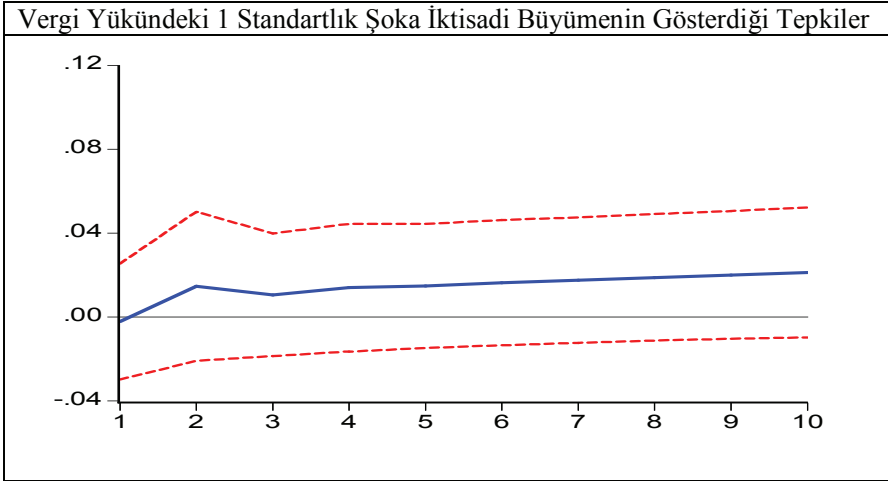
Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli dinamikler analiz edildikten sonra bu kısımda, zaman içerisinde değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi görmek için etki-tepki analizlerinden yararlanılmış ve her bir değişkene verilen bir şok karşısında diğer değişkenlerin verdiği tepkileri gösteren grafikler aşağıda sunulmuştur. Bu çerçevede, değişkenlerdeki değişimlerin, birbirleri üzerindeki etkilerinin boyutlarını ve dönem uzunluğunu belirleyebilmek için, VAR modellerine dayalı genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarından yararlanılmıştır. Bilindiği gibi, etki-tepki fonksiyonları, modelde yer alan her değişkenin kendisindeki ve diğer bütün içsel değişkenlerdeki şoklara gösterdiği tepkinin dinamik davranışlarını karakterize etmek için kullanılan en önemli araçlardan biridir. Bu sayede, her bir değişkendeki beklenmeyen bir değişimin zaman içerisinde bütün diğer değişkenleri nasıl etkilediği izlenebilmektedir. Burada, şoku veren değişken açısından etki, şoku alan değişken açısından ise bir tepki söz konusudur (Pindyck ve Rubinfeld, 1991: 385-387). VAR modelinde etki-tepki katsayılarını elde etmede en çok kullanılan yöntem, hataların Cholesky ayrıştırması kullanılarak dikeyleştirilmesi ve elde edilen varyans-kovaryans matrisinin çapraz hale getirilmesidir. Bu nedenle, değişkenlerin sırasının değiştirilmesi, etki-tepki fonksiyonlarında çok büyük değişmelere yol açmaktadır. Bu eksikliği gidermek için, çalışmada VAR modellerinde değişkenlerin sıralamasından etkilenmeyen Pesaran ve Shin (1998)’in geliştirmiş olduğu genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları tercih edilmiştir.

Analizlerde standart hataları türetmek amacıyla, Monte Carlo simülasyon tekniği kullanılarak, etki-tepki fonksiyonlarındaki nokta tahminler için, 100 iterasyonlu güven sınırları hesaplanmıştır. Grafikteki kesikli çizgiler güven sınırlarını, düz çizgiler ise nokta tahminlerini

göstermektedir. Genelleştirilmiş etki-tepki değerleri Şekil 3, 4 ve 5 ile görselleştirilmiştir. Genel olarak bütün şekillere bakıldığında, iktisadi büyümedeki şokların vergi yükünü ve karmasını ihmal edilecek düzeyde etkilediği görülürken, vergi karmasındaki dışsal bir şokun iktisadi büyüme eğiliminde bir artış neden olduğu; vergi yükündeki dışsal bir şokun ise iktisadi büyüme üzerinde durağan bir etki yarattığı görülmektedir. Vergi yükündeki dışsal bir şokun vergi karması üzerinde süregelen bir artış eğilimine neden olduğu görülürken, vergi karmasındaki dışsal bir şokun ise vergi yükünde nispeten durağan bir artış eğilimine neden olduğu görülmektedir.

Şekil 3

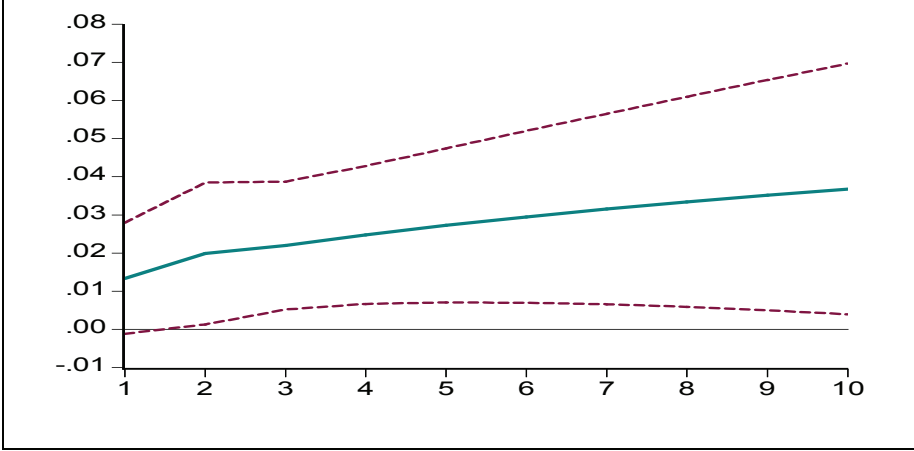
Vergi Yükü ve İktisadi Büyüme Arasındaki Dinamik Etkileşimler



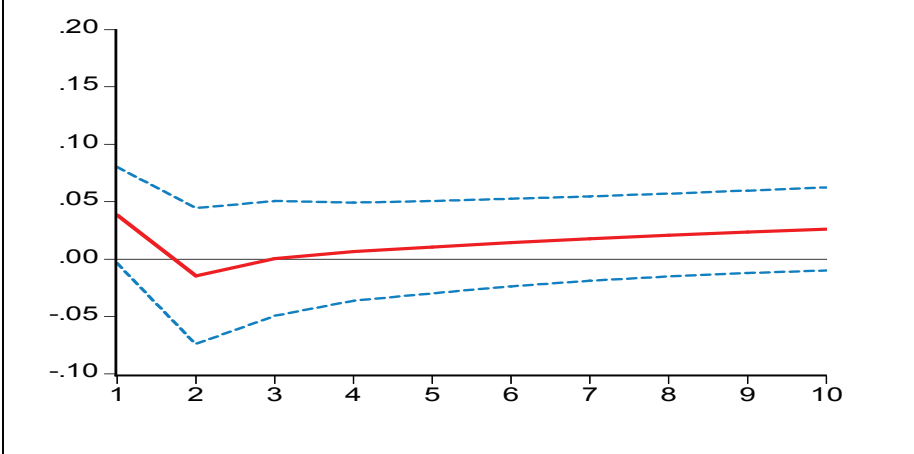
Şekil 4

Vergi Karması ve İktisadi Büyüme Arasındaki Dinamik Etkileşimler

Vergi Karmasındaki 1 Standartlık Şoka İktisadi Büyümenin Gösterdiği Tepkiler

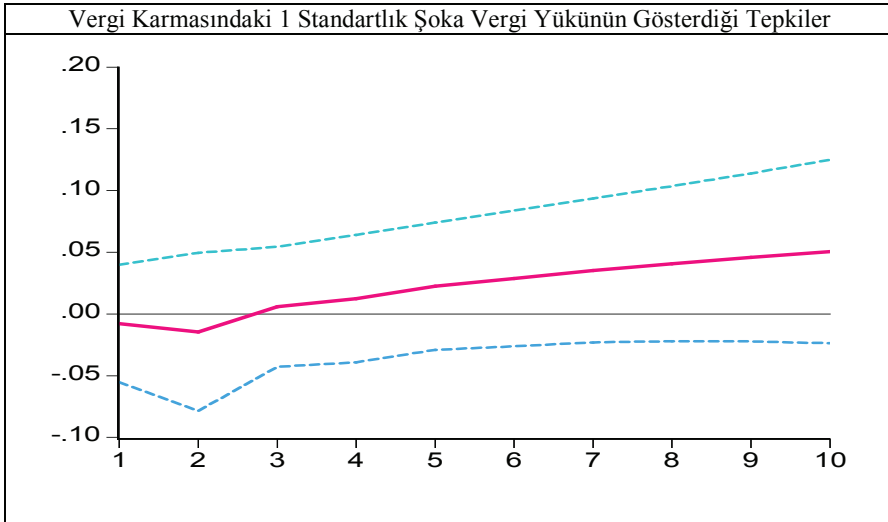
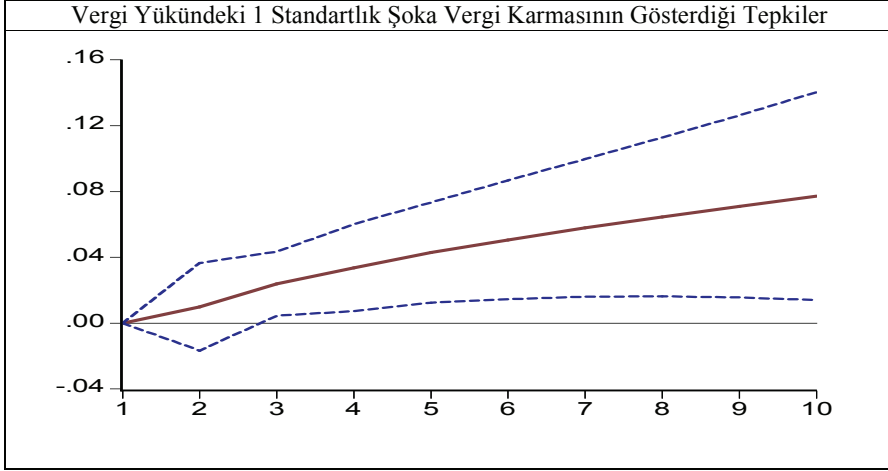


İktisadi Büyümedeki 1 Standartlık Şoka Vergi Karmasının Gösterdiği Tepkiler



Şekil 5

Vergi Karması ve Vergi Yükü Arasındaki Dinamik Etkileşimler



5.4. Varyans ayrıştırması sonuçları

Buraya kadar olan kısımda, en uygun bulunan VAR modelinden elde edilen genelleştirilmiş etki-tepki grafikleri yorumlanmıştır. Bu kısımda, her bir değişkenin değişim kaynağının ayrıştırılması için varyans ayrıştırması yapılacaktır. Bilindiği gibi varyans ayrıştırması, her bir değişkenin tahmin hata varyansının sistemdeki diğer değişkenlerin şoklarına ve kendi şoklarına bağlı olarak ortaya çıktığını gösterir. Her bir değişkenin sistemde bulunan tüm değişkenlerden kaynaklanan etkilerini görebilmek için düzenlenen Tablo 8'de değişkenlerin on dönemlik varyans ayrıştırma sonuçları verilmektedir.

Tablo 8'den görüldüğü üzere, varyans ayrıştırması sonuçlarına göre ilk dört dönem boyunca iktisadi büyümenin hata varyansında vergi yükü (*LTB*) ve karmasının (*LID*) etkilerinin zamanla etkili olduğu gözlenmektedir. Benzer şekilde, vergi yükü (*LTB*)'nün hata varyansının ilk iki dönem % 95'i kendisi, % 4'ü iktisadi büyüme ve geriye kalan kısmı vergi karmasıyla açıklanırken, 4. dönemden itibaren vergi yükü (*LTB*)'nün hata varyansını açıklamada kendisinin etkisi sürekli olarak azalırken vergi karmasının etkisinin arttığı görülmektedir.

Tablo 8'in son sütununda vergi karması için yapılan analizlere bakıldığında ise vergi karması (*LID*)'nın hata varyansını açıklamakta kendi etkisinin 4. dönemden itibaren arttığı, iktisadi büyüme ve vergi yükü (*LTB*)'nün etkisinin ise nispeten durağan bir seyir izlediği görülmektedir.

Tablo 8
Değişkenlere Ait Varyans Ayrıştırma Sonuçları

	LGNP			LTB			LID		
	LGNP	LTB	LID	LGNP	LTB	LID	LGNP	LTB	LID
1	100.00	0.000	0.000	4.508	95.491	0.000	9.168	1.373	89.458
2	97.13	0.263	2.603	4.112	95.756	0.130	5.346	6.488	88.164
3	93.62	1.287	5.085	3.140	92.547	4.311	4.016	6.227	89.755
4	90.10	2.104	7.792	2.713	86.278	11.008	3.377	6.270	90.352
5	86.63	3.092	10.27	2.336	77.791	19.872	3.111	6.054	90.834
6	83.54	3.967	12.48	2.127	68.634	29.237	3.062	5.888	91.048
7	80.80	4.803	14.38	2.133	59.723	38.143	3.196	5.709	91.094
8	78.45	5.550	15.99	2.336	51.654	46.009	3.473	5.555	90.971
9	76.42	6.226	17.34	2.743	44.624	52.631	3.880	5.415	90.703
10	74.69	6.831	18.46	3.325	38.651	58.023	4.401	5.296	90.30

Not: Tablodaki ilk sütun zaman dönemlerini, diğer sütunlar ise sırasıyla her bir değişkenin kendisi ve diğer değişkenlerin etkilerini gösteren varyans ayrıştırma sonuçlarını vermektedir.

6. Sonuç ve değerlendirme

Analize konu olan 1968-2006 dönemi itibarıyla, Türkiye Ekonomisinde gerek vergi hasılatında gerekse de vergi hasılatının kompozisyonunda önemli dönüşümler yaşanmıştır. Vergi hasılatının GSYİH içindeki payı, ilgili dönemde yaklaşık iki kat yükselmiştir. Ancak vergi hasılatındaki bu artışın kaynağına bakıldığında, kamu mali yönetiminin finansman sorununu daha çok dolaylı vergiler ile çözmeye çalıştığı, bu amaçla da vergi adaleti açısından olumsuz olmalarına rağmen kolay bir

kaynak olan mal ve hizmet üzerinden alınan vergiler kapsamında olan Katma Değer Vergisi ve Özel Tüketim Vergisi'ne başvurulduğu gözlemlenmektedir. Bu amaçla 1985 yılında yürürlüğe konan Katma Değer Vergisi ve 2002 yılında vergi sistemine dahil edilen Özel Tüketim Vergisi, vergi politikasının temel araçları ve vergi hasılatı kompozisyonun önemli bileşenleri olmuşlardır.

2006 yılı verilerine göre Türkiye ekonomisinde vergi hasılatının % 68.2'lik kısmı dolaylı vergilerden elde edilmektedir. Vergi hasılatı kompozisyonunda dolaysız vergilerden dolaylı vergilere doğru olan bu ciddi dönüşümün iktisadi büyüme üzerindeki etkilerinin araştırılmasını temel alan çalışmanın uygulama aşamasında Türkiye Ekonomisinde 1968-2006 dönemi için dolaylı-dolaysız vergi kompozisyonunun ve vergi yükünün iktisadi büyüme ile olan ilişkisi test edilmiştir. Eşbütünlüşme sonuçları, gerek vergi yükü, gerekse de vergi karmasının (dolaylı vergi hasılatı / dolaysız vergi hasılatı) reel GSMH'deki büyüme ile uzun dönem ilişkisini doğrulamıştır. Kısa dönemde, iktisadi büyüme vergi karmasının Granger anlamda nedenseli iken, uzun dönemde iktisadi büyüme ve vergi karması vergi yükünün Granger nedenseli, aynı şekilde vergi karması vergi yükü de iktisadi büyümenin Granger anlamda nedenselidir. Diğer yandan etki-tepki analizi sonuçları, vergi karmasındaki dışsal bir şokun iktisadi büyüme eğiliminde bir artışa neden olduğunu; vergi yükündeki dışsal bir şokun ise iktisadi büyüme üzerinde durağan bir etki yarattığını göstermektedir. Bu sonuçlar Türkiye ekonomisinde ilgili dönemde vergi yükünün ve vergi hasılatı kompozisyonunun iktisadi büyüme üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Analiz sonuçlarının diğer bir boyutu ise içsel büyüme modellerinin dolaylı vergilerin toplam vergi hasılatı içerisindeki nispi payının yükselmesinin iktisadi büyüme üzerinde olumlu etki yaratacağına ilişkin öngörüsünün desteklenmiş olmasıdır.

Kaynaklar

- AHN, S. K. ve REINSEL, C. G. (1990), "Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, 85, 813-823.
- ARISOY, İ. ve ÜNLÜKAPLAN, İ. (2010), "Tax Composition and Growth in Turkey: An Empirical Analysis", *International Research Journal of Finance and Economics*, 59, 50-61.
- BARRO, R. J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98 (5), 103-125.
- BARTLETT, M. S. (1937), "Properties of Sufficiency and Statistical Tests", *Proceeding of the Royal Society of London, Series A* - 160, 268-282.
- BENOS, N. (2009), "Fiscal Policy and Economic Growth: Empirical Evidence from EU Countries", *MPRA Paper*, No: 19174.
- BRANSON, J. ve LOVELL, C. A. K. (2001), "A Growth Maximizing Tax Structure for New Zealand", *International Tax and Public Finance*, 8, 129-141.

- CASS, D. (1965), "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- CHEUNG, Y. W. ve LAI, K. S. (1993), "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.
- DE WET, A. H., SCHOEMAN, N. J. ve KOCH, S. F. (2005), "The South African Tax Mix and Economic Growth", *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 8 (2), 201-210.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DURKAYA, M. ve CEYLAN, S. (2006), "Vergi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme", *Maliye Dergisi*, 150, 79-89.
- EASTERLY, W. ve REBELO, S. (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 32, 417-458.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J. ve STOCK, H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- FEDER, G. (1983), "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 12, 59-73.
- GRANGER C. W. J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- HALL, R. E. (1968), "Consumption Taxes versus Income Taxes: Implications for Economic Growth", *Proceedings of the 61. Tax Conference*, San Fransisco, CA.
- HANSEN, H. ve JOHANSEN, S. (1999), "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models", *Econometrics Journal*, 2, 306-333.
- HARBERGER, A. (1964), "Taxation, Resource Allocation and Welfare", *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Reserve System* (Edited by J. F. Due), NBER and Brookings Institution, Princeton: Princeton University Press.
- HARRIS, R. I. D. (1995), *Using Cointegration in Economic Analysis*, Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf.
- JOHANSEN, S. (2000), "A Bartlett Correction Factor for Tests on the Cointegration Relations", *Econometric Theory*, 16, 740-778.
- (2002), "A Small Sample Correction for the test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model", *Econometrica*, 70, 1929-1961.
- JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- JOHANSSON, A., HEADY, C., ARNOLD, J., BRYNS, B. ve VARTIA, L. (2008), "Tax and Economic Growth", *Organization for Economic Co-Operation and Development Economics Department Working Paper*, No: 620.
- KING, R. G. ve REBELO, S. (1990), "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications", *Journal of Political Economy*, 98, 126-150.
- KNELLER, R., BLEANEY, M. F. ve GEMMELL, N. (1999), "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries", *Journal of Public Economics*, 74, 171-190.
- KOCH, S. F., SCHOEMAN, N. J. ve TONDER, VAN, J. J. (2005), "Economic Growth and the Structure of Taxes in South Africa: 1960-2002", *South African Journal of Economics*, 73 (2), 190-210.
- LEE, J. ve STRAZICICH, M. C. (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- LEE, Y. ve GORDON, R. H. (2005), "Tax Structure and Economic Growth", *Journal of Public Economics*, 89, 1027-1043.

- LUCAS, R. (1990), "Supply-Side Economics: An Analytical Review", *Oxford Economic Papers*, 42 (2), 293-316.
- MAMATZAKIS, E. C. (2005), "The Dynamic Responses of Growth to Tax Structure for Greece", *Applied Economic Letters*, 12, 177-180.
- MARSDEN, K. (1983), "Links Between Taxes and Economic Growth: Some Empirical Evidence", *World Bank Staff Working Paper*, No: 605.
- MASIH, A. M. M. ve MASIH, R. (1997), "On the Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence From Asian-Energy Dependent NICs Based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach", *Journal of Policy Modeling*, 19 (4), 417-440.
- MENDOZA, E., MILESI-FERRETTI, G. ve ASEA, P. (1995), "Do Taxes Matter for Long-Run Growth?", *IMF Working Paper Series*, No: (95)79.
- MENDOZA, E., MILESI-FERRETTI, G. ve ASEA, P. (1997), "On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture", *Journal of Public Economics*, 66(1), 99-126.
- MUCUK, M. ve ALPTEKİN, V. (2009), "Türkiye'de Vergi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: VAR Analizi (1975- 2006)", *Maliye Dergisi*, 150, 159-174.
- MYLES, G. D. (2009), "Economic Growth and the Role of Taxation – Theory", *Organization for Economic Co-Operation and Development Economics Department Working Paper* No:713.
- OECD (2009), Revenue Statistics 1965-2008, Organization for Economic Co-operation and Development Publication.
- PERRON, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- PESARAN, M. H. ve SHIN, Y. (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economic Letters*, 58 (1), 17-29.
- PINDYCK, S. R. ve RUBINFELD, L.D. (1991), *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill Company.
- RAM, R. (1986), "Government Size and Economic Growth: A New Framework and some Evidence from Cross Section and Time Series Data", *American Economic Review*, 76, 191-203.
- RAMSEY, F. (1928) "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, 38, 543-559.
- SCHMIDT, P. ve PHILLIPS, P. C. B. (1992), "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 257-287.
- SKINNER, J., (1988), "Taxation and Output Growth in Africa", *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, Vol. 73.
- SOLOW, R. M. (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- TEMİZ, D. (2008), "Türkiye'de Vergi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1960 – 2006", 2. Ulusal İktisat Kongresi, İzmir.
- THOMAS, A. ve DRITSAKI, C. (2005), "Tax Revenues and Economic Growth: An Empirical Investigation for Greece Using Causality Analysis", *Journal of Social Sciences*, 1(2), 99-104.
- TODA, H. Y. (1995), "Finite Sample Performance of Likelihood Ratio Tests for Cointegrating Rank in Vector Autoregressions", *Econometric Theory*, 11, 1015-1032.
- TOSUN, M. S. ve ABIZADEH, S. (2005), "Economic Growth and Tax Components: An Analysis of the Tax Changes in OECD", *Applied Economics*, 37, 2251-2263.
- WIDMÄLM, F. (2001), "Tax Structure and Growth: Are Some Taxes Better Than Others?" *Public Choice*, 107, 199-219.
- YILANCI, V. (2009), "Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması" *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335.

- YILMAZ, F. ve TEZCAN, N. (2007), “Vergi Hasılatı ve Sabit Sermaye Yatırımlarının Ekonomik Büyümeye Olan Etkisi: Ekonometrik Bir İnceleme”, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Malatya.
- ZIVOT, E. ve ANDREWS, D. W. K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.

Extended Summary

An applied analysis on the dynamic interactions between tax burden, tax structure and economic growth

Abstract

This study attempts to test the dynamic interactions between tax mix (the ratio of indirect tax revenue to direct tax revenue), tax burden and the economic growth in Turkish economy for 1968-2006 period. The cointegration results confirm the dynamic long-run relationship between the growth rate of real GNP and tax burden as well as tax mix. It has been stated that in the short run, economic growth is the Granger causal of the tax mix. In the long run, economic growth and the tax mix are the Granger causals of the tax burden while tax mix and tax burden are Granger causals of the economic growth. On the other hand, the results of impulse-response analysis suggest that an external shock in the tax mix causes a sharp increase in the economic growth while an external shock in the tax burden generates a stationary effect. These results imply the positive effect of the transformation in the tax revenue composition on the economic growth during the involved period in Turkish Economy.

Keywords: Tax mix, economic growth, Granger causality test, co-integration, impulse-response analysis.

Jel codes: C32, H20, H30, O40

The exogenous growth theory assumes diminishing marginal productivity of capital and labour. In this theory, growth is the result of capital accumulation but with a limit. The growth process is exogenous as it is lack of explaining the fundamental factors that determine the rate of growth. Exogenous growth models assigned the economic growth as a result of the increase in physical capital and labour where law of diminishing returns to scale is on duty. The instruments of government policy have no permanent impact on the growth rate of the economy in these models. Within this approach, growth in per capita output stems from exogenous technological progress and the magnitude the composition of tax revenue does not generate a permanent effect on output growth while generating only temporary “level” effects. In this context, government’s tax policy has no role to promote growth in these models as active government policies,

including tax policies generate only level effects corresponding to temporary growth

The role of tax burden and tax structure in the long-run growth process has been central in public finance since the appearance of endogenous growth models. Endogenous growth theory emphasizes the endogenous determination of economic growth, rather than exogenous technological change. According to the predictions of the endogenous growth models, not only the level of taxes but also the tax composition matters. The endogenous growth models classify taxation instruments into distortionary taxation, which discourages to invest in physical/human capital and non-distortionary taxation which does not affect the above incentives. Any tax policy that distorts the capital accumulation will permanently reduce growth rate, i.e. direct taxes like personal income taxes and corporate income taxes. On the other hand, indirect taxes only distort intertemporal consumption choice while leaving capital accumulation and growth unchanged. According to these reflections, at the theoretical level, the predictions indicate that the tax composition matter for growth.

The indirect taxes play a predominant role in Turkish tax system; the indirect taxes as a percentage of total tax revenue have increased from 37.2 % in 1980 to 53.1 % in 1985, 59.3 % in 1995 and 68.7 % in 2006. Considering the last decades, the composition of the tax revenue in Turkey critically relies on indirect taxation as opposed to direct taxation. This indicates a significant change in the tax burden from direct to indirect taxation in Turkish economy where the fundamental components of indirect tax revenue are specific consumption tax and value added tax.

The object of this study is to test the dynamic interactions between tax mix (the ratio of indirect tax revenue to direct tax revenue), tax burden and the economic growth in Turkish Economy for 1968-2006 period. The cointegration results confirm the dynamic long-run relationship between the growth rate of real GNP and tax burden as well as tax mix. It has been stated that in the short run, economic growth is the Granger causal of the tax mix. In the long run, economic growth and the tax mix are the Granger causals of the tax burden while tax mix and tax burden are Granger causals of the economic growth. On the other hand, the results of impulse-response analysis suggest that an external shock in the tax mix causes a sharp increase in the economic growth while an external shock in the tax burden generates a stationary effect. These results imply the positive effect of the transformation in the tax revenue composition on the economic growth during the involved period in Turkish Economy.