

Türkiye’de Elektrik Tüketimi ve Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: MS-Granger Yaklaşımı

Funda Durgun¹

Özet

Bu çalışmada Granger nedensellik sınavasında yeni yaklaşımlardan biri olan Markov-Switching VAR modele dayanan rejimlere bağlı Granger (MS-Granger) yöntemini kullanarak elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmıştır. Analizlerde kullanılan değişkenler doğrusal olmayıp birinci farklarında durağan çıkmışlardır. MS-Granger metodu rejimlere bağlı olarak hesaplandığından öncelikle Markov-Switching VAR (MS-VAR) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen MS-VAR modeli 2 rejimli olup gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir. Modele göre elde edilen rejimler düşük büyüme dönemi (1. rejim) ve yüksek büyüme dönemi (2. rejim) olarak adlandırılmıştır. Bu rejimler yardımıyla MS-Granger nedensellik sınavası tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre yüksek büyüme döneminde elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç büyüme hipotezini doğrulamaktadır. Bu bağlamda elektrik tüketimi, ekonomik büyümeye katkıda bulunmaktadır. Dolayısıyla korumacı politikaların (elektrik enerjisinin kullanımının kısıtlanması ve/ veya enerji tasarrufuna gidilmesi gibi) uygulanması ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkileyecektir. Ekonomik büyümeyi desteklemek için elektrik tüketimini arttırmaya yönelik teşviklerde bulunmak gerekmektedir.

Giriş

İktisadi değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisi klasik regresyon analizi uygulandığında iktisat teorilerine göre belirlenebilmektedir. Ancak bu ilişki iktisadi değişkenlerin anlaşılması güç olan (karmaşık) yapılarından dolayı mutlak bir nedenselliği ifade etmemektedir. Bundan dolayı değişkenler

1 Dicle Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-7254-227X, funda.uncu@dicle.edu.tr

arasındaki ilişkilerin (etkileşimlerin) varlığının belirlenmesi eğer ilişki varsa bu ilişkinin yönünün (tek yönlü/ çift yönlü) tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, durağanlık varsayımı sağlanmışken değişkenlerin birbirlerine ya da birinin diğerine sistemli/ düzenli bir etkide bulunup bulunmadığını test etmek için nedensellik sınamalarından yararlanmak gerekmektedir.

Nedensellik sınaması ilk defa Amerikalı matematikçi ve filozof Norbert Wiener (1956) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Ancak Gallerli ekonomist Clive William John Granger (1969)'ın yapmış olduğu katkılardan dolayı Granger Nedensellik Sınaması olarak anılmaktadır. Bu sınamalar doğrusal ve doğrusal olmayan² nedensellik sınamaları olarak ayrılmaktadır. MS-VAR³ (Markov rejim değişim vektör otoregresif) modeline dayalı olarak elde edilen Markov⁴ rejim⁵ değişim⁶ Granger nedensellik sınaması (MS-Granger) da bu bağlamda doğrusal olmayan nedensellik sınamalarından biridir.

Klasik nedensellik testleri, ele alınan dönem boyunca VAR modeline ait parametrelerin sabit olduğunu, buna bağlı olarak olası bir yapısal kırılma (değişim) veya konjonktürel bir dalgalanma (genişleme, daralma vb.) durumunda değişim göstermeyeceğini varsaymaktadır. Dolayısıyla parametreler herhangi bir rejim değişimi durumunda zamanla meydana gelen farklılaşmaları dikkate alamamaktadır. Bu da nedensellik ilişkisine ait sonuçların yanlış ifade edilmesine neden olabilmektedir. Bu anlamda Warne (2000) ve Psaradakis vd. (2005), VAR modelinin parametrelerin ele alınan

-
- 2 Klasik zaman serisi modelleri (Regresyon modelleri, AR, ARIMA, VAR vb.) doğrusal modeller olup değişkenler arasındaki ilişkilerin, farklı rejimlerde olsalar dahi, bütün örneklem dönemi boyunca simetrik (aynı) kaldığını varsaymaktadırlar. Ancak hem iktisadi olarak hem de finansal olarak değişkenler arasındaki ilişki gerçek hayatta asimetric (farklı) bir yapı sergilemektedir. Bu yapı hem farklı dönemlerde hem farklı durumlarda hem de farklı rejimlerde değişkenlik göstererek kırılmalara sebep olabilmektedir. Dolayısıyla doğrusal olmayan yapıları bu modellerin uygulanması güvenilir olmayan sapmalı ve sahte sonuçlara yol açabilmektedir.
 - 3 Bu konuda daha ayrıntılı bilgi için Durgun (2019) çalışmasına başvurabilirsiniz.
 - 4 Mevcut sürecin şimdiki gözlemlenen durumu ile geçmişteki durumlarının bilinmesi halinde, gelecekteki gözlemlenemeyen durumun (geçmişteki durumlardan bağımsız olarak) sadece şimdiki mevcut duruma bağlı olmasına Markov özelliği denilmektedir.
 - 5 Rejimler, ekonomide meydana gelen yapısal değişimleri temsil etmektedir. Bu değişimler; genişleme, daralma, küçülme, büyüme ya da finansal piyasalardaki (ayrı piyasası/ boğa piyasası gibi) hareketler olmakla birlikte krizler (mali/ siyasi) ve savaşlar gibi durumlar olarak kabul edilmektedir.
 - 6 Markov rejim değişim modelleri, ortalamada doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biridir. Modelde rejimler gözlemlenemediği gibi gözlemlenemeyen stokastik bir değişken tarafından belirlenmektedir. Model, ekonomi farklı konjonktür dönemlerindeyken onların davranışlarını dikkate alarak etkin tahmincilerin elde edilmesine imkan vermektedir. Hamilton (1989) tarafından ilk olarak tek değişkenli olarak kullanılan model, Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli durum için dönüştürülerek Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) model olarak literatüre kazandırılmıştır. Yöntem, Box-Jenkins (1970)'in sabit parametrelili doğrusal zaman serisi modelleme tradisyonuna alternatif olarak geliştirilmiştir (Krolzig, 2000: 2).

dönem boyunca değişebileceğini varsayarak MS-VAR modelini baz alan yeni bir Granger nedensellik sınaması geliştirmişlerdir.

Ekonometrik Yöntem

Psaradakis vd. (2005: 665-670) yaptıkları çalışmayla parametrelerde zamanla meydana gelecek değişimi, Granger nedenselliğindeki değişiklikleri gösterecek şekilde modellemişlerdir. Bununla birlikte meydana gelen bu değişikliklerin hem olasılıklı (stokastik) olduğunu hem de gözlemlenemeyen bir Markov zincirine bağlı olduğunu varsaymışlardır. Böylece kalıcı bir nedensellik yerine bazı dönemlerde olan bazı dönemlerde olmayan geçici bir Granger nedenselliğini ortaya koymayı amaçlamışlardır. Markov rejim değişim Granger nedensellik sınaması, zamandaki değişimin nedensellikteki değişiklikleri doğrudan yansıttığı zamanla değişen parametrelere sahip olan bir MS-VAR modeline dayanmaktadır. Nedensellikteki değişiklikler dışsal olan bir Markov sürecinin yönettiği rastgele olaylar olarak ele alınmaktadır. Buna bağlı olarak değişikliklere ait çıkarımlar, örneklemdaki her bir gözlem için, belli bir nedensellik rejiminden gelme olasılığına göre yapılmaktadır. Böyle bir model için iki değişkenin olduğu bir durumda değişkenler arasındaki olası nedensel ilişkiye ait dört farklı rejim bulunmaktadır.

Sınamaya ait model,

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$X'_t = [X_{1,t} : X_{2,t}]$ = koşullu skaler zaman serisi (Z_t) üzerinde iki değişkenli zaman serisine ait bileşenler

$\varepsilon'_t = [\varepsilon_{1,t} : \varepsilon_{2,t}]$ = $S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ 'den bağımsız, ortalaması sıfır ve kovaryans matrisi $S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ bağımlı olan beyaz gürültü süreci

$E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t | S_t = l) = [\sigma_{ij,l}]$ = VAR modelinin dağılımına ait kovaryans matrisi $i, j = 1, 2$ ve $l = 1, \dots, 4$ için

$S_{1,t}, S_{2,t} = \{0, 1\}$ değerini alan t anında sistemin rejimini gösteren (modelin nedensellik şeklini ifade eden) gözlemlenemeyen stokastik değişkenler

$$S_t = \begin{cases} S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 1 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 2 \\ S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 3 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 4 \end{cases} \quad \text{rejim göstergelerinin alternatif durumları}$$

şekindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 669; Droumaguet vd., 2016: 804).

Rejim göstergelerinin sınamanın modeline göre alternatif durumlarının gösterimi,

$$S_t = 1 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 2 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 3 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 4 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şekindedir (Psaradakis vd., 2005: 669-670).

Burada t zamanındaki rejim, -1 zamanında geçerli olan rejimin olasılığına bağlı olarak belirlenmektedir. Buna bağlı olarak rejim değişimlerinin $p_{ij}^{(l)} = P(S_{t,l+1} = j | S_{t,l} = i)$, $i, j = 0, 1; l = 1, 2$ geçiş olasılıkları ile 1. mertebeden Markov zincirine tabi olduğu varsayılmaktadır.

Sınamaya ait hipotezler,

$\psi_1^{(1)}, \dots, \psi_1^{(q)}$ parametrelerinden en az (\exists) bir tanesi sıfırdan farklı ise

H_0 : $S_{1,t} = 0$ ($S_t = 2$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{2,t}$, $X_{1,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

H_1 : $S_{1,t} = 1$ ($S_t = 1$ veya $S_t = 3$) rejiminde $X_{2,t}$, $X_{1,t}$ 'nin Granger nedenidir

$\psi_2^{(1)}, \dots, \psi_2^{(q)}$ parametrelerinden en az (\exists) bir tanesi sıfırdan farklı ise

H_0 : $S_{2,t} = 0$ ($S_t = 3$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{1,t}$, $X_{2,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

$H_1: S_{2,t} = 1 (S_t = 1 \text{ veya } S_t = 2)$ rejiminde $X_{1,t}, X_{2,t}$ 'nin Granger nedenidir şeklindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 670).

Sınamaya ait test istatistiğinin olasılık değeri kritik değerin olasılık değerinden büyük ise H_0 reddedilememektedir (nedensellik yoktur). Test istatistiğinin olasılık değeri kritik değerin olasılık değerinden küçük ise H_1 reddedilememektedir (nedensellik vardır).

Sınama, örnek nedenselliğinde kırılma ve kırılma zamanları gibi bir çok değişikliğe izin vermesi bakımından, nedensellikteki değişiklikleri hassasiyetle parametrelendirdikten sonra anlamlılıklarını ($\psi_1^{(k)}$ ve/veya $\psi_2^{(k)}$, nin sıfıra eşit olup olmadığı ile) test edebilmesi açısından ve örneklem döneminde nedensellikte meydana gelen değişikliklerin gerçekleştiği tarihler hakkında olasılıklı çıkarsamalar yapması bakımından klasik nedensellik testlerine göre daha güçlü ve daha kullanışlı bir yöntem olarak tercih edilmektedir (Psaradakis vd., 2005: 671; Büyükyılmaz, 2015: 49).

Markov rejim değişim Granger nedensellik sınavasının tahmin edilebilmesi için öncelikle doğrusal olmamayı test eden sınamalarla serilerin doğrusal olup olmadığı belirlenmelidir. Sonraki aşamada durağanlık şartının sağlanıp sağlanmadığının tespiti için birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Arkasından MS-VAR modeli tahmin edilerek rejimlerle uyumlu olacak şekilde MS-Granger nedensellik sınavasının uygulamasına geçilmektedir.

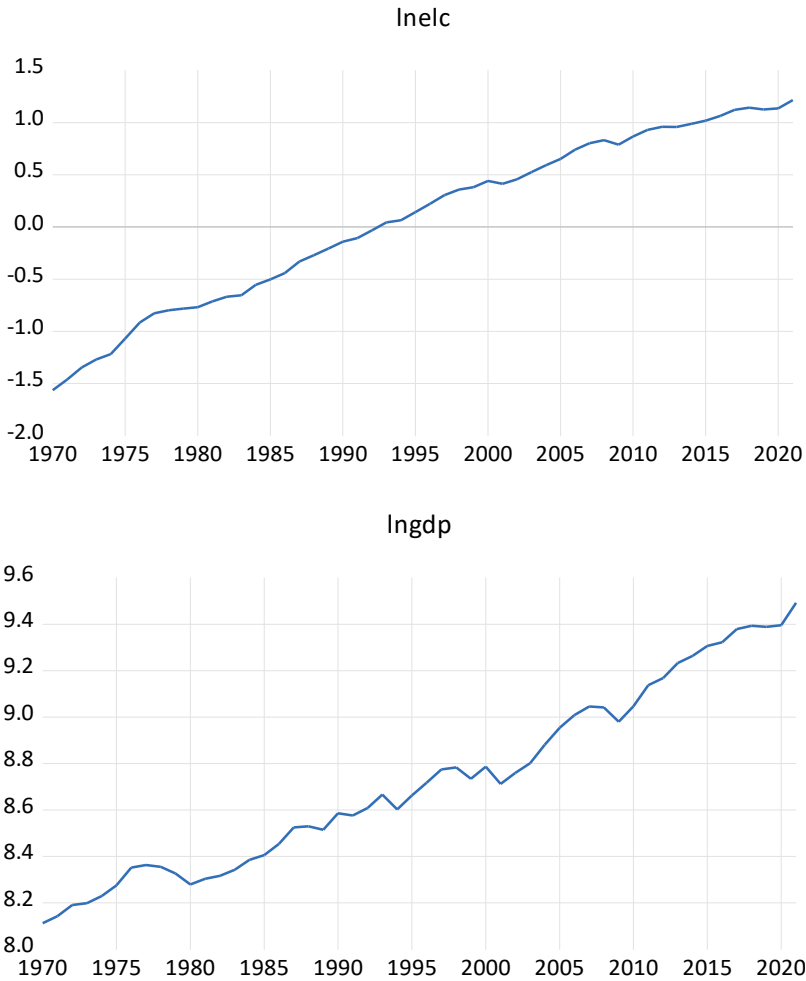
Veri ve Analiz

MS-Granger nedensellik sınavasının uygulaması için elektrik tüketimi verileri TEİAŞ (Türkiye Elektrik İletim Anonim Şirketi) istatistiklerinden kişi başına GSYİH verileri ise Dünya Bankası Dünya Gelişim Göstergelerinden elde edilmiştir. Araştırma, 1970-2021 dönemini kapsayan yıllık veri setinden oluşmaktadır. Verilerin logaritmaları alınarak sırasıyla *lnelc* ve *lngdp* olarak isimlendirilmişlerdir. Analizlerden önce serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Analizlerde ilk olarak doğrusallığı sınamak için Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilmiş olan Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınavası ile birlikte BDS (Brock, Dechert ve Scheinkman) doğrusal olmama testi yapılmıştır. Sonrasında hem doğrusal ADF (Arttırılmış Dickey-Fuller) hem de doğrusal olmayan LNV (Leybourne-Newbold-Vougas,) birim kök testleriyle serilerin durağanlıkları test edilmiştir. MS-VAR modeli tahmin edilerek MS-Granger nedensellik sınavası uygulanmıştır.⁷

7 İsteğe ve/veya şartların uygunluğuna göre MS-ADE, MS-VECM ve etki tepki analizlerine de yer verilebilmektedir ancak burada değinilmemiştir.

Literatürde enerji-büyüme ilişkileri incelendiğinde dört hipotez ortaya çıkmaktadır. Enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik büyüme hipotezinin, ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik koruma hipotezinin, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik geri besleme hipotezinin ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmaması ise yansızlık hipotezinin doğrulandığını göstermektedir (Ozturk, 2010: 340-341). Elde edilen sonuca göre uygulanabilecek politikalar değişmektedir.

Değişkenlere ait grafikler Şekil 1'de ve tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Değişkenlere ait Grafikler

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>lnelc</i>	<i>lngdp</i>
Ortalama	0.0701	8.7271
Standart Sapma	0.8152	0.3955
Çarpıklık	-0.3182	0.3250
Basıklık	1.8855	1.9377
Jarque-Bera	3.5688 (0.1678)	3.3603 (0.1863)

%5 önem düzeyinde normal dağılım sergileyen değişkenlerin standart sapma değerleri birbirine uzaktır.

Değişkenlerin doğrusal olup olmama sınamalarına ait test istatistikleri Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 2. Inelc Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.2047	0.0062	32.7349	0.0000
3	0.3475	0.0100	34.7016	0.0000
4	0.4471	0.0120	37.2480	0.0000
5	0.5182	0.0125	41.1437	0.0000
6	0.5700	0.0122	46.6157	0.0000

Tablo 3. lngdp Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.1778	0.0066	26.8983	0.0000
3	0.2973	0.0106	27.9980	0.0000
4	0.3757	0.0127	29.4146	0.0000
5	0.4291	0.0134	31.9077	0.0000
6	0.4649	0.0131	35.4823	0.0000

Tablo 4. Inelc ve lngdp Serileri için Di Sanzo Testi

Değişken	p Değeri
<i>lnelc</i>	0.0000
<i>lngdp</i>	0.0000

Hem BDS sınavasının istatistiklerine bakıldığında hem de Di Sanzo sınavasının (Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınavasının) istatistiklerine bakıldığında %5 önem düzeyinde her iki serinin de doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir. Durağanlığın belirlenmesi için birim kök testlerine geçilmiştir.

Doğrusal birim kök sınavalarına ait istatistikler Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. ADF Birim Kök Testi

	Sabitli ve Trendli I(0)	Sabitli ve Trendli I(1)
<i>lnelc</i>	-1.7825	-5.5487***
<i>lngdp</i>	-1.9049	-6.7676***

*Not: ***, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

Geleneksel birim kök testlerinden ADF sınavasının sabitli ve trendli modeline ait istatistiklere bakıldığında her iki serinin de %1 önem düzeyinde 1. farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Serilerin yapısı doğrusal olmadığı için doğrusal olmayan birim kök testlerine de bakmak gerekmektedir.

Doğrusal olmayan birim kök sınavalarına ait istatistikler Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. LNV Birim Kök Testi

	Model B I(0)	Model B I(1)
<i>lnelc</i>	-3.2430	-5.7669**
<i>lngdp</i>	-3.6372	-6.8892***

Not: %10, %5 ve %1 düzeyindeki kritik değerler sırasıyla -4.636, -5.053 ve -5.770'tir.

*** , *** , sırasıyla %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

LNV sınavasının istatistiklerine bakıldığında trendli modeli temsil eden Model B için %5 önem düzeyinde her iki serinin de 1. farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Serilerin 1. farkı alınarak MS-VAR modeli uygulanmıştır.

MS-VAR modeli için tahmin edilen uygun model Tablo 7'de verilmiştir.⁸

8 Uygun modelin seçiminde AIC model seçim kriteri dikkate alınmıştır.

Tablo 7. MS-VAR Modeli için Tahmin Edilen Uygun Model

	MSIAH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	225.7779	203.3056
AIC	-8.2311	-7.7722
HQ	-7.9399	-7.6412
SC	-7.4663	-7.4281
LR	linearity test: 44.9447 χ^2 (9)=[0.0000] χ^2 (11)=[0.0000]	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

LR sınavasına ait test istatistiği %5 önem düzeyinde χ^2 tablo değerinden büyük olduğundan MS-VAR modeli ile elde edilen parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Tahmin edilen MSIAH(2)-VAR(1) modeli,

$$\begin{aligned} \text{Rejim 1 için} \quad & \Delta \ln elc_t = v_1 + A_{11} \Delta \ln elc_{t-1} + u_t \\ & \Delta \ln gdp_t = v_1 + A_{11} \Delta \ln gdp_{t-1} + u_t \\ \text{Rejim 2 için} \quad & \Delta \ln elc_t = v_2 + A_{12} \Delta \ln elc_{t-1} + u_t \\ & \Delta \ln gdp_t = v_2 + A_{12} \Delta \ln gdp_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

şeklindedir.

MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8. MS-VAR Modelinin Katsayıları

	Rejim 1 - Düşük Büyüme		Rejim 2 - Yüksek Büyüme	
	$\Delta \ln elc_t$	$\Delta \ln gdp_t$	$\Delta \ln elc_t$	$\Delta \ln gdp_t$
<i>Sabit</i>	0.0310 (0.0083) [3.7502]	0.0274 (0.0109) [2.5131]	0.0554 (0.0273) [2.0322]	0.0489 (0.0047) [10.3379]
$\Delta \ln elc_{t-1}$	0.3960 (0.1702) [2.3267]	-0.1823 (0.2241) [-0.8137]	0.6148 (0.4137) [1.4863]	0.2308 (0.0717) [3.2206]
$\Delta \ln gdp_{t-1}$	-0.1725 (0.1682) [-1.0263]	0.1580 (0.2220) [0.7120]	0.0311 (0.4233) [0.0735]	-0.1306 (0.0733) [-1.7822]

Not: Parantez içerisindeki değerler katsayıların tahminlerine ait standart hataları, köşeli parantezler t istatistiklerini göstermektedir.

MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları dikkate alındığında, $t-1$ döneminde Δncl_t 'de iken t döneminde $\Delta ngdp_t$ 'de bulunmaya ait katsayılar yüksek büyüme rejiminde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tahmin edilen modelin hata terimine ait sınamaları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9. MS-VAR Modelinin Hata Terimine ait Testler

	Rejim 1 - Düşük Büyüme		Rejim 2 - Yüksek Büyüme	
	Δncl_t	$\Delta ngdp_t$	Δncl_t	$\Delta ngdp_t$
Serilere ait Standart H. (σ)	0.0306	0.0404	0.0412	0.0071
Otokorelasyon ($P-\chi^2$)	χ^2 (20) 20.2184 [0.4443]			
Normallik ($N-\chi^2$)	χ^2 (4) 3.6597 [0.4540]			
Değişen Varyans ($H-\chi^2$)	χ^2 (12) 7.3582 [0.8331]	F(12,108) 0.5430 [0.8820]		
Değişen Varyans-X ($H-\chi^2$)	χ^2 (15) 10.7988 [0.7667]	F(15,110) 0.6492 [0.8277]		

Not: Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini göstermektedir.

Hata terimlerine ait test sonuçlarına bakıldığında %5 önem düzeyinde otokorelasyonsuz olma normal dağılıma tabi olma ve sabit varyanslı olma varsayımlarının sağlandığı görülmektedir.

Tahmin edilen modele göre rejimlerin geçiş olasılıkları Tablo 10'da verilmiştir.

Tablo 10. MS-VAR Modelinin Rejim Geçiş Olasılıkları

Rejim Geçiş Olasılıkları	Düşük Büyüme Rejimi	Yüksek Büyüme Rejimi
Düşük Büyüme Rejimi	0.8645	0.1355
Yüksek Büyüme Rejimi	0.8714	0.1286

Düşük büyüme rejiminin kalıcılığı yüksek bulunurken (%86.45) yüksek büyüme rejiminin kalıcılığı oldukça küçük bulunmuştur (%12.86). t döneminde düşük büyüme rejimindeyken $t+1$ döneminde yüksek büyüme rejimine geçme olasılığı %13.55 iken t döneminde yüksek büyüme rejimindeyken $t+1$ döneminde düşük büyüme rejimine geçme olasılığı %87.14 olarak tespit edilmiştir.

Tahmin edilen modele göre rejimlerin ortalama kalıcılık süreleri Tablo 11'de verilmiştir.

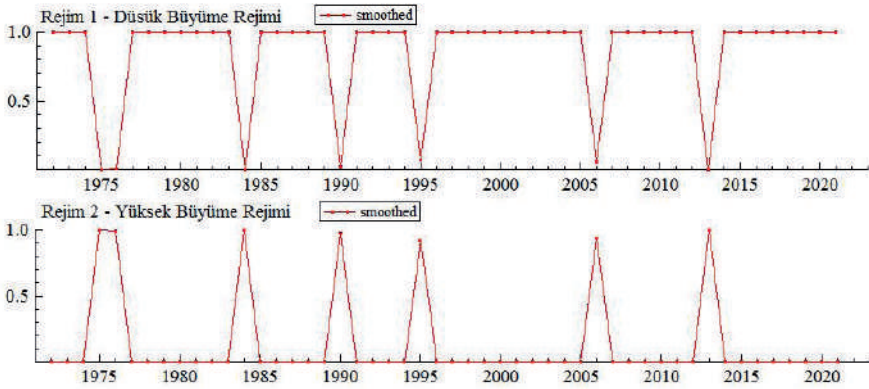
Tablo 11. MS-VAR Modeli için Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi

Rejimde Kalma Süresi	Toplam Süre (Yıl)	Ortalama Süre (Yıl)
Düşük Büyüme Rejimi	43.2	7.38
Yüksek Büyüme Rejimi	6.8	1.15

Düşük büyüme rejiminin geçerli olduğu dönem 43.2 yıl iken düşük büyüme rejiminde ortalama kalma süresi 7.38 yıldır. Yüksek büyüme rejiminin geçerli olduğu dönem ise 6.8 yıl iken yüksek büyüme rejiminde ortalama kalma süresi 1.15 yıl olarak belirlenmiştir.

Düşük büyüme ve yüksek büyüme rejim dönemleri için düzleştirilmiş geçiş olasılıkları Şekil 2'de verilmiştir.

Şekil 2. Rejimlere ait Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıkları



MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları dikkate alındığında $t-1$ döneminde $\Delta \ln elc$ 'de iken t döneminde $\Delta \ln gdp$ 'de bulunmaya ait katsayı yüksek büyüme rejiminde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum $\Delta \ln elc$ 'nin geçmiş değerlerinin $\Delta \ln gdp$ 'nin gelecek değerleri hakkında bilgi verebileceğini ve buna bağlı olarak da bir nedensellik ilişkisinin bulunabileceğini ima etmektedir. Dolayısıyla nedenselliğin tespit edilebilmesi için MS-Granger nedensellik sınamasına başvurulmuştur.

Sınama, nedensellikte meydana gelen değişimleri dışsal olan bir Markov sürecinin yönettiği rastgele olaylar olarak ele almaktadır. Bu bağlamda

değişikliklerle ilgili çıkarımları, örnekleme bulunan her bir gözlemin, belirli bir nedensellik rejiminden gelme olasılığına dayandırarak yapmaktadır.

Sınamanın modeli,

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln elc_t \\ \Delta \ln gdp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln elc_{t-k} \\ \Delta \ln gdp_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şeklinde dir.

Sınamanın hipotezleri,

H_0 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik vardır
şeklinde dir.

Tahmin edilen MS-VAR Modeli için MS-Granger Nedensellik Sınamasına ait sonuçlar Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12. MS-Granger Nedensellik Testi

	Düşük Büyüme Rejimi	Yüksek Büyüme Rejimi
$\Delta \ln gdp_t \rightarrow \Delta \ln elc_t$	1.0533 [0.3047]	0.0054 [0.9414]
$\Delta \ln elc_t \rightarrow \Delta \ln gdp_t$	0.6621 [0.4158]	10.3724 [0.0013]

Not: Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini ifade etmektedir.

Nedenselliğin belirlenebilmesi için gecikmeli parametrelere kısıt konularak Wald sınaması yapılmıştır. %5 önem düzeyinde anlamlılıklara bakıldığında yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye yönelik nedensellik ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç büyüme hipotezini desteklemektedir. Bir başka deyişle elektrik tüketimindeki artışlar ekonomik büyümeye öncülük etmektedir.

Sonuç

Bu çalışmada elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler 1. farklarında durağan olup doğrusal olmama özelliği sergilemişlerdir. Bu bağlamda yapılmış olan Di Sanzo Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınaması değişkenlerin MS-VAR modeli ile tahmin edilmesine uygun olduğunu göstermiştir. 2 rejimli model için gecikme uzunluğu 1 olan MS-VAR modeli genel olarak iyi sonuç vermiştir. MS-VAR modeli ile tahmin edilen rejimler, düşük ve yüksek büyüme dönemleri olarak adlandırılmıştır. Sonraki aşamada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek amacıyla rejimlere bağlı olarak hesaplanan MS-Granger nedensellik sınamasına başvurulmuştur. Analiz sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde anlamlılıklara bakıldığında yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye yönelik nedensellik ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Büyüme hipotezinin doğrulanması elektrik tüketiminin ekonomik büyümeye katkıda bulunacağını ima etmektedir. Bu durumda elektrik enerjisi kullanımının kısıtlanmasının veya enerji tasarrufu gibi koruma politikalarının ekonomik büyümeye olumsuz etkisi olacaktır. Elektrik tüketiminin ekonomik büyümeye neden olduğunun kanıtlanması politika yapıcılarını elektrik tüketimini artırma yönünde teşvik edecektir.

Elektrik tüketiminin arttırılması bazı sakıncaları da ortaya çıkarmaktadır. Elektrik üretiminde ithal kaynakların payının yüksek olması cari açık sorununu gündeme getirmektedir. Nükleer enerji santrallerinin henüz faaliyete girmemiş olması, yenilenebilir enerji kullanımının düşük kalması ve uzun vadede çevreye zararı olabilecek hidroelektrik santrallerinin kullanımının düşürülebilmesi çevre ve sürdürülebilirlik açısından tehdit oluşturmaktadır. Çevre politikaları bu tehditleri ortadan kaldıracak şekilde dizayn edilmelidir. Elektrik enerjisi kullanımındaki artışla birlikte enerji verimliliğinde de artış sağlanması gerekmektedir. Bu sayede elektrik tüketimi arttırılmadan hasıla düzeyi yükseltilebilecektir. Fosil yakıtlı araçların kullanımı azaltılmalı, elektrikli araçların kullanımı teşvik edilmelidir. Toplu taşımada temiz enerjili araçların oranı arttırılmalıdır.

KAYNAKÇA

- Box, G., Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- Büyükyılmaz, A. (2015). “Markov Rejim Değişimli Vektör Otoregresif Modeller Ve Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi: OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Co2 Emisyonu Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Bir Uygulama” (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Antalya
- Di Sanzo S. (2009). “Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach”. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168.
- Droumaguet, M., Warne, A., Woźniak, T. (2016). “Granger Causality and Regime Inference in Markov Switching VAR Models with Bayesian Methods”. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 802–818.
- Durgun, F. (2019). *Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-Var Yaklaşımı*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Granger, C. W. J., (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods”. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle”. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig H. M. (2000). “Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes, Oxford University”. *Working Paper 2000W31*.
- Leybourne, S., Newbold, P., Vougas, D. (1998). Unit Roots And Smooth Transitions, *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-96.
- Ozturk, I. (2010). A literature survey on energy–growth nexus. *Energy Policy*, 38(1), 340-349.
- Psaradakis Z., Ravn M., Sola M. (2005). “Markov Switching Causality and Money-Output Relationship”. *Journal of Policy Modeling*, 20, 665-683.
- Warne A. (2000). “Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR”. *Sveriges Riksbank*, 1-41.
- Wiener, N. (1956). *The Theory of Prediction*. E.F Beckenbach (Ed.). Modern Mathematics for Engineers. New York: McGraw-Hill.