

Doğrusal Olmayan Panel Veri Modelleri ve Bir Uygulama

Dr. Emre Çevik

$$\sqrt{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y}_1)^2 \cdot \sum_{t=2}^n (y_{t-1} - \bar{y}_2)^2}$$

$$\tilde{G}^2(\varepsilon) = \tilde{S}^2(\varepsilon) = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2n} \cdot (1) y_x * \frac{\sum y}{\sum x} x$$

$$\bar{y}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n y_t}{n-1}; \bar{y}_2 = \frac{\sum_{t=2}^n y_{t-1}}{n-1};$$

$$\varepsilon_{ex} = \frac{dQ_{ex}}{de} \cdot \frac{e}{Q_{ex}}; \varepsilon_{im} = \frac{dQ_{im}}{de} \cdot \frac{e}{Q_{im}} \cdot \sqrt{\frac{q-3}{8/5}}$$

$$NE(e) = Q_{ex}(e) - e Q_{im}(e),$$

$$\Delta NE = \frac{dQ_{ex}}{de} \Delta e - e \frac{dQ_{im}}{de} \Delta e - e Q_{im}, (4)$$

$$B(a, b) = \int_0^1 (1-x)^{b-1} d \frac{x^a}{a} = \beta_{yx} = r \frac{1}{56} (7 +$$

$$= \frac{x^1(1-x)^{b-1}}{a} \Big|_0^1 + \frac{b-1}{a} \int_0^1 x^a (1-x)^{b-2} dx = f(x) =$$

$$= \frac{b-1}{a} \int_0^1 x^{a-1} (1-x)^{b-2} dx - \frac{b-1}{a} \int_0^1 x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx$$

$$= \frac{b-1}{a} B(a, b-1) - \frac{b-1}{a} B(a, b), r(\nabla x_f, \nabla y_f)$$

$$B(a, b) = \frac{b-1}{a+b-1} B(a, b-1) \cdot \frac{\sum y}{y_x}$$

Doğrusal Olmayan Panel Veri Modelleri ve Bir Uygulama

Dr. Emre Çevik



Published by

Özgür Yayın-Dağıtım Co. Ltd.

Certificate Number: 45503

📍 15 Temmuz Mah. 148136. Sk. No: 9 Şehitkamil/Gaziantep

☎ +90.850 260 09 97

📞 +90.532 289 82 15

🌐 www.ozgurayinlari.com

✉ info@ozgurayinlari.com

Doğrusal Olmayan Panel Veri Modelleri ve Bir Uygulama

Dr. Emre Çevik

Language: Turkish

Publication Date: 2023

Cover design by Mehmet Çakır

Cover design and image licensed under CC BY-NC 4.0

Print and digital versions typeset by Çizgi Medya Co. Ltd.

ISBN (PDF): 978-975-447-722-1

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub236>



This work is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0). To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>
This license allows for copying any part of the work for personal use, not commercial use, providing author attribution is clearly stated.

Suggested citation:

Çevik, E., (2023). *Doğrusal Olmayan Panel Veri Modelleri ve Bir Uygulama*. Özgür Publications.

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub236>. License: CC-BY-NC 4.0

The full text of this book has been peer-reviewed to ensure high academic standards. For full review policies, see <https://www.ozgurayinlari.com/>



Ön Söz

Panel veri, iktisadi arařtırmalarda geniş ve artan bir şekilde kullanılmaktadır. Çünkü panel veri, yatay-kesit ve zaman serilerinin birleřtirilmesiyle oluřmasından dolayı deęiřkenler hakkında daha fazla bilgilendirici veri sunmaktadır. Bu özelliklerinden dolayı panel veri analizleriyle daha etkin, tutarlı ve sapmasız tahminlere ulařmak için son yıllarda panel veri ile ilgili sürekli yeni geliřmeler mevcuttur. Özellikle zaman serisinde kullanılan modeller, panel verilere de uygulanmaktadır.

Bu çalıřmanın amacı, deęiřkenlerin her birinin içsel olduęu varsayımında kullanılan vektör otoregresif modelin veri türünün doęrusal ve doęrusal olmama durumuna göre panel verilerde kullanımını açıklamaktır. Bu nedenle çalıřmada öncelikle doęrusal ve doęrusal olmayan zaman serisi modelleri; sonrasında doęrusal ve doęrusal olmayan panel vektör otoregresif modeller tanıtılmıřtır. Uygulama kısmında 1994'te Meksika'da bařlayan ve literatüre ekonomide ani duruř olarak adlandırılan kriz, reel büyüme, reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının Gayri Safi Milli Hasıla içerisindeki payı deęiřkenleri ile Türkiye ve yükselen piyasa ekonomileri için ayrı ayrı ele alınmıřtır.

Bu kitap Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nce 2019 yılında kabul edilen "Doęrusal Olmayan Panel Veri Modellerinin Makroekonomik Deęiřkenlerde Kullanımı" bařlıklı tezinden türetilmiř olup bařta tez danıřmanım Sn. Prof. Dr. ř. Iřıl AKGÜL olmak üzere tez izlememdeki ve doktora tez savunmamdaki jüri üyelerine katkılarından dolayı; aileme ise verdikleri sonsuz desteklerinden dolayı teřekkürlerimi sunarım.

İçindekiler

Ön Söz	iii
Kısaltmalar	vii
1. Giriş	1
2. Vektör Otoregresif Rejim Değişim Modelleri	5
Doğrusal Olmama Testleri	6
Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	10
Çok Değişkenli Rejim Değişim Modelleri	15
3. Panel Vektör Otoregresif Modeller	27
Panel Veri Modellerine Genel Bakış	28
Dinamik Panel Veri Modelleri	31
Panel Birim Kök Testleri	32
Panel Vektör Otoregresif Model	37
Panel Eşikli Vektör Otoregresif Model	46
Panel Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif Model	49
4. Ekonomide Ani Duruş	59
1994 Meksika Krizinin Neden ve Sonuçları	59
Ekonomide Ani Duruş	64
5. Uygulama	67
Uygulamanın Amacı	68
Yazın Özeti	68
Veri Seti	71
Analiz Sonuçları	72

6. Sonuç	107
Kaynakça	113
Ekler	123

Kısaltmalar

ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama
EG	Enders-Granger
ESTAR	Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif
ESTRVAR	Üssel Yumuşak Eşikli Vektör Otoregresif
FGLS	Uyarlanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GIRF	Genelleştirilmiş Etki-Tepki Fonksiyonu
GMM	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
GLS	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
KSS	Kapetanios-Shin-Snell
LS	En Küçük Kareler
LSTRVAR	Lojistik Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif
MA	Hareketli Ortalama
ML	En Çok Olabilirlik
MMSC	Moment Seçim Kriteri
MS	Markov Rejim Değişim
M-TAR	Momentum Eşikli Otoregresif
MDE	En Büyük Uzaklık Tahmincisi
NOLS	Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler
PESTR	Panel Üssel Yumuşak Geçiş
PLSTR	Panel Lojistik Yumuşak Geçiş
PTR	Panel Eşikli Regresyon

PTVAR	Panel Eşikli Vektör Otoregresif
PSTRVAR	Panel Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif
SC	Schwarz Bilgi Kriteri
SETAR	Kendinden Uyarımlı Eşikli Otoregresif
SSR	Toplam hata kare
STAR	Yumuşak Geçişli Otoregresif
SVAR	Yapısal VAR
TAR	Eşikli Otoregresif
TVAR	Eşikli Vektör Otoregresif
VAR	Vektör Otoregresif

BÖLÜM 1

1. GİRİŞ

Belirli bir zaman aralığında, birden fazla birimi tek bir model ile açıklama olanağı sunan panel veri modelleri, araştırmacılara kolaylık sağladığından ve çok fazla durumu beraber değerlendirebildiğinden, araştırmacılar tarafından sıklıkla tercih edilmektedir. Panel veri yöntemlerinin kullanım alanı genişledikçe, tahminlerde ve tahmincilerde ortaya çıkan problemleri gidermek ve iktisadi teoriye en doğru sonuçları aktarmada en iyi yöntemin bulunması için, uygulamacılar kadar teorisyenler de yeni yöntemleri yazına kazandırmada yoğunlaşmaktadırlar.

Son dönemde yapılan çalışmalarıyla, birçok makro değişkenin doğrusal olmayan yapıda olduğu ortaya konmuştur. Doğrusal yapıda olmayan değişkenlerle doğrusal model tahminleri ise araştırmacıya gerçek bilgiyi sunmada yetersiz kalmaktadır. Özellikle panel veri gibi birden fazla birime ait tek bir sonucun olması, analize dâhil olan birimlerin etkisini ölçmede, gerçek sonucu tam olarak yansıtamamaktadır. Bu nedenle gerek zaman serisi gerekse panel veri modellerinde değişkenlerin doğrusal yapıda olup olmadığı belirlendikten sonra uygun yöntemlerle analizlerin gerçekleştirilmesi sonucunda daha gerçekçi bulgular elde edilebilecektir. Panel verilerde doğrusal olmayan değişkenler için rejim sayısının belirlenmesi, rejim değişimine neden olan değişken ve değerin belirlenmesi de teorisyenler tarafından araştırılıp geliştirilmektedir. Bu yaklaşımlarda rejim geçişlerinin sert, yumuşak ya da olasılık dâhilinde olması, rejim değişimine sebebiyet veren değişkenin ve değerin belirlenmesinde farklı yöntemlerle analiz edilmektedir.

Genellikle iktisat teorsisi ile desteklenmeyen değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmak için Sims (1980) tarafından önerilen Vektör Otoregresif (VAR) Modeller, bu gibi ilişkileri açıklamak amacıyla kullanılan yöntemlerin başında gelmektedir. Yapısının doğrusal olmadığı ve aralarındaki iktisadi ilişkilerin yeteri kadar açık olmadığı değişkenlerin analizinde kullanılan doğrusal olmayan VAR da, doğru bir yapı ve model ile iktisadi analizlerde gerçek sonuçlara ulaşmada kullanılan yaklaşımlardan biridir. Bu modellerde de

rejim geçişlerinin sert, yumuşak ya da olasılık dâhilinde olması durumunda tahmin yöntemleri de farklılaşmaktadır. Çünkü VAR modelleri bir denklem sistemi olup rejimlerin, sistemdeki her bir eşitlikte ortak bir yapıda olması gerekmektedir. Sistemin rejim değişimine neden olan fonksiyon türünün belirlenmesinde, eşikli ve yumuşak geçişli VAR modellerinde, toplam hata kareleri en küçük yapan değere karşılık gelen eşik değişkeni ve bu değişkene ait eşik değer seçilir.

Panel veri modellerinde ise doğrusal olmayan VAR modelleri ile ilgili çalışmalar sınırlıdır. Çünkü panel veri tahmininde uygun model, panel veriyi tanımlayan özelliklerin farklılaşmasından dolayı değişmektedir. Örneğin, birim sayısı N ve zaman boyutu T 'nin uzun ya da kısa olması, birim ya da zaman etkisi olması, birim etkilerinin sabit ya da rastsal olması, katsayıların homojen ya da heterojen olması gibi her bir özelliğin değişmesi durumunda uygun olan yöntem de değişmektedir. Doğrusal olmayan panel veri tahmini için ilk olarak Hansen (1999a), sabit etkili model için En Küçük Kareler yöntemini önermiştir. Eşik değerli panel veri analizlerinde referans olarak alınan bu çalışmada, toplam hata karelerin en küçük olduğu değerde geçiş değişkeni ve olabilirlik oranı değerlerine göre rejim sayısı belirlenmektedir. Gonzalez ve diğ. (2005) ise geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olması durumunda, bir başka deyişle yumuşak olması durumunda doğrusal olmayan panel veriler için tahmin yöntemini önermişlerdir. Tezin uygulama bölümünde her iki yöntem de doğrusal olmayan panel VAR için uygulanması yapılacaktır.-

Bu çalışmanın üç amacı vardır: İlk amaç, doğrusal olmayan zaman serisi değişkenleri için doğrusal ve doğrusal olmayan VAR model tahmin sonuçları ile değişkenler arasındaki etkileşimin farklı olup olmadığını ortaya koymaktır. İkinci amaç, yazında çok az yer alan doğrusal olmayan panel VAR yöntemi aşamaları ile birlikte tanıtılıp doğrusal panel VAR sonuçları ile karşılaştırma yapılması ile üstünlüklerinin veya zayıf yönlerinin ortaya konulması ile yazına katkı sağlanmasıdır. Üçüncü amaç ise temel makro değişkenler ile zaman serisi analizleri için Türkiye, panel veri analizleri için ileri yükselen piyasalar olarak adlandırılan ülkelerin ani duruş ve normal rejimlerinde birbirleriyle etkileşimlerini ortaya koymaktır.

Tezin bölümleri şöyledir: Giriş bölümünden sonra ikinci bölümde, zaman serisi analizleri için VAR modelleri tahmin yöntem ve aşamaları tanıtılmıştır. Değişkenlerin doğrusal olmaları durumunda kullanılan parametrik ve parametrik olmayan testler tanıtılmıştır. Daha sonra doğrusal olmayan seriler için birim kök testleri tanıtılıp geçişin sert ve yumuşak olması durumunda önerilen testler, aşamaları ile beraber sunulmuştur. İkinci bölümün son

kısımında ise doğrusal olmayan VAR modellerinde eşik fonksiyonunun türüne göre rejim değişim VAR modelleri teorik olarak tanıtılıp geçiş fonksiyonunu ve rejim sayısının seçiminde önerilen yöntemler aşamaları ile gösterilip etki-tepki fonksiyonları hakkında bilgi verilmiştir. Üçüncü bölümde, doğrusal olan ve doğrusal olmayan panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığı da dikkate alınarak açıklanmıştır. Ardından homojen ve homojen olmayan panel VAR modelleri tanıtılıp panel yapısının farklı durumlarına göre uygun tahmin yöntemleri ve panel homojenite testleri tanıtılmıştır. Doğrusal olmayan panel VAR tahmin yöntemi için, öncelikle geçiş fonksiyonunun sert olması durumunda, Hansen (1999a) tarafından önerilen yöntem tanıtılmıştır. Bununla beraber, geçiş fonksiyonunun yumuşak olması durumunda, Gonzalez ve diğ. (2005) tarafından önerilen yöntem aşamaları ile beraber açıklanmıştır. Ele alınan bu iki çalışma, sadece tek bir model için uygulanırken, doğrusal olmayan panel VAR modeli için temelini oluşturmaktadır. Doğrusal olmayan panel VAR modellerinin tahmini ile ilgili olarak Joets ve Mignon (2012), Omay ve diğ. (2014) ve Apergis ve Payne'nin (2014) çalışmalarındaki adımlar ele alınarak modeller tahmin edilmiştir. Ancak bu çalışmaların tümü, doğrusal olmayan panel veri ile değişkenler arasındaki eştleşme ilişkisini doğrusal olmayan formda incelemektedir. Bu çalışmada ise, özellikle Omay ve diğ. (2014) tahmin aşamasında önermiş olduğu adımlar ele alınarak, aday geçiş değişkenleri ile geçiş fonksiyonunun yapısına göre doğrusal olmayan VAR modelleri aşamalarıyla tanıtılmıştır. Gerek Hansen'nin (1999b) gerekse Gonzalez ve diğ.'nin (2005) modelleri, sabit etkili modeller üzerinden bu modellerin tahmin yöntemini önerdikleri için, bu çalışmada da sadece sabit etkili doğrusal olmayan panel VAR yaklaşımı benimsenmiştir. Dördüncü bölümde uygulamaya yer verilip ani duruş kavramı açıklanmıştır. Bununla beraber, ani duruşla ilgili yazın özeti sunulmuştur. Zaman serisi ve panel veri analizleri ile ani duruş rejimleri normal ve ani duruş rejimlerinde etki-tepki fonksiyonları ile rejimler arasındaki etkileşimin farklılıkları açıklanmıştır. Zaman serisi analizleri için 1990-2018 yılları arası çeyreklik veri; panel veri analizleri için yedi ileri yükselen pazar ekonomileri sınıfında yer alan ülkelerin 1990-2018 yılları arası yıllık verilerle analizler gerçekleştirip doğrusal ve doğrusal olmayan VAR modelleri sonuçları arasındaki farklar hem zaman hem de panel veri için ortaya konularak sonlandırılmıştır. Son bölüm ise, bulguların bir arada ele alındığı ve değerlendirmelerin yapıldığı sonuç bölümüdür.

2. VEKTÖR OTOREGRESİF REJİM DEĞİŞİM MODELLERİ

Uygulamalarda genellikle VAR analizlerinin doğrusallık varsayımı altında yapıldığı görülmektedir. Ancak VAR sisteminde yer verilecek olan değişkenlerin doğrusal olmaması durumunda, doğrusal VAR modeli ile tahmin edilmesi, yanıltıcı sonuçlar verecektir. Bu sorunu aşmak için VAR analizlerinin, doğrusal olmayan VAR modelleri ile yapılması uygun olmaktadır. Buradan hareketle, bu bölümde modeller hakkında bilgi verilmeden önce, zaman serilerine ait doğrusallık testleri ve doğrusal olmayan serilere uygulanan birim kök testleri hakkında bilgi verilmiş, ardından çok değişkenli rejim değişim modelleri anlatılmıştır. Bunun önemi, doğrusal olmayan modellerin geçerliliğinin, serilerin doğrusal olmaması ve doğrusal olmadığı belirlenen serilerin durağan olmasına bağlı olmasından gelmektedir.

Zaman serilerinde doğrusallık testlerine geçmeden doğrusal ve doğrusal olmama kavramları üzerinde kısaca durulması uygun olacaktır:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.1)$$

y_t için (2.1)'de tanımlanan hareketli ortalama (MA) tipi denklemde μ sabit, $\gamma_0 = 1$ için γ_i reel sayılar ve ε_t bağımsız ve özdeş dağılıma sahip rastsal değişkendir. Burada $\sigma_\varepsilon^2 \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i^2 < \infty$ olduğunda y_t 'nin zayıf durağan ya da y_t 'nin ilk iki momentinin zaman içinde sabit olduğu ifade edilir (Tsay, 2010, s.175). Bu denklem, ($i=1,2,\dots$) için ε_{t-i} 'nin doğrusal bir fonksiyonudur. ε_{t-i} değerlerinden bir ya da birkaçının doğrusal olmadığı durumda, (2.1) de doğrusal olmayan özelliğe sahip olacaktır. (2.1) nolu denklem, her ne kadar bir MA sürecini gösterse de y_t değişkeni, sadece sabit ve hata terimlerine bağlı kalmaksızın kendi gecikmeleri (AR) ve dışsal değişkenler ile de modelize edilebilir. (2.1)'de yer verilen modele, otoregresif katsayılar eklendiğinde

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.2)$$

otoregresif ve hareketli ortalamaları bir arada gösteren ARMA modeli elde edilir. Bu p , AR ve q ise MA gecikme uzunlukları olduğunda ARMA(p,q) modeli olarak adlandırılır.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.2)$$

(2.2), serinin doğrusal olduğu varsayımı ile oluşturulmuştur. Ancak y_t değişkeninin ve/veya ε_t 'nin doğrusal olmaması durumunda, doğrusal olmayan modellerin kullanılması uygun olacaktır. Bu durumda, yani μ doğrusal olmadığında y_t ortalamada; $\sum_{i=0}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i}$ doğrusal olmadığında y_t varyansta doğrusal olmayacaktır. (2.2)'de otoregresif parametrelerin doğrusal olmaması durumunda uygun model; Eşikli Otoregresif (TAR), Kendinden Uyarımlı Eşikli Otoregresif (SETAR), Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) ve Markov Rejim Değişim (MS) modellerinden biri olacaktır. Bu modellerin uygulamada kullanılabilmesi, yukarıda da değinildiği gibi serilerin doğrusal olmamasına dayandığından aşağıda ilk olarak doğrusal olmama testleri anlatılmaktadır.

2.1. Doğrusal Olmama Testleri

Bir zaman serisi değişkeninin doğrusal olup olmadığı, parametrik ve parametrik olmayan testler ile araştırılabilir. Parametrik olmayan testler arasında en bilinenleri, McLeod ve Li (1983) ve Brock, Dechert ve Scheinkman (1987) testleridir. Parametrik testlerin sayısı, parametrik olmayan testlere göre daha fazladır. Bunlar arasından öne çıkanlar Ramsey'in (1969) RESET testi ve Tsay'in (1986) F testidir. Bu çalışmada, bulguların tutarlı olduğunu görmek ve göstermek amacı ile parametrik olmayan testlerden McLeod-Li testi ile parametrik testlerden Tsay'in F testi ve Hansen'nin (1999b) testlerinden yararlanılmıştır. Alt bölümlerde, bu testlere ilişkin teorik bilgilere yer verilip uygulama aşamalarından bahsedilmiştir.

2.1.1. McLeod-Li Testi

McLeod ve Li (1983), Granger ve Anderson (1978) ve Miller'in (1979) doğrusal ARMA modelinden elde edilen artıkların karelerinin doğrusal olmamayı belirleyebileceği önerisi üzerine bu testi ortaya koymuşlardır. Bu testte, Ljung ve Box (1978) portmanteu testine benzer şekilde ARMA modelinden elde edilen artıkların kareleri ile hesaplanan otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına göre değişkenin doğrusal olup olmadığına karar verilmektedir.

Bu testin basamakları ise şu şekildedir:

- i. Uygun gecikme uzunluğu ile doğrusal ARMA(p,q) modeli tahmin edilir.
- ii. LS ile tahmin edilen ARMA(p,q) modelinin artık terimlerinin kareleri $(\hat{\varepsilon}_t^2)$ elde edilir.
- iii. $\hat{\varepsilon}_t^2$ ile $\hat{\varepsilon}_{t-k}^2$ arasındaki ilişki (2.3) yardımcı regresyon ile tahmin edilir.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_k \hat{\varepsilon}_{t-k}^2 + u_t \quad (2.3)$$
- iv. $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ olacak şekilde ifade edilen sıfır hipotezi ile artıkların karelerinin ardışık bağımlı olmadığına da doğrusallığı test edilir.
- v. Test istatistiği

$$Q^* = T(T+2) \sum_{i=1}^k \rho_i^2 / (T-i) \quad (2.4)$$

formülü ile hesaplanır.

Bu testin uygulanmasında McLeod ve Li (1983), büyük örnekler için asimptotik olarak artıklar için Q-istatistiklerinin k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygun olduğunu, yaptıkları benzetim çalışmasıyla göstermişlerdir. Bu nedenle büyük örnekler için ARMA(p,q) modelinden tahmin edilen artıklar ile hesaplanan otokorelasyon katsayılarının $(\hat{\rho}_k)$ Ljung-Box Q-istatistiği (Q^*) yardımıyla test edilebileceğini göstermişlerdir.

- vi. Sıfır hipotezi, test istatistiğinin $\chi_{(k)}^2$ kritik değerinden büyük olması durumunda reddedilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda, artıkların karelerinin gecikmeli değerleri ile ilişkili olduğuna, bir başka ifadeyle doğrusal olmadığına karar verilir.

2.1.2. Hansen Testi

Hansen(1999b), SETAR modeli için eşik ve rejim sayısının belirlenmesinde, benzetime dayalı asimptotik ve yeniden örnekleme (bootstrap) yöntemleri ile tahmin ve çıkarımı önermiştir. Hansen'nin (1999b) test yaklaşımı, SETAR modeli için eşik ve rejim sayısının belirlenmesinde, benzetime dayalı asimptotik ve yeniden örnekleme yöntemlerine dayanmaktadır.

y_t serisi için m rejimli bir SETAR modeli (SETAR(m))

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{li} y_{t-i} I_{lt}(y_{t-d} \leq \gamma_1) + \dots + \sum_{i=1}^p \alpha_{mi} y_{t-i} I_{mt}(y_{t-d} > \gamma_{m-1}) + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada γ_i , $i=1,2,\dots,m-1$ için ve $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_{m-1}$ olmak üzere eşik değer; d , gecikme parametresi ve $I(\cdot)$, $I(y_{t-d} \leq \gamma_1); \dots; I(\gamma_k < y_{t-d} \leq \gamma_{k+1}); \dots; I(y_{t-d} > \gamma_{m-1})$ değerleri için 1, diğer durumlar için 0 değerini alan gösterge fonksiyonudur. ε_t ise homojen kare tümleşik ardışık artan (martingale) fark dizisidir. ε_t 'nin koşullu beklenen değeri ve varyansı, sırasıyla, $E[\varepsilon_t | \sigma(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)] = 0$, $\sigma^2 = E\varepsilon_t^2 < \infty$ şeklindedir.

SETAR modelleri için uygulanan bu doğrusal olmama testinin basamakları ve hipotezleri şu şekildedir:

- i. Doğrusal model için uygun gecikme uzunluğu ile $AR(p)$ modeli tahmin edilir.
- ii. $-\infty < \gamma_i < +\infty$ için eşik değerler ve eşik değişken y_{t-d} , tahmin edilen modelin toplam hata kareyi (SSR) en küçük yapan değeri için belirlenir.
- iii. $m=l$ ($l=1,2,3,\dots$) için $SETAR(m)$ modelleri tahmin edilir.

iv. Hipotezler

$$H_0 : \text{Doğrusal Model}$$

$$H_a : SETAR(1)$$

$$H_0 : SETAR(1)$$

$$H_a : SETAR(2)$$

⋮

$$H_0 : SETAR(m-1)$$

$$H_a : SETAR(m)$$

olacak şekilde oluşturulur.

vii. Test İstatistiği:

$$F_{km} = T \left(\frac{SSR_k - SSR_m}{SSR_k} \right), \quad k < m \quad \text{ve} \quad k, m = 0, 1, \dots, M$$

formülü ile hesaplanır.

viii. Test istatistiği, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ için Olabilirlik Oranı (LR) testi olup F veya LM testine eşdeğerdir. Ancak Hansen (1999b), test istatistiklerinin standart olmayan asimptotik dağılımlı olduğu belirtip karar verme aşamasında sabit varyanslı ve farklı varyanslı yeniden örnekleme olasılık değerlerinin hesaplanarak karar verilmesini önermiştir.

2.1.3. Tsay Testi

Tsay (1986), Keenan (1985) testini verideki karesel (kuadratik) serisel bağımlılığı araştırarak ve doğrusal olmayan değişkenlere izin vererek geliştirmiş ve kendi testini tanıtmıştır. Keenan (1985), sıfır hipotezi durağan otoregresif bir model iken tek değişkenli durumda bir serbestlik dereceli testi önermiştir. Tsay (1986) ise, bu testin her zaman yeterli güce sahip olamayacağını ileri sürerek daha geniş alternatif hipotezlerle bu testi geliştirmiştir.

Tsay (1986, s.462), tek değişkenli otoregresif sürece sahip olan y_t serisinin doğrusal olup olmadığını test etmek için uygulanabilecek olan testin basamakları aşağıdaki gibi belirtmiştir:

- i. y_t değişkeninin doğrusallığının test edilmesi için hipotezler

$$H_0 : y_t \text{ doğrusaldır.}$$

$$H_a : y_t \text{ doğrusal değildir.}$$

şeklinde oluşturulur.

- ii. y_t değişkenine ait M gecikme uzunluğundaki otoregresif model, LS ile tahmin edilerek artıklar $(\hat{\varepsilon}_t)$ elde edilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_M y_{t-M} + \varepsilon_t \xrightarrow{LS} \hat{\varepsilon}_t \quad (2.6)$$

- iii. $W_t = (1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m})$, $U_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-m})$ ve $m = -M(M+)$ boyutlu

$Z_t' = \text{vech}(U_t^T U_t)^1$ olmak üzere (2.6) LS ile tahmin edilerek artık terimler vektörü X_t elde edilir.

- iv. $\hat{\varepsilon}_t$, \hat{X}_t ile tahmin edilerek regresyonun ortalama kare hatasının artık terimlerin ortalama karesine bölünmesi ile \hat{F} istatistiği

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{X}_t \beta + e_t \quad (2.7)$$

$$\hat{F} = \frac{(\Sigma \hat{X}_t \hat{\varepsilon}_t) (\Sigma \hat{X}_t' \hat{X}_t)^{-1} (\Sigma \hat{X}_t \hat{\varepsilon}_t) / m}{\Sigma \hat{\varepsilon}_t^2 / (n - M - m - 1)} \quad (2.8)$$

hesaplanır.

Tsay (1986), karar aşamasında hesaplanan \hat{F} istatistiğinin anlamlılık düzeyi ve serbestlik derecesine göre F dağılımından elde edilen kritik

1 $\text{vech}(\cdot)$ ifadesi, simetrik matris için köşegen elemanları ve köşegen elemanları altındaki değerleri temsil etmektedir.

değerin kullanılmasını önermiştir. H_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda değişkenin doğrusal olmadığı kararı verilir.

2.2. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Zaman serilerinin temel konularından biri de durağanlıktır. Doğrusal seriler için uygun olan Dickey ve Fuller (1979) ve Phillips ve Perron (1988) gibi testler ile doğrusal olmayan serilerin durağanlıklarının araştırılması, değişkenin tümeleme derecesinin belirlenmesinde doğru olmayan sonuçlara yol açacaktır. Bu nedenle, doğrusal olmadığı belirlenen değişkenin durağan olup olmamasında, değişkendeki doğrusal olmamayı dikkate alan testler tercih edilmelidir. Çalışmanın bu bölümünde doğrusal olmayan birim kök testlerinden TAR ve STAR tipi birim kök testlerine yer verilmiştir. Bu birim kök testlerinin ortak özelliği, DF birim kök testini temel almış olmalarıdır.

2.2.1. Enders-Granger Birim Kök Testi

Enders ve Granger (1998) (EG), Dickey ve Fuller (1979) tarafından ilgili yazına kazandırılan birim kök testinden hareketle, değişkendeki asimetrik düzeltmeleri denkleme dâhil ederek adlarının baş harfleri ile tanınan birim kök testini geliştirmişlerdir. EG, Pippenger ve Goering (1993) ve Balke ve Fomby'nin (1997) birim kök testlerinin asimetrik düzeltmelerde düşük güce sahip olduğunu göstermişlerdir. Bunun üzerine, birim kök testlerinde uygulanan doğrusal bir testin, doğrusal olmayan bir süreç için birim kökün varlığının belirlenemeyeceği noktasından hareketle Tong'un (1983) eşikli otoregresif model ve Dickey ve Fuller'in (1979) birim kök testlerinin birleşimi olan bir test geliştirmişlerdir.

Eşik değeri τ olan bir TAR modeli,

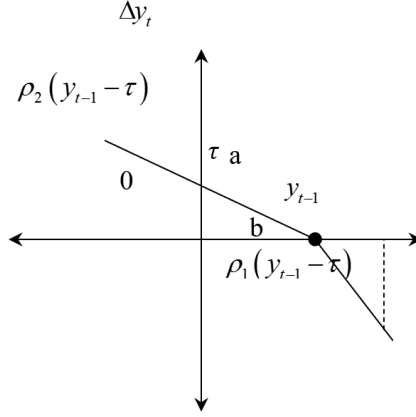
$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \tau) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \tau) + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

olarak gösterilir. Burada I_t , gösterge fonksiyonu olup

$$I_t = \begin{cases} 1 & y_{t-1} \geq \tau \text{ olduğunda} \\ 0 & y_{t-1} < \tau \text{ olduğunda} \end{cases} \quad (2.10)$$

değerini almaktadır.

TAR modeli bir şekil üzerinden açıklanacak olunursa, Şekil 2-1'de, y_{t-1} 'in τ gibi bir sabitten daha düşük ve daha yüksek değerlerde, birim kökün varlığını gösteren ρ_i ($i=1,2$) farklı değerler alacağı görülmektedir. $\rho_1 = \rho_2 = 0$ olması durumunda veya bir başka deyişle kök içermediğinde, y_t serisi, saf hata sürecini gösterecektir. $\rho_1 = \rho_2$ olması durumunda ise (2.9), Dickey ve Fuller (1979) birim kök test istatistiğine dönüşecektir.



Şekil 2.1: TAR Modelinin Gösterimi

Kaynak: Enders, 2015, s.462.

Enders ve Granger (1998), TAR modeline alternatif olarak momentum TAR (M-TAR) modelini de önermişlerdir. M-TAR modelinde, doğrusal olmamanın kesin nedeni belli olmamasından dolayı, y_{t-1} 'in düzey değerlerinden ziyade y_{t-1} 'deki değişimlerden (I_t) kaynaklanabilmektedir (Enders, 2015, s.463). Bu nedenle (2.10)'daki gösterge fonksiyonu, Δy_{t-1} 'deki değişimlere göre ifade edilerek

$$I_t = \begin{cases} 1 & \Delta y_{t-1} > 0 \text{ olduğunda} \\ 0 & \Delta y_{t-1} \leq 0 \text{ olduğunda} \end{cases} \quad (2.11)$$

olarak tanımlanacaktır.

EG birim kök testinin uygulanma basamakları aşağıda belirtildiği gibidir (Enders ve Granger, 1998; Enders,2015):

- i. **Eşik Değerin Belirlenmesi:** τ değerinin bilinmesi durumunda (2.9) da gösterimi yapılan TAR modeli tahmin edilir. τ değerinin bilinmemesi durumunda Chan (1993) yöntemi ile her bir potansiyel eşik değer τ , (2.10)'daki gösterge fonksiyonu yardımıyla belirlenir. Her bir potansiyel τ değeri için (2.9) tahmin edilir ve hata kareler toplamını en küçük yapan τ değeri, eşik değer olarak belirlenir.
- ii. **Model Tipine Karar Verme:** Eşik değişkenin y_{t-1} yerine y_{t-1} (TAR yerine M-TAR) olduğu ile ilgili net bilgi olmaması durumunda, M-TAR modeli, birinci adımdaki yöntem izlenerek tahmin edilir. Akaike (AIC) ya da Schwarz (SC) bilgi kriterlerinden yararlanılarak TAR ya da M-TAR modeli seçilir.

iii. **Hipotez Oluşturma:** TAR ya da M-TAR modeli seçiminden sonra $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ hipotezi oluşturulur. Hipotez, birim kökün varlığını göstermektedir. Ardından F-test istatistiği hesaplanır ve karar aşamasında Enders ve Granger'ın (1998) 100,000 Monte Carlo denemesi ile elde ettikleri kritik değerlerle karşılaştırılır.

iv. **Karar:** H_0 hipotezinin rededilmesi durumunda, $\rho_1 = \rho_2$ hipotezi ile simetrik ya da asimetrik ayarlamaların olduğu Hansen (1997) yeniden örnekleme yöntemi ya da standart F testi ile belirlenir.

(2.9)'ün tahmini sonucunda elde edilen artıklarının ($\hat{\varepsilon}_t$) otokorelasyonlu olması durumunda (2.9) yerine

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \tau) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \tau) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

denklemini, birinci adımdan itibaren tüm basamaklar izlenerek yeniden tahmin edilir.

Enders ve Granger (1998), seride deterministik ögelerin olmaması, sadece sabitin olması veya hem sabit hem de trendin olması durumunda bu testin uygulanabileceğini gösterip üç durum için kritik değerleri hesaplamışlardır. y_t değişkeninin trende sahip olması durumunda denklem

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \tau_0 - \tau_1 (t-1)) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \tau_0 - \tau_1 (t-1)) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

olacak şekilde oluşturulmakta ve testin uygulanmasında izlenen tüm basamaklar aynı kalmaktadır. Burada gösterge fonksiyonu

$$I_t = \begin{cases} 1 & y_{t-1} \geq \tau_0 + \tau_1 (t-1) \text{ olduğunda} \\ 0 & y_{t-1} < \tau_0 + \tau_1 (t-1) \text{ olduğunda} \end{cases} \quad (2.14)$$

şeklini almaktadır

2.2.2. Kapetanios-Shin-Snell Birim Kök Testi

EG birim kök testi, TAR tipi durağanlığı araştıran bir test iken Kapetanios, Shin ve Snell'in (2003) geliştirmiş oldukları doğrusal olmayan birim kök testi, üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) model temelli bir testtir.

Kısaca KSS birim kök testi diye bilinen testte hareket noktası olan STAR(1) modeli

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.15)$$

şeklinde oluşturulur. Burada hata terimi $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olup geçiş ve gecikme parametreleri, sırasıyla, $\theta \geq 0$ ve $d \geq 1$ özelliği taşırlar. Geçiş fonksiyonu $\Theta(\cdot)$,

$$\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - e^{-\theta y_{t-d}^2} \quad (2.16)$$

olup 0 ile 1 değerleri ile sınırlandırılmıştır. Kapetanios ve diğ.'nin (2003), test denklemini elde etmede temel aldıkları varsayımlar, y_t değişkeninin sıfır ortalamalı stokastik bir süreç olduğudur.

(2.15)'te geçiş fonksiyonu yerine (2.16) konularak yeniden yazıldığında

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left(1 - e^{-\theta y_{t-d}^2}\right) + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

ve denklemin her iki tarafından y_{t-1} çıkarıldığında test denklemi

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left(1 - e^{-\theta y_{t-d}^2}\right) + \varepsilon_t, \quad \phi = \beta - 1 \quad (2.18)$$

şeklini almaktadır. (2.18)'de γ parametresinin tanımlı olmamasından dolayı tahmini olamayacağından Kapetanios ve diğ. (2003), Luukkonen ve diğ.'nin (1988) önerisinden hareketli birinci dereceden Taylor serisi yaklaşımıyla elde edilen

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + u_t \quad (2.19)$$

t-tipi test denkleminin kullanılmasını önermişlerdir.

Bu testin hipotezleri

$$H_0 : \delta = 0 \quad (\text{birim kök var})$$

$$H_a : \delta < 0 \quad (\text{doğrusal olmayan global durağan})$$

olarak ifade edilir. Test istatistiği ise

$$t_{NL} = \hat{\delta} / \sigma_{\hat{\delta}}$$

formülü ile hesaplanır. 2.19 nolu denklemin artıklarının $i.i.d.(0, \sigma^2)$ koşulunu sağlamaması durumunda denklemin sağına bağımlı değişkenin gecikmeleri eklenmekte ve test denklemi

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2.20)$$

şeklini almaktadır. Kapetanios ve diğ. (2003), kritik değerlerin oluşturulmasında Monte Carlo benzetim yöntemini kullanıp üç farklı test

istatistiği önermişlerdir. Bunlar düzey, ortalamadan ve trendden arındırılmış değişkenler için ayrı ayrı hesaplanmaktadır. Bu kritik değerleri oluşturmada, sabitli ve trendli modeller için kritik değerlerin oluşturulmaması, doğrusal olmayan modellerde sabitlerin ve eğimlerin modellenmesinin kolay olmasından kaynaklanmaktadır (Kapetanios ve diğ. 2003, s.364).

2.2.3. Sollis Birim Kök Testi

Sollis (2009), Kapetanios ve diğ. (2003) ve Park ve Shintani'nin (2005) ESTAR modeline dayalı birim kök testlerinin simetrik yapıda olması gerektiği varsayımını eleştirerek bu testlere alternatif olarak asimetrik etkiyi de içeren doğrusal olmayan birim kök testi geliştirmiştir. Diğer birim kök testlerinin ortalamaya dönüşün simetrik olduğu varsayımının esnetilmesi ile oluşturulan bu test, simetrik veya asimetrik doğrusal olmayan ayarlamalar, modele ESTAR sürecinin yanında lojistik üssel geçiş fonksiyonu da eklenerek genişletilmiştir.

Sollis (2009) test denklemini

$$\Delta y_t = G_t(\gamma_1, y_{t-1}) \{ S_t(\gamma_2, y_{t-1}) \rho_1 + (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})) \rho_2 \} y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (2.21)$$

olarak oluşturmuştur. Burada

$$G_t(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - e^{-\gamma_1 y_{t-1}^2}, \quad \gamma_1 \geq 0 \quad (2.22)$$

ve

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma_2 y_{t-1}}}, \quad \gamma_2 \geq 0 \quad (2.23)$$

dir. Ancak Sollis (2009), (2.21) nolu denklem yerine uygulamada kullanılacak test denklemini, KSS birim kök test denklemine benzer şekilde

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

denklemine indirgemıştır. (2.24) nolu denklemin artık terimlerinin otokorelasyonlu olması durumunda ise, otokorelasyonu ortadan kaldırmak amacı denklemin sağına bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmekte ve

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

olacak şekilde test denklemi elde edilmektedir.

Sollis (2009) testinin hipotezleri

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0 \quad (\text{Birim kök var})$$

$H_a: \phi_1 \neq \phi_2 \neq 0$ (Simetrik ya da asimetrik ESTAR durağan)

olarak oluşturulur. Bu testin test istatistiği ise

$$F = (R\hat{\beta} - r)' \left[\hat{\sigma}^2 R \left\{ \sum_t x_t x_t' \right\}' R' \right]^{-1} (R\hat{\beta} - r) / m \quad (2.26)$$

olarak hesaplanır. Burada $x_t = [y_{t-1}^3 \quad y_{t-1}^4]'$; $m=2$; R , (2×2) boyutlu birim matris; $\hat{\beta} = [\hat{\phi}_1 \quad \hat{\phi}_2]'$; $r = [0 \quad 0]'$ ve $\hat{\sigma}_2$ (2.25) test denkleminin LS tahmininin standart hatasıdır. Solis (2009), test için kritik değerleri, 10,000 benzetilmiş serilerle sıfır ortalama, sıfırdan farklı ortalama ve deterministik trend durumu için ayrı hesaplanmış ve tablolanmıştı.

2.3. Çok Değişkenli Rejim Değişim Modelleri

Aşağıda ilk olarak Eşikli Vektör otoregresif (TVAR) modellerine geçmeden kısaca klasik VAR modellerinden bahsedilecektir. VAR modeli, Sims (1980) tarafından makroekonomik değişkenler arasındaki ortak dinamikleri açıklamak amacıyla tanıtılmıştır. Bu modeller, birden fazla bağımlı değişkeni içeren eşanlı denklem modelleri ile tek değişkenli zaman serisi modelleri arasında bir tür hibrit model olup büyük ölçekli eşanlı denklem yapısal modellerine bir alternatif olarak önerilmiştir (Brooks, 2002, s.290). VAR modellerinde, içsel değişken sayısı kadar denklem oluşturulur, ayrıca sisteme dışsal değişkenler de eklenebilmektedir.

VAR modelleri, değişkenlerin özelliklerine bağlı olarak farklı yapılarda tanımlanabilmektedir. Modeller 3 başlık altında özetlenebilir: İndirgemiş ya da standart VAR modeli, ardışık VAR modeli ve yapısal VAR modeli.

İndirgemiş ya da standart VAR modeli, her değişkeni kendi gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edip, gecikmeli değerleri ile hata terimleri arasında ilişkinin olmadığı durumlarda tahmin edilir. Standart VAR'da gecikmeler, bilgi kriterleri yardımıyla belirlenip her bir denklem LS ile tahmin edilir. Ardışık (recursive) VAR modelinde, her bir denklemden elde edilen hata terimleri, önceki denklemlerdeki hata terimleri ile ilişkisiz olacak şekilde oluşturulur (Stock ve Watson, 2001, s.103). Bu modelin tahminine, sistemdeki bir bağımlı değişkenin, kendi ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile oluşturulan denklemin LS yöntemi ile tahmin edilmesi ile başlanır. Ardından, açıklayıcı değişkenlere ek olarak, birinci denklemdeki bağımlı değişkenin t zamanındaki değeri eklenir ve denklem sayısı, sistemdeki değişken kadar tekrarlanarak, her bir denkleme bir önceki eşitliğin bağımlı değişkenininin t zamanındaki değeri eklenerek

ardışık bir şekilde LS yöntemi ile tahmin edilir. Dolayısıyla ardışık VAR'da değişkenlerin sıralaması önemli olmaktadır. VAR modellerinin üçüncü çeşidi ise yapısal VAR (SVAR) modelleridir. Yapısal VAR modeli, sistemde yer alan değişkenlerin, t zamanındaki açıklayıcı değişkenlerin doğrusal yapıda olduğu durumu ele alır. SVAR modeli, standart ya da indirgenmiş VAR modelinin içsel değişkenlerinin t zamanındaki değerlerinin sisteme dâhil edilmesi ile Bernanke (1986), Sims (1981, 1986), Blanchard ve Watson (1986) ve Shaphiro ve Watson'un (1988) çalışmaları ile yazında yer almıştır. SVAR modeli, standart VAR modelinden türetilmiş olup bu türetme esnasında parametrelerde doğrusal kısıtlamanın doğru bir şekilde olması gerekmektedir (Fernández-Villaverde, ve Rubio-Ramírez, 2008, s.67). Waggoner ve Zha (2003), SVAR modelinde tahmin edilen katsayıların tutarlı olmasını sağlayacak genel bir normalizasyon kuralı tanımlamıştır.

Yukarıda da değinildiği üzere, standart VAR modeli, y_t 'nin kendi gecikmeleri üzerindeki doğrusal bağımlılığı ortaya koymak amacıyla tasarlanmıştır. Parametre yapısı dolayısıyla VAR modeli, hem eğim hem de gecikmeli değişkenlerinde doğrusaldır. Ancak VAR modelinde, tek değişkenli zaman serilerinde olduğu gibi koşullu ortalama, gecikmeli değişkenlerde ya da model parametrelerinde doğrusal olmayabilir.

Standart doğrusal VAR modeli kapalı matris gösterimi, p gecikme uzunluğunu gösterdiğinde

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A} + \mathbf{B}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{u}_t \quad (2.27)$$

olarak yapılabilir. Burada \mathbf{Y}_t , ($k \times 1$) boyutlu içsel değişken vektörü; \mathbf{A} , ($k \times 1$) boyutlu sabit terim vektörü; \mathbf{B}_i , $i=1,2,\dots,p$ için ($k \times k$) boyutlu eğim katsayıları matrisi ve \mathbf{u}_t , ($k \times 1$) boyutlu saf hata sürecine sahip hata terimi vektörüdür. Bu model, kısaca VAR(p) olarak gösterilir.-

VAR(p) modelinin açık matris formunda gösterimi ise

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1k} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1} & \beta_{k2} & \dots & \beta_{kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{kt-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \dots & \theta_{1k} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \dots & \theta_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{k1} & \theta_{k2} & \dots & \theta_{kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \\ \vdots \\ y_{kt-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_k \end{bmatrix} \quad (2.28)$$

olarak yapılabilir. Burada, VAR(p) modelinin hem ortalama hem de gecikmeli değerlerinin eğimlerinde doğrusal olduğu görülmektedir.

VAR(p) modelinde, değişkenlerin gerek ortalama gerekse eğimde doğrusal olmaması durumunda tek değişkenli zaman serilerinde olduğu gibi rejimleri tahmin edilen yöntemlerin kullanılması uygun olacaktır. Çok değişkenli rejim değişim modellerine öncülük eden çalışmalar, Balke ve

Fomby (1997), Balke (2000), Rothman ve diğ. (2001) ve Camacho (2004) şeklinde sıralanabilir.

(2.28)'deki VAR(p) modelinin rejim değişim modeli indirgenmiş formu (2.29)'da yer almaktadır.

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + F(x_t, \theta) \left(\alpha^* + \sum_{i=1}^p \beta_i^* y_{t-i} \right) + u_t \quad (2.29)$$

Bu model, $F(x_t, \theta) = 0$ olması durumunda doğrusal VAR(p) modeline dönüşecektir. $F(x_t, \theta) \neq 0$ olması durumunda ise sabit ve eğim katsayıları, y_t 'nin belirlenmesini etkileyecektir. (2.29)'da x_t , bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri (y_{t-d}) olabileceği gibi dışsal bir değişken de olabilmektedir. Ayrıca geçiş fonksiyonunu gösteren $F(\cdot)$, geçişin sert ya da yumuşak olmasına göre farklılaşmaktadır. Bu da farklı modellerin ortaya çıkmasına yol açmıştır.

Geçiş fonksiyonunun sert özellikte olması durumunda Eşikli Vektör Otoregresif Modeller (TVAR), yumuşak geçişli olması durumunda ise geçiş fonksiyonunun dağılımına göre lojistik ya da üssel geçişli vektör otoregresif modeller (LSTRVAR ve ESTRVAR) uygun olacaktır. Aşağıda bu modeller ile ilgili teorik bilgi verilmektedir.

2.3.1. Eşik Değerli Vektör Otoregresif Modeller

Yukarıda da değinildiği gibi, doğrusal olmayan VAR modelleri, doğrusal olmamaya neden olan değişkenin ya da geçiş fonksiyonunun yapısına göre farklılaşmaktadır. Eşik değerli VAR modellerinde bütün değişkenler gözlemlenebilirken Markov Rejim değişim VAR modelinde gizil (latent) değerler önemli rol oynamaktadır. Geçiş değerinin sert ya da yumuşak olmasına göre TVAR ya da STVAR modellerinin uygulanması doğru olacaktır. TVAR ya da STVAR modellerinin seçimi, araştırılan ekonomik probleme bağlı olarak değişmektedir (Hubrick ve Terasvirta, 2013, s.1).

2.3.2. Eşikli Vektör Otoregresif Modeller (TVAR)

TVAR modellerinin; rejim değişimi, asimetri ve teorik modellerle ima edilen çoklu dengeler gibi doğrusal olmamayı kapsamada daha basit ve sezgisel bir yol olduğu ifade edilmektedir. Bu yöntemde rejim geçişine neden olan değişken ve alacağı değerler, TAR modellerinde olduğu gibi eşik değişken ve değer, bilinen ya da bilinmeyen olmasına göre modelize edilmesine olanak sağlar. Böylece eşik değişken ve eşik değer, istatistiksel ve ekonometrik yöntemlerden bağımsız olacak şekilde tamamen iktisadi teoriye dayalı olarak basit bir şekilde modele dâhil edilip tahmin edilebilir.

TVAR modeli, tek denklem modelinin genellemesi olup doğrusal VAR modelinden oluşmaktadır (Hubrick ve Terasvirta, 2013, s.7). p gecikmeli TVAR modelinde, (2.29)'daki $F(x_t, \theta)$ geçiş fonksiyonu, $I(\cdot)$ gibi 1 ve 0 değerlerini alan bir gösterge fonksiyonuna eşit olması ve c gibi eşik değerden büyük olması koşulu ile $F(x_t, \theta) = I(x_t > c)$ şeklindedir. Bu eşitlikte x_t doğrusal olmamaya sebep olan değişken ve c eşik değerdir. (2.29)'da $F(x_t, \theta)$, $I(x_t > c)$ olduğu durumda 1, diğer durumda ise 0 değerini almaktadır. Ancak eşikli modellerde eşik sayısı ile bir kısıtlama yoktur. Serinin özelliğine göre eşik sayısı değişmektedir. Eşik sayısına bağlı olarak rejim sayısı da değişmektedir. Eşikli modellerde birden fazla eşik değerin dikkate alınması gerekebilir. Farklı aktarım mekanizmaları nedeni ile, bir eşik değişkenin çok küçük, çok büyük ve ara değerler için geçerli olabileceği söylenebilir (Kilian and Lütkepohl, 2017, s.620). $M-1$ eşik değer ve M rejim olması durumunda TVAR modelinin genel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \begin{cases} \alpha^{(1)} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(1)} y_{t-j} + u_t^{(1)}, & x_t \leq c_1 \quad \text{olduğunda} \\ \alpha^{(2)} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(2)} y_{t-j} + u_t^{(2)}, & c_1 < x_t \leq c_2 \quad \text{olduğunda} \\ \vdots & \vdots \\ \alpha^{(M)} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(M)} y_{t-j} + u_t^{(M)}, & x_t > c_{M-1} \quad \text{olduğunda} \end{cases}$$

TVAR ve yumuşak geçişli VAR (LSTVAR) modellerinde, parametrelerin tahmini Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (NOLS) ya da En Çok Olabilirlik (ML) yöntemleri ile standart varsayımlar altında yapılabilir (Kilian ve Lütkepohl, 2017 s.621). Balke (2000), eşik değişkeninin bilinmesi durumunda, modelin doğrusal ya da doğrusal olmama özelliğinin belirlenmesinde, (2.29)'deki parametreler için $\alpha^* = \sum_{i=1}^p \beta_i^* = 0$ hipotezinin test edilmesini önermektedir. Ayrıca eşik değeri ve değişkeninin bilinmemesi durumunda olası tüm eşik değişkeni ve değerlerinin LS ile tahmin edilip her bir olası eşik değer için Wald testi ile karar verilmesini önermiştir. Bu kapsamda bütün olası eşik değerlerin üzerinde olan en büyük Wald (sup-Wald), bütün olası eşik değerler için ortalama Wald (avg-Wald) ve üssel Wald istatistiklerinin toplamının bir fonksiyonu olan üssel Wald (exp-Wald) olarak adlandırılan üç Wald test istatistiği tanıtmıştır. Andrews ve Ploberger (1994) da bu test istatistiklerinden avg-Wald ve exp-Wald istatistiklerinin dikkate alınmasının daha uygun olacağını belirtmişlerdir.

2.3.3. TVAR Modelinin Tahmini

TVAR modelinin katsayı tahminleri, yukarıda da değinildiği üzere standart varsayımların sağlanması durumunda, NOLS ya da ML yöntemleri ile yapılabilir. Ancak hem değişken hem de gecikme sayısının büyüklüğünden kaynaklı geniş modellerde ya da belirli bir rejim örnekleme görünmemesi durumunda modeli tahmin etmek zorlaşmaktadır. Ayrıca geçiş fonksiyonundaki parametrelerin ML tahmincisi standart asimptotik dağılıma sahip olmayabilir (Kilian ve Lütkepohl, 2017, s.621).

TVAR(p) modelinin uygulanmasında izlenen basamaklar aşağıdaki özetlenmiştir:

- i. Doğrusal VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu p belirlenir.-
- ii. Eşik değişken ve değer biliniyorsa (2.29) tahmin edilip $H_0 : \alpha^* = \sum_{i=1}^p \beta_i^* = 0$ hipotezi Wald testi ile test edilir ve böylece doğrusal ya da doğrusal olmadığına karar verilir.
- iii. Eşik değer ve değişken bilinmiyorsa, bu durumda her bir olası eşik değişken ve eşik değer için modeller tahmin edilir.
- iv. Wald istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamlı ve en büyük olduğu model seçilir.
- v. Artıklar, tanımlayıcı testlerle test edilip modelin geçerliliğine karar verilir.

2.3.4. Lojistik Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif Model

Lojistik yumuşak geçişli vektör otoregresif modeli (LSTRVAR) modelinin gösterimi

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + F(x_t, \gamma) \left(\alpha^* + \sum_{i=1}^p \beta_i^* y_{t-i} \right) + u_t \quad (2.30)$$

şeklinde yapılır. LSRTVAR(p) modelinin ana bileşeni $F(x_t, \gamma)$ fonksiyonu

$$F(x_t, c) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(x_t - c)}} \quad (2.31)$$

dir. Bu fonksiyon 0 ile 1 arasında bir dağılım gösterip 0 olduğunda parametreleri (α) ve $\sum_{i=1}^p \beta_i$ olan doğrusal VAR(p), 1 olduğunda ise

parametreleri $(\alpha + \alpha^*)$ ve $\sum_{i=1}^p (\beta_i + \beta_i^*)$ olan doğrusal VAR(p) modeline dönüşmektedir (Camacho, 2004, s.175). Bu nedenle $F(x_t, \gamma)$, fonksiyonu bu iki aşırı rejim arasında konumlandırılan bir fonksiyona sahip olmalıdır.

2.3.5. Üssel Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif Model

(2.30)'da açıklanan modelin geçiş fonksiyonu

$$F(x_t, \gamma) = 1 - e^{-\gamma_i(x_t - c)} \quad (2.32)$$

olacak şekilde yani üssel olarak tanımlandığında, model Üssel Eşikli Vektör Otoregresif (ESTVAR) modeline dönüşecektir.

Geçiş fonksiyonunun seçiminde ise farklı yaklaşımlar mevcuttur. Bunların biri iktisat teorisi, diğerleri ise istatistiksel yöntemlerdir. Uygulamalarda ortak olan seçenek, denge modelinden sapmanın ölçüsü olarak değişkenlerin uzun dönem denge değerlerinin kare sapmalarıdır (Klian ve Lütkepohl, 2017, s.605). Genellikle bu değişken birden fazla dönem gecikmesi ve/veya birkaç dönemin ortalaması alınarak elde edilir.

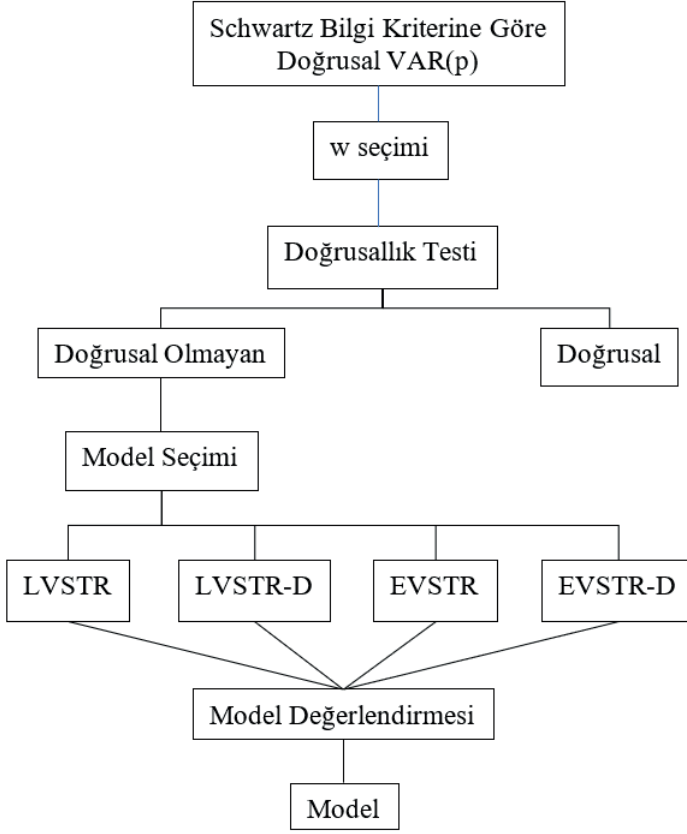
Geçiş fonksiyonunun seçilmesi ile ilgili yaklaşımlar genişletecek olunursa, üssel geçiş fonksiyonunun köşegen elemanları

$$F(x_t, \theta) = \begin{bmatrix} 1 - e^{-\gamma(x_{1t} - c_1)^2} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \\ 0 & \dots & 1 - e^{-\gamma(x_{kt} - c_k)^2} \end{bmatrix}, \quad \theta = (\gamma, c_1, \dots, c_k)'$$

şeklinindedir. Geçiş değişkeni x_{kt} , c_k gibi bir sabite eşitse $1 - e^{-\gamma(x_{1t} - c_1)^2} = 0$ olacaktır. Şayet $D_{it} = x_{kt} - c_k$ farkı çok büyük bir değere sahipse $1 - e^{-\gamma(x_{1t} - c_1)^2} \approx 1$ şeklini alacaktır. Camacho (2004) geçiş değişkenini elde etmek amacı ile ESTVAR için D_{it}^2 ve VAR(p) modelinin artıklarının ağırlıklı ortalaması olan $D_{it} = \sum_{j=1}^p w_{ij} \hat{u}_{i,t-j}$, $\left(\sum_{j=1}^p w_{ij} = 1 \right)$ nin kullanılmasını önermiştir. Yang (2012) ve Terasvirta ve Yang (2014) ise olası rejim değişkeni x_{kt} ile eşik değer c_k farkının T_B gibi bir zamanda eşit olacağından dolayı

$$x_{kt} = \begin{cases} c_k & t < T_B \quad \text{için} \\ t & t \geq T_B \quad \text{için} \end{cases}$$

şeklinde olmasını önermişlerdir. Camacho (2004) STVAR için akış diyagramını Şekil 2'deki gibi özetlemiştir:



Şekil 2.2: STVAR Modeli Seçiminin Açıklaması

Kaynak: Camacho, 2004, s.177.

2.3.6. Yumuşak Geçişli VAR Modellerinin Tahmini

Yumuşak geçişli VAR modellerinin tahmini, üç aşamada yapılmaktadır: tanımlama, tahmin ve değerlendirme. Modelin tanımlama aşamasında, doğrusal olma test edilip doğrusal olmayan model için rejim sayısına karar verilir.

Camacho (2004), Terasvirta ve Yang (2014) ve Hubrick ve Terasvirta (2013), doğrusal olmanın model üzerinden araştırılması gerektiğini ve Luukkonen ve diğ.'nin (1988) Taylor serisi tarafından önerilen yaklaşık geçiş fonksiyonu ile kolay bir şekilde doğrusal olmayı test edilebileceğini önermişlerdir. (2.31) ve (2.32)'deki geçiş fonksiyonlarında $H_0: \gamma = 0$ hipotezinin reddedilememesi durumunda doğrusal VAR(p) modelleri

uygun olacaktır. Test istatistiği χ^2 dağılımlı LM tipi test olup kısıtlı ve kısıtsız modeller yardımıyla toplam hata kareler yardımıyla hesaplanmaktadır.

LM tipi doğrusal olma testinin uygulanabilirliği için öncelikle (2.27)'nin m değişkenli p gecikme uzunluğuna sahip doğrusal olmayan VAR(p) modelini kapalı matris formu (2.33)'de yer almaktadır.

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{B}'_1 \mathbf{X}_{t-p} + \mathbf{F}_t \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.33)$$

Burada $\mathbf{B}'_1 = (\boldsymbol{\mu}_0 \quad \Phi_1 \quad \cdots \quad \Phi_p \quad \Gamma)$, $\mathbf{B}'_2 = (\boldsymbol{\mu}_1 \quad \Psi_1 \quad \cdots \quad \Psi_p \quad \Xi)$,
 $\mathbf{X}'_t = (1' \quad \mathbf{Y}'_{t-1} \quad \cdots \quad \mathbf{Y}'_{t-p} \quad \mathbf{Z}'_t)$, $\varepsilon_t \sim N.i.d.(0, \Omega)$ ve
 $\mathbf{F}(\boldsymbol{\gamma}, \mathbf{c}; \mathbf{s}_t) = F(\boldsymbol{\gamma}, \mathbf{c}; \mathbf{s}_t) \mathbf{I}_m$ dir. Doğrusal olma testinin hipotezleri

$$H_0 : \boldsymbol{\gamma} = 0$$

$$H_a : \boldsymbol{\gamma} > 0$$

şeklinindedir. Sıfır hipotezi modelin doğrusal VAR(p) olduğunu, alternatif hipotez ise modelin doğrusal olmadığını belirtmektedir. (2.31)'deki lojistik geçiş fonksiyonunda $\boldsymbol{\gamma} = 0$ olmasıyla (2.33)'de $\mathbf{F}_t \equiv (\frac{1}{2}) \mathbf{I}_m$ 'ye eşit olacak ancak hem yer (location) parametresi c hem de parametrelerin doğrusal birleşimi olan $\mathbf{B}_1 + (\frac{1}{2}) \mathbf{B}_2$ tanımlanmamıştır (Hubrich ve Terasvirta, 2013, s.21). Modeldeki tanımlama problemini aşmak için lojistik geçiş fonksiyonuna üçüncü derece Taylor açılımı uygulanarak

$$\begin{aligned} \mathbf{G}_t &= \text{diag} \left\{ a_{01} + a_{11}(\boldsymbol{\gamma})s_t + a_{21}(\boldsymbol{\gamma}^2)s_t^2 + a_{31}(\boldsymbol{\gamma}^3)s_t^3 + r_{1t} + \dots \right. \\ &\quad \left. + a_{0m} + a_{1m}(\boldsymbol{\gamma})s_t + a_{2m}(\boldsymbol{\gamma}^2)s_t^2 + a_{3m}(\boldsymbol{\gamma}^3)s_t^3 + r_{mt} \right\} \\ &= \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 s_t + \mathbf{A}_2 s_t^2 + \mathbf{A}_3 s_t^3 + \mathbf{R}_t \end{aligned} \quad (2.34)$$

elde edilir. Burada $\mathbf{A}_0 = \text{diag}(a_{01}, \dots, a_{0m})$; $j=1,2,3$, için $\boldsymbol{\gamma}$ 'nin bir fonksiyonu olarak $\mathbf{A}_j = \text{diag}(a_{j1}(\boldsymbol{\gamma}^j), \dots, a_{jm}(\boldsymbol{\gamma}^j))$ ve $\mathbf{R}_0 = \text{diag}(r_{1t}, \dots, r_{mt})$ dir. Bu değerler (2.34)'de yerleştirildiğinde

$$\begin{aligned} \mathbf{Y}_t &= \mathbf{B}'_1 \mathbf{X}_{t-p} + (\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 s_t + \mathbf{A}_2 s_t^2 + \mathbf{A}_3 s_t^3 + \mathbf{R}_t) \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_{t-p} + \varepsilon_t \\ &= (\mathbf{B}'_1 + \mathbf{A}_0 \mathbf{B}'_2) \mathbf{X}_t + \mathbf{A}_1 \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_t s_t + \mathbf{A}_2 \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_t s_t^2 + \mathbf{A}_3 \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_t s_t^3 + \mathbf{R}_t \mathbf{B}'_2 \mathbf{X}_t + \varepsilon_t \\ &= \Psi'_0 \mathbf{X}_t + \Psi'_1 \mathbf{X}_t s_t + \Psi'_2 \mathbf{X}_t s_t^2 + \Psi'_3 \mathbf{X}_t s_t^3 + \varepsilon_t^* \end{aligned} \quad (2.35)$$

denklemine ulaşılır.

(2.35)'deki yardımcı regresyon ile (2.33)'ün doğrusal olup olmadığının araştırıldığı hipotezler;

$$H_0 : \Psi_j = \mathbf{0}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (\text{Doğrusal } VAR(p))$$

$$H_0 : \Psi_j \neq \mathbf{0}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (\text{Doğrusal olmayan } m\text{-rejimli } VAR(p))$$

olarak ifade edilir. LM test istatistiği, (2.35)'in logaritmik En Çok Olabilirlik fonksiyonunun Ψ_1 'e göre birinci türevinden oluşmaktadır:

$$\frac{\partial \log L(\tilde{\theta})}{\partial \Psi_1} = \sum_{t=1}^T (\mathbf{X}_t' s_t \mathbf{X}_t s_t^2 \mathbf{X}_t s_t^3) (\mathbf{Y}_t - \tilde{\mathbf{B}}_1' \mathbf{X}_t)' \tilde{\Omega}^{-1} = \mathbf{X}_3' (\mathbf{Y} - \mathbf{X}_0 \tilde{\mathbf{B}}_1)' \tilde{\Omega}^{-1} \quad (2.36)$$

(2.36)'da $\tilde{\mathbf{B}}_1$ ve $\tilde{\Omega}$ kısıtlı modelden tahmin edilen katsayılar ve varyans-kovaryans matrisleridir. Ayrıca

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}'_1 \\ \mathbf{Y}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}'_T \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'_1 \\ \mathbf{X}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}'_T \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_3 = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'_1 s_1 & \mathbf{X}'_1 s_1^2 & \mathbf{X}'_1 s_1^3 \\ \mathbf{X}'_2 s_2 & \mathbf{X}'_2 s_2^2 & \mathbf{X}'_2 s_2^3 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{X}'_T s_T & \mathbf{X}'_T s_T^2 & \mathbf{X}'_T s_T^3 \end{bmatrix}$$

olmak üzere $\mathbf{P}_X \equiv \mathbf{X}_0 (\mathbf{X}'_0 \mathbf{X}_0)^{-1} \mathbf{X}'_0$ için sıfır ortalama ve $\mathbf{X}'_3 (\mathbf{I}_T - \mathbf{P}_X) \mathbf{X}_3 \otimes \Omega^{-1}$ varyanslı çok değişkenli normal dağılıma yakınsamaktadır.

Hubrich ve Terasvirta (2013, s.26), STRVAR(p) modellerinde doğrusal olma testinin uygulama basamaklarını şöyle sıralamışlardır:

- i. \mathbf{Y} ile \mathbf{X}_0 kısıtlı regresyon tahmin edilip artıklar $(\tilde{\mathbf{E}} = (\mathbf{I}_T - \mathbf{P}_X) \mathbf{Y})$ elde edilir. Ardından artıklardan kısıtlı modelin artık kareler toplamı $(\mathbf{RSS}_0 = \tilde{\mathbf{E}}' \tilde{\mathbf{E}})$ hesaplanır.
- ii. $\tilde{\mathbf{E}}$ ile $(\mathbf{X}_0, \mathbf{X}_3)$ yardımcı regresyon modeli tahmin edilip artıklardan $(\hat{\mathbf{E}})$ artık toplam kare matrisi $(\mathbf{RSS}_1 = \hat{\mathbf{E}}' \hat{\mathbf{E}})$ oluşturulur.
- iii. LM tipi test istatistiği

$$LM = T \times tr \{ \mathbf{RSS}_0^{-1} (\mathbf{RSS}_0 - \mathbf{RSS}_1) \} = T (m - tr \{ \mathbf{RSS}_0^{-1} \mathbf{RSS}_1 \})$$

formülü ile hesaplanır.

- iv. LM test istatistiği, k kısıt sayısı olmak üzere $\chi^2(k)$ tablo değeri ile karşılaştırılır. Sıfır hipotezinin reddedilememesi ya da reddedilmesine

göre, sırası ile, doğrusal ya da doğrusal olmayan VAR modellerinin tahmini gerçekleşir.

2.3.6.1. Rejim Sayısının Belirlenmesi

Doğrusal olma testi sonucunda doğrusal olmama bulgusuna ulaşıldığında oluşturulacak olan doğrusal olmayan VAR modelinde, rejim sayısının belirlenmesi gerekmektedir. $m=1$ rejime karşılık $m=2$ için uygulanan testte, test edilecek rejim sayısının belirlenmesi için hipotezler özelden genele olacak şekilde oluşturulur. Çok büyük seçilen rejim sayısı m ile tahmin edilen model tanımlanamayan geçiş parametrelerini içereceğinden tutarsız parametrelerin elde edilmesine yol açar, bu da asimptotik çıkarımı geçersiz kılacaktır (Yang, 2012, s.9; Terasvirta ve Yang, 2014, s.4).

Rejim sayısının belirlenmesinde izlenen yaklaşımlardan biri de iktisadi teoriye dayanmaktadır. Bu yaklaşımda rejim ve durum sayıları ile doğrusal olmamaya neden olan geçiş değişkeni ve uygun gecikmesinin belirlenmesinde iktisadi teoriden faydalanılır. Ancak kesin olarak bilinmeyen geçiş değişkenini belirlemede, teoriden yararlanılarak aday değişkenler ve bu değişkenlerin gecikmelerinin belirlenmesi önem kazanmaktadır. Potansiyel eşik değişkenleri belirlendikten sonra, LR testi yardımıyla tek tek deneme ile eşik değişkeni ve rejim sayısı, en büyük test istatistiğini (ya da en küçük olasılık değerini) veren değere göre belirlenir.

2.3.6.2. Parametrelerin Tahmin Yöntemi

Doğrusal olmayan VAR modellerinin tahmininde üç yöntem öne çıkmaktadır. Bunlar NOLS, ML ve Yakınlaştırılmış Şebeke (Grid with a zoom) yöntemleridir. (2.33)'ün matris gösterimi yapılan sistemdeki denklemlerin hepsinde tek geçiş yer aldığına bu modeller NOLS ile tahmin edilir. Geçiş fonksiyonlarının sistemdeki modellerde farklılık göstermesi durumunda ise her bir eşitlik ayrı ayrı STR modelleri ile tahmin edilmelidir (Hubrick ve Terasvirta, 2013, s.17). Sistemdeki geçiş fonksiyonlarının her bir eşitlikte aynı olduğu durumda, $\hat{\theta}$ parametresinin NOLS tahmin değerleri,

$$\hat{\theta}_{NLS} = \arg \min \sum_{t=1}^T \left(\mathbf{Y}_t - \boldsymbol{\Psi}'_t \mathbf{B}' \mathbf{X}_t \right)' \left(\mathbf{Y}_t - \boldsymbol{\Psi}'_t \mathbf{B}' \mathbf{X}_t \right) \quad (2.37)$$

denkleminin en iyi duruma getirilmesi (optimizasyonu) ile elde edilir (Terasvirta ve Yang, 2014, s.10). En iyi tahmin değerlerini elde etmek, artık kareler toplamı (SSR) fonksiyonunun bazı yerlerde düz ve birçok yerde birden fazla yerel en iyi değere sahip olmasından dolayı, algoritma yeterli olmayabilir. Bu problemi ortadan kaldırmak için uygun bir başlangıç

değerinin bulunması, doğrusal olmayan zaman serilerinde oldukça önemlidir. Bu değer,

$$\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t (\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\Psi}'_t \mathbf{B}' \mathbf{x}_t) \boldsymbol{\Psi}'_t = \mathbf{0} \quad (2.38)$$

birinci derece koşul eşitliğinin çözümü ile elde edilir:

Birden fazla rejim olması durumunda düzgünleştirme parametreleri vektörü $\boldsymbol{\Gamma} = \{\gamma_{ij}\}$ ve geçiş değerleri vektörü $\mathbf{C} = \{c_{ij}\}$ için \mathbf{B} 'nin NOLS tahmincisi

$$\text{vec}(\hat{\mathbf{B}})_{NOLS} = \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T (\boldsymbol{\Psi}_t \boldsymbol{\Psi}'_t) \otimes (\mathbf{x}_t \mathbf{x}'_t) \right]^{-1} \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T \text{vec}(\mathbf{x}_t \mathbf{y}'_t \boldsymbol{\Psi}'_t) \right] \quad (2.39)$$

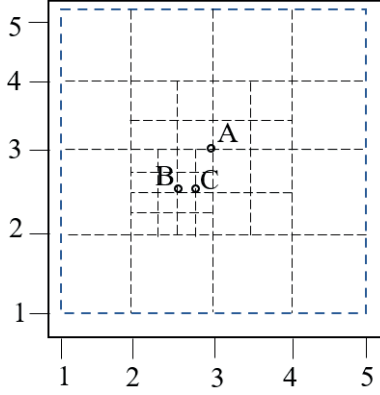
ile elde edilir.

ML tahmin yönteminde ise, $L(\boldsymbol{\theta})$ logaritmik olabilirlik fonksiyonu olmak üzere $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{ML} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} \log L(\boldsymbol{\theta})$ için (2.39)'a varyans-kovaryans matrisi $\boldsymbol{\Omega}$ eklenmesi ile (2.40) yardımı ile tahmin edilebilir.

$$\text{vec}(\hat{\mathbf{B}})_{ML} = \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T (\boldsymbol{\Psi}_t \boldsymbol{\Omega}^{-1} \boldsymbol{\Psi}'_t) \otimes (\mathbf{x}_t \mathbf{x}'_t) \right]^{-1} \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T \text{vec}(\mathbf{x}_t \mathbf{y}'_t \boldsymbol{\Omega}^{-1} \boldsymbol{\Psi}'_t) \right] \quad (2.40)$$

Yakınlaştırılmış şebeke yöntemi—Şekil 2-3 yardımı ile açıklanacak olunursa, beş değişkenli STRVAR(p) modelinin SSR, A noktasındaki gibi elde edilmiştir. A noktasına komşu hücreler de eşit büyüklükte alt panellere bölündüğünde, SSR'nin en küçük değeri B noktasıdır. Aynı şekilde B noktasının komşu hücreleri de alt hücrelere ayrıldığında, B noktasına en yakın SSR, C noktasındaki değer gibi olduğundan, C noktasındaki SSR'ini en küçük yapan eşik ve geçiş değerlerine sahip model, optimal model olmaktadır.

Yakınlaştırılmış şebeke yönteminde, elde edilen SSR'ye çok fazla sayıda nokta söz konusu olduğundan uygun bir başlangıç değerinin bulunması zaman almaktadır. Özellikle rejim sayısının artması ve eşik değişkenin aldığı değerlerin hassasiyetine göre optimal bir başlangıç değerinin belirlenmesi, algoritmanın oluşturulmasında sorun teşkil etmektedir.



Şekil 2.3: Yakınlaştırılmış Şebeke Yöntemi

Kaynak: Terasvirta ve Yang, 2014, s.42.

2.3.7. Genelleştirilmiş Etki-Tepki Fonksiyonları

Doğrusal VAR modellerinde etki-tepki fonksiyonları, tahmin edilen katsayılardan doğrudan elde edilebilir ve yapısal şokların işaret ve büyüklüğüne göre simetrik yapıdadır. Ancak doğrusal olmayan VAR modellerinde etki-tepki fonksiyonlarının elde edilmesi doğrusal sistem kadar kolay değildir (Balke, 2000, s.346; Hubrick ve Terasvirta, 2013, s.37). Koop ve diğ. (1996), etki-tepki fonksiyonun şokların büyüklüğü ile orantılı olmamasından ya da başlangıç değerinden bağımsız olmamasından dolayı, genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonunun (GIRF) kullanılmasını önermişlerdir.

Çok değişkenli rejim değişim modellerinde geçerli olan etki-tepki fonksiyonu GIRF

$$GIRF(h, \varepsilon_t, \Omega_{t-1}) = E \left\{ y_{t+h} \left| \varepsilon_t^{(m)}, \Omega_{t-1}^{(m)} \right. \right\} - E \left\{ y_{t+h} \left| \Omega_{t-1}^{(m)} \right. \right\} \quad (2.41)$$

şekindedir. Burada $\varepsilon_t^{(m)}$, şoklar vektörü ve $\Omega_{t-1} = \{w_{t-j} : j \geq 1\}$, t-1 zamanındaki bilgi setidir. $w_t = (y_t, \dots, y_{t-p+1})$ ve m rejim sayısını göstermek üzere geçmiş bilgilerin koşullu beklenen değerleri arasındaki fark ile rejimlerin GIRF fonksiyonları elde edilir.

Tena ve Tremayne (2009), doğrusal standart VAR modelinden elde edilen etki-tepki fonksiyonlarında, değişkenlerin sıralamasının zayıf dışsallık varsayımına, eşit olmasına dayanarak, GIRF fonksiyonlarının benzetim ve yeniden örneklemeli yöntemleri ile elde edilebileceğini yaptıkları çalışmada göstermişlerdir.

3. PANEL VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER

VAR modelleri, makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla, araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılan modellerin başında gelmektedir. VAR analizlerinde, araştırmaya konu olan zaman aralığında ele alınan tek bir ülke, şehir, bölge ya da genel olarak tek bir birimden oluşmaktadır. Birim sayısının ikiden fazla olması durumunda, araştırmacılar ya her bir birim için tek tek analizlerini gerçekleştirecek ya da panel veri yöntemleri yardımıyla işlem ve yorum karmaşıklığından kurtulabilmektedir. Her bir birimin ayrı ayrı analizleri zaman gerektireceğinden panel veri yöntemleri, araştırmacıya hem zaman tasarrufu hem de çok fazla sayıdaki birimlerin analizlerini gerçekleştirmede kolaylık sağlamaktadır.

Panel veri yöntemleri, araştırmada kolaylık sağlarken teorik olarak en doğru sonuçlara ulaşmada farklı metotlarla yazında kendini yenilemektedir. Panel veri tahmin yöntemlerinde, birim sayısının zaman gözlemlerinden az ya da çok olması durumuna bağlı olarak tahminciler farklılaşmaktadır. Yatay kesit sayısının (N) zaman boyutundan (T) küçük ya da büyük olmasına göre, eğim katsayılarının yatay kesitler boyunca aynı ya da farklı olmasına göre, hata terimleri arasında korelasyon olup olmasına göre ya da gözlem sayısının tüm yatay kesitler ve zaman boyutunda eşit ya da eksik olmasına göre en etkin en iyi sonuçları elde edebilmek amacıyla, kullanılacak olan panel veri yöntemleri de farklılaşmaktadır.

Panel veri modelleri, zaman serisi analizlerinde olduğu gibi statik ya da dinamik yapıda araştırılmaktadır. Değişkenler arasında otoregresif yapı önemli değilse statik, otoregresif yapı önemli ise dinamik panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri söz konusu olmaktadır. Ayrıca, VAR modellerinde olduğu gibi modeldeki değişkenler içsel ise panel VAR (PVAR) modelleri ile dinamik sistem panel veri tahminlerini yapmak da mümkündür.

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle panel veri modellerinde kullanılan terimlerin açıklaması, panel birim kök testleri, homojen ve heterojen PVAR

modeli tanıtımı ve tahmin yöntemleri açıklanıp doğrusal olmayan PVAR modelleri tahmin yöntemleri ele alınacaktır.

3.1. Panel Veri Modellerine Genel Bakış

$i=1,2,\dots,N$ yatay kesit sayısı ve $t=1,2,\dots,T$ zaman boyutuna ait y_{it} açıklanan ve x_{it} açıklayıcı değişkenlerine ait panel veri modeli-(3.1)'de yer aldığı gibidir.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{kit}x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

Burada α_{it} sabit terimi, β_{it} eğim katsayısını ve ε_{it} hata terimini göstermektedir. Panel modelleri;

- her bir yatay kesitte ele alınan zaman boyutundaki gözlemler eşit olduğu durumda dengeli,
- her bir yatay kesitte farklı ya da eksik gözlemler olması durumunda dengesiz,
- $N>T$ olması durumunda kısa;
- $N<T$ olması durumunda ise uzun panel

olarak adlandırılırlar (Gujarati ve Porter, 2008, s.593).

(3.1)'in tahmininde her bir yatay kesit için N adet denklemin tahmini ve/veya tahmin sonuçlarını yorumlamak zor olduğundan, panel veri tahmin yöntemleri ile tek bir modelde, söz konusu karmaşıklığı basite indirmek için uygun yöntemlerle ortak bir sonuca ulaşmak mümkündür. (3.1)'in matris gösterimi

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (3.2)$$

olarak yapılabilir. Burada k değişken, N yatay kesit sayısı ve T zaman boyutu ($k = 1, \dots, K; i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$) olmak üzere y , $(NT \times 1)$ boyutlu açıklanan/bağımlı değişkenler vektörü; α , $(NT \times 1)$ boyutlu sabit terim vektörü; \mathbf{X} , $(K \times 1)$ boyutlu sabit terim içermeyen değişken vektörü; $\boldsymbol{\beta}$, $(NT \times K)$ boyutlu eğim katsayı matrisi ve ε , $(NT \times 1)$ boyutlu hata terimi vektörüdür (Baltagi, 2005, s.11). Yukarıda da değinildiği üzere, (3.1)'de; ırk, cinsiyet, bölge gibi birimlerin özelliklerine ait gözlemlenebilir ya da gözlemlenemeyen etkiler ya da heterojenlik, zaman boyutunca sabit ya da birimlere göre değişken olması durumunda tahmin yöntemleri de değişmektedir (Greene, 2012, s.345-346).

Panel verideki heterojenlik, sabit ya da her bir birim için değişmez ise (3.2), (3.3)'e dönüşecektir.

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

(3.3), sabit ve eğim katsayıları yatay kesitler boyunca farklılaşmadığı için homojendir. Bu model, havuzlanmış model olarak adlandırılıp LS yöntemi ile tutarlı ve etkin tahminçiler elde etmek mümkün olacaktır. Ancak yatay kesitler boyunca heterojenlik ya da birim etki gözlemlenemeyip; açıklayıcı değişkenler ile ilişkili olması durumunda LS tahminçileri sapmalı ve tutarsız olup birim etkilerin özelliğine göre sabit ya da rastsal etkili model tahminçileri bu heterojenliği giderecektir (Greene, 2012, s.346-347).

Ancak yatay kesitlerin eğim ve sabit katsayıları birbirinden farklılaştığı durumunda, tahmin edilen katsayılar sapmalı ve tutarsız olacaktır. Bu nedenle, tahmin edilen modele birim etkilerin dâhil edilmesi gerekmektedir. u , $i = 1, 2, \dots, N$ için her bir birimin özelliğini temsil etmek üzere modele eklendiğinde, yatay kesitler arasındaki farklılık tahmin edilebilir. Panel veri modellerinde heterojenlik, sadece birimlerin özelliklerine göre ortaya çıkmayıp zaman boyunca da ortaya çıkabilmektedir. Modelde sadece birim ya da zaman etkisi olduğu durumda, panel veri modeli tek yönlü; hem zaman hem de birim etkisi olduğunda ise çift yönlü panel veri modeli olarak adlandırılmaktadır. Birimlerdeki heterojenlik modele kukla değişken olarak dâhil edildiğinde, tahmin yöntemi, Kukla Değişkenli LS olarak adlandırılır. δ_t , $t = 1, 2, \dots, T$ için zaman etkisini göstermek üzere birim ve zaman etkisinin olduğu çift yönlü Kukla Değişkenli LS yaklaşımı (3.4)'de yer almaktadır (Greene, 2012, s.363).

$$y_{it} = \alpha + u_i + \delta_t + \mathbf{X}_{it}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

(3.4)'de birim ve zaman etkileri $N-1$ ve $T-1$ adet kukla değişkenle tahmin edilmektedir. Modelde sabit terim olduğundan, kukla değişken tuzağına düşmemek için temel birim ve dönemden bir eksik kukla değişken ile tahmin edilip temel sınıfa göre heterojenlik yorumlanmaktadır. Ancak büyük N ve T için Kukla Değişkenli LS yaklaşımının bazı sakıncaları vardır. Gujarati ve Porter (2008, s.598-598), bu sakıncaları dört başlıkta belirtmişlerdir: Bu sakıncaların başında serbestlik derecesi gelmektedir. Modele kukla değişkenlerin eklenmesi ile tahmin edilecek parametre sayısı artacak, bu nedenle serbestlik derecesi azalacaktır. İkinci olarak, modelde çok fazla parametre olduğundan, açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusallık probleminin ortaya çıkma olasılığı artacaktır. Üçüncü olarak cinsiyet, etnik köken gibi zamanla değişmeyen değişkenlerin etkilerinin tanımlanması, bu yöntemle gerçekleştirilebilir. Son olarak, her bir kesitteki

hata terimlerine ait klasik varsayımların, tüm kesitlerde sağlanamaması söz konusu olabilecektir. Bu nedenlerden dolayı, Kukla Değişkenli LS yaklaşımı yerine sabit ya da rastsal etkiler modellerinden uygun olanın tahmin yöntemi olarak kullanılması gerekmektedir.

(3.4)'de gözlemlenemeyen birim ve/veya zaman etkileri, açıklayıcı değişkenler ile ilişkili olduğu durumda tahmin yöntemi sabit etkiler; birim ve/veya zaman etkilerinin açıklayıcı değişkenler ile ilişkiz olduğu durumda ise tahmin yöntemi rastsal etkiler olarak tanımlanmaktadır² (Greene, 2012, s.370-371). Her üç modelin denklemleri ve yöntemleri Tablo 3.1'de özetlenmiştir.

Tablo 3.1 Panel Veri Tahmincilerinin Fonksiyonel Kalıpları

Model	Fonksiyonel Form	Tahmin Yöntemi
Havuzlanmış	$y_{it} = \alpha + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}$	LS
Sabit Etkiler	$y_{it} = (\alpha + u_i + \delta_t) + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}$	Kukla Değişkenli LS; Grupiçi Tahmin
Rastsal Etkiler	$y_{it} = \alpha + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + (u_i + \delta_t + \varepsilon_{it})$	Genelleştirilmiş LS; Uygulanabilir Genelleştirilmiş LS

Her üç modeldeki hata terimi varsayımlarına ek olarak, özellikle kısa panellerde, kesitlerin hata terimlerinin birbirleriyle ilişkisiz olması ($\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0, (i \neq j)$) gerekmektedir. Bu varsayım sağlanmadığında, sabit ve/veya rastsal etkiler tahmincileri, tutarsız tahmincilerle beraber yanıltıcı çıkarımlara neden olabilmektedir (Pesaran, 2015, s.750). Yatay kesitlere ait hata terimleri arasında ilişki olması durumu, yatay kesit bağımlılığı olarak adlandırılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığı olan modellerin tahmininde, $N < T$ durumunda, Zellner (1962) tarafından önerilen Görünürde İlişkisiz Regresyon (Seemingly Unrelated Regression: SUR) denklemleri ile genelleştirilmiş LS yöntemi uygun olacaktır. Ancak $N > T$ olması durumunda, genelleştirilmiş LS yöntemi uygun olmayıp modelin mekânsal ekonometrik ya da ortak faktör hata yapısı ile tahmin edilmesi uygun olacaktır (Pesaran 2015, s.751). Yatay kesit bağımlılığı, modelin artık terimlerinde

2 Havuzlanmış, sabit ve rastsal etkiler modelleri ile ilgili detaylı bilgiler, yazında çok fazla olduğu için ve çalışmanın esası olan dinamik panel veri yapısında olmadığı için verilmemiştir.

araştırıldığı gibi, özellikle ikinci nesil birim kök testleri ile değişkenler bazında da araştırılabilmektedir.

Çalışmanın bu bölümüne kadar verilen bilgiler, statik panel veri modellerini kapsamaktadır. Ancak iktisadi davranışlar, çoğunlukla geçmiş deneyimler ve davranışların etkisinde olduğundan, iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiler araştırılırken değişkenlerin gecikmeli değerlerinin de açıklayıcı faktörler olarak ele alınması önemlidir (Tatoğlu, 2012, s.66). Dinamik panel veri olarak adlandırılan bu modellere ilişkin teorik bilgiler ve tahmincilere ilişkin açıklamalar, izleyen bölümde yer almaktadır.

3.2. Dinamik Panel Veri Modelleri

İktisadi değişkenler arasındaki ilişki, kendi ya da açıklayıcı değişkenlerin gecikmelerinden etkilenmektedir. Panel veri modellerinde de zaman boyutunun olması, gecikmeli değerlerin modele katılmaması, bir başka deyişle model yapısının statik olması, model tanımlamasının yanlış olmasına neden olabilmektedir. Panel veri modellerinde dinamik ilişkileri inceleyen çalışmaların öncüleri olarak, Balestra ve Nerlove (1966), Amemiya (1967) ve Mundlak (1961, 1978) sayılabilir

Çift faktörlü panel veri modeli olan (3.4)'e bağımlı değişkenin bir gecikmesi eklendiğinde (3.5)'e dönüşmektedir.

$$y_{it} = \alpha + u_i + \delta_t + \theta y_{it-1} + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

Burada y_{it} , birim (u_i) ve zaman (δ_t) etkilerinin bir fonksiyonudur. Bu nedenle y_{it-1} 'de, u_i ve δ_t 'nin fonksiyonu olacaktır. Dolayısıyla modele eklenen açıklanan değişkenin gecikmeleri ile hata terimi ε_{it} ilişkili olacaktır. Regresyon modellerinde, açıklayıcı değişkenlerden en az birinin hata terimi ile korelasyonlu olması durumu, içsellik problemi olarak adlandırılmaktadır (Ullah ve diğ. 2018, s.69). Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklendiğinde modelin hata terimi ε_{it} otokorelasyonsuz olmasına rağmen LS tahmincileri sapmalı ve tutarsız olacaktır (Baltagi, 2005, s.135).

Balestra ve Nerlove (1966), içsellik sorunu olan dinamik panel modellerinde, etkin ve tutarlı tahminler elde etmek için tahmin yöntemi olarak iki aşamalı araç değişkenler yöntemini önermişlerdir. Araç değişken olarak da, hata terimleri ile ilişkili olan açıklayıcı değişkenlerin seçilmesi uygun olacaktır (Balestra ve Nerlove, 1966, s.604). Ancak özellikle rastsal etkiler modelinde birim etkiler, hata terimine eklendiği için araç değişkenler yönteminin rastsal etkiler modelinde kullanımı uygun değildir (Tatoğlu, 2012, s.70).

Dinamik panel veri modellerinde, içsellik sorununu aşmak için uygulanan araç değişken yöntemi, yazında farklı yaklaşımlarla uygulanmaktadır. Bu yöntem, Anderson ve Hsiao (1981,1982), Arellano ve Bond (1991), Ahn ve Schmidt (1995), Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998) tarafından önerilen araç değişkenlere göre farklılaşmaktadır. Bu yöntemlerin hepsi heterojen kısa paneller için önerilmiş olup uzun heterojen panel veri yöntemlerinde tahmin yöntemleri farklılaşmaktadır.

(3.5)'de $N < T$ olması durumunda; Pesaran ve Smith (1995), havuzlanmış, sabit etkiler, araç değişken; Ahn ve Schmidt (1995), Anderson and Hsiao (1981, 1982), Arellano (1989), Arellano ve Bover (1995) ve Keane ve Runkle (1992) ise, GMM tahmin yöntemlerinin dinamik panel veri analizinde tutarsız parametre tahminlerine neden olduğunu göstermişlerdir. Bu nedenle ortalama grup tahmincisi, Bayesyen yaklaşım ve havuzlanmış ortalama grup tahmincisi tercih edilmektedir (Pesaran ve diğ., 1999, s.621; Pesaran, 2015, s.728-731).

Panel veri modelleri, statik ve dinamik olarak tahmin edilebileceği gibi, denklem sistemleri ve vektör otoregresif modeller ile de tahmin edilebilmektedir. Bu tez kapsamında, sadece panel VAR modelleri temel alındığından, panel VAR modellerine ilişkin tahmin yöntemlerine alt bölümlerde yer verilmiştir. Ancak çalışmanın bir sonraki bölümünde, yatay kesit bağımlılığı altında ve yatay kesit bağımsız değişkenler için birim kök testleri tanıtılmıştır.

3.3. Panel Birim Kök Testleri

Balestra ve Nerlove'un (1966) çalışmasının ardından panel veri modellerinde dinamik modeller, uygulamalı analizlerde yer almaya başlamıştır. Zaman boyutunun kesit boyutundan az olan ($N > T$) kısa panellerde, Summers ve Heston (1991), dinamik homojenlik varsayımının özellikle uzun panellerde ($N < T$) geçerli olmayacağı ve bu panel veri setlerinin analizinin en doğru şekilde nasıl yapılacağı sorununu gündeme getirmiştir. Pesaran ve Smith (1995) ve Pesaran ve diğ. (1996), yapmış oldukları çalışmalarda havuzlanmış tahmin edicilerin, dinamik heterojen panel veri modellerinde tutarsız olduklarını göstermişlerdir.

Aşağıda, tezin uygulama bölümünde kullanıldığı için dinamik panel veri modellerinde, heterojenliği ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan, ikinci nesil birim kök testleri olarak nitelendirilen birim kök testlerine yer verilmiştir.

3.3.1. Im-Pesaran-Shin Birim Kök Testi

Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS), dinamik heterojen panel veriler için önermiş oldukları birim kök testinde, bireysel birim kök istatistiklerinin ortalamasını temel almışlardır. Gruplararası ortalama için ADF test istatistiklerine dayanan standart \bar{t} istatistiği önermişlerdir. Ayrıca bu testin uygulanabilirliğinde test istatistiğinin büyük T ($T \rightarrow \infty$) ve büyük N ($N \rightarrow \infty$) için standart normal dağılıma yakınsadığını göstermişlerdir.

Test denklemi $i=1,2,\dots,N$ ve $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3.6)$$

olarak ADF tipinde oluşturulur. Burada d_{mt} , $m=1,2,3$ için deterministik değişkenler vektörü ve α_{mi} ise deterministik değişkenlerin katsayı matrisidir. Testin sıfır hipotezi, paneldeki her bir serinin birim kök içerdiği; alternatif hipotezi ise bazı birimlerdeki serilerin birim köke sahip olduğu şeklinde oluşturulur:

$$H_0 : \rho_i = 0$$

$$H_a : \begin{cases} \rho_i < 0 & i = 1, 2, \dots, N_1 & \text{için} \\ \rho_i = 0 & i = N_1 + 1, \dots, N & \text{için} \end{cases}$$

IPS \bar{t} test istatistiği,

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i} \quad (3.7)$$

olarak hesaplanır. t_{ρ_i} , her bir yatay kesit için t-istatistiğini temsil etmektedir.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i} \quad (3.8)$$

IPS, kritik değerleri, farklı N ve T için ADF test denkleminde sabitli ve sabitli ve trendli modeller için benzetimler yaparak elde etmişlerdir. Yatay kesitlerin farklı gecikme uzunluğunda $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ koşulunu sağlayacağı için uygun şekilde standartlaştırılmış \bar{t} değerinin $N(0,1)$ özellikle asimptotik olarak dağılacığını göstermişlerdir. Sabit N ve $T \rightarrow \infty$ için \bar{t} istatistiği (3.8)'de yer almaktadır. $\int W(r) dr$, Wiener integralidir.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\int_0^1 \bar{W}_i(r) dW_i(r)}{\sqrt{\int_0^1 \bar{W}_i^2(r) dr}} \quad (3.9)$$

$N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ için IPS test istatistiği, modifiye edilmiş ortalama t oranı için

$$W_{\bar{t}} = \frac{\sqrt{N} \left(\bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(t_{it} | \rho_i = 0) \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{var}(t_{it} | \rho_i = 0)}} \quad (3.10)$$

şeklinde hesaplanır. Hesaplanan test istatistikleri, Im ve diğ. (2003, s. 61-62) tarafından elde edilen kritik değerlerden daha negatif olması durumunda sıfır hipotezi reddedilecektir.

3.3.2. Pesaran CADF ve CIPS Birim Kök Testleri

Birinci nesil panel birim kök testleri olarak adlandırılan Levin ve Lin (1992, 1993), Levin ve diğ. (2002), Harris ve Tzavalis (1999), Im ve diğ. (1997, 2002, 2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) birim kök ve Hadri (2000) durağanlık testleri, yatay kesit bağımsızlığı varsayımıyla uygulanan testler iken ikinci nesil birim kök testleri, değişkenlerdeki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleridir. İkinci nesil birim kök testleri arasında en bilinenleri, O'Connell (1998), Choi (2002), Phillips ve Sul (2003), Chang (2002, 2004), Pesaran (2003), Bai ve Ng (2004) ve Moon ve Perron (2004) olarak sıralanabilir.

Uygulamada Pesaran (2003) testi uygulandığı için aşağıda sadece bu testle ilgili bilgi verilmiştir.

Pesaran (2003), yatay kesit ortalamalarının gecikmeli değeri ve birinci farkları ile yatay kesit bağımlılığını ortadan kaldırarak ADF ve IPS tipi birim kök testini geliştirmiştir. Her bir yatay kesit için hesaplanan ADF t-istatistikleri, yatay kesitli ADF (CADF) ve CADF istatistiklerinin yatay kesit ortalaması (CIPS) olarak adlandırdığı iki test istatistiğine dayanmaktadır. y_{it} değişkenine ait birim kök test denklemi

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \beta_i \bar{y}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.11)$$

şeklinde oluşturulur. Denklem, değişkenin sabitsiz, sabitli ve sabitli ve trendli olması durumuna göre deterministik değişkenler eklenerek genişletilebilmektedir.

(3.11)'de verilen denklemin hipotezleri

$$H_0 : \rho_i = 0 \text{ (yatay kesit birim kök içerir)}$$

$$H_0 : \rho_i < 0 \text{ (yatay kesit birim kök içermez)}$$

şeklinde. Yatay kesitlere ait $\hat{\rho}_i$ 'lerin t test istatistikleri olan CADF_i,

$$CADF_i = t_i(N, T) = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (y_{i,-1}' \bar{M}_w y_{i,-1})^{1/2}}$$

formülü ile hesaplanır. Burada $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT})'$, $y_{i,-1} = (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT-1})'$, $\bar{M}_w = I_T - \bar{W}(\bar{W}'\bar{W})^{-1}\bar{W}'$, $\bar{W} = (\tau, \Delta \bar{y}, \bar{y}_{-1})'$, $\tau = (1, 1, \dots, 1)'$, $\Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_2, \dots, \Delta \bar{y}_T)'$, $\bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{T-1})'$, $\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i' M_{i,w} \Delta y_i}{T-4}$, $M_{i,w} = I_T - G_i(G_i'G_i)^{-1}G_i'$ ve $G_i = (y_{i,-1}, \bar{W})'$ dir. Yatay kesit IPS test istatistiği (CIPS) ise her bir yatay kesit için hesaplanan CADF istatistiklerinin ortalamasına eşittir:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

Birim kökü araştırılan y_{it} değişkenine ait test istatistiğinin kritik değerleri, Pesaran (2003) tarafından hem CADF hem de CIPS için sabitsiz, sabitli ve sabitli ve trendli denklemler için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde farklı N ve T için hesaplanmış ve tablolanmıştır. Test istatistiğinin kritik değerden daha negatif olması durumunda sıfır hipotezi reddedilir ve y_{it} değişkeninin birim kök içermediğine ya da durağan olduğuna karar verilir. Ters durumda, y_{it} 'nin yatay kesit birim köke sahip bir seri olduğuna karar verilir.

3.3.3. Doğrusal Olmayan CADF (NCADF) Birim Kök Testi

Cerrato, Peretti ve Sarantis (2008), heterojen panel veri için yatay kesit bağımlılığı durumunda ESTAR sürecini dikkate alarak bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu test, zaman serisi için geliştirilen Sollis (2002) ve KSS birim kök testleri ile CADF birim kök testlerinin birleşiminden oluşmaktadır.

Dinamik doğrusal olmayan heterojen panel ESTAR sürecine ait y_{it} değişkenine ait durağanlığın araştırıldığı test denklemi $i=1,2,\dots,N$ ve $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere

$$y_{it} = \beta_i y_{i,t-1} + \nu_i y_{i,t-1} F(\theta_i; y_{i,t-d}) + u_{it} \quad (3.12)$$

şeklinde gösterilir. Burada hata terimi $u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$ şeklinde tek faktörlü olup $\varepsilon_{it} \approx i.i.d.(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$, birim-spesifik hatayı ve f_t ise gözlemlenemeyen ortak etkiyi göstermektedir. (3.12)'deki geçiş fonksiyonu $\theta_i \geq 0$ ve gecikme parametresi $d \geq 1$ için

$$Z(\theta_i; y_{i,t-d}) = 1 - \exp(-\theta_i y_{i,t-d}^2)$$

şeklinindedir. Geçiş fonksiyonu (3.12)'de yerine konulup bir gecikmeli değerinden çıkartıldığında elde edilen test denklemi

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \nu_i y_{i,t-1} \left[1 - \exp(-\theta_i y_{i,t-1}^2) \right] + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.13)$$

olacaktır. Bu test denklemi, KSS birim kök testine benzer olarak, Taylor açılımı ve CADF birim kök testinde heterojenliği de dikkate alarak

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1}^3 + \gamma_i \bar{y}_{t-1}^3 + \sum_{j=0}^p \omega_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{ij} \Delta y_{t-j} + e_{it} \quad (3.14)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada (3.12)'de birim kökün var olduğunu test eden sıfır hipotezi $\beta_i = 1$ iken yerine $\rho_i = 0$ hipotezi test edilmektedir. Cerrato ve diğ. (2008, s.9), (3.14)'de optimal gecikme uzunluğu olan p 'nin seçiminde bilgi kriterlerinin kullanılmasını önermişlerdir.

Test istatistiği, her bir yatay kesite ait t-istatistiklerinin ortalaması ile

$$\bar{t}_{NL}(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{iNL}(N, T) \quad (3.15)$$

formülü ile hesaplanır. Bu test istatistiği, (3.14)'deki her bir yatay kesit için tahmin edilen $\hat{\rho}_i$ katsayılarının t-istatistiklerinin ortalamasına eşit olmaktadır. Testin kritik değerleri, Monte Carlo benzetimleri ile farklı N ve T için elde edilmiştir.

Test istatistiğinin kritik değerden daha negatif olması durumunda, y_{it} değişkeninin doğrusal olmayan birim kökünün var olduğunu belirten sıfır hipotezi reddedilip doğrusal olmayan durağan panel ESTAR sürecine sahip olduğuna karar verilir.

3.4. Panel Vektör Otoregresif Model

Panel vektör otoregresif (PVAR) modeller de iktisadi analizlerde değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak amacı ile kullanılır. Değişkenler arasındaki içsellik varsayımı altında araştırmacılara kolaylık sağlayan PVAR modelleri, zamanla değişmeyen (time-invariant) birim heterojenliğinin eğim katsayıları, i ve t boyunca değişken olup olmadığına göre homojen ve heterojen olarak iki başlık altında incelenebilir. Aşağıda, PVAR modellerinin homojen ve heterojen olması durumunda, model tanımları ve tahmin yöntemleri anlatılmaktadır.

3.4.1. Homojen Panel Vektör Otoregresif Model

Homojen panel veri, gözlemlenemeyen etkilerin, eğim katsayılarının i ve t için özdeş ya da aynı olması anlamına gelmektedir. \mathbf{z}_{it} sistemdeki içsel değişken vektörü ve $\Phi(L) = I_m - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p$, p 'inci dereceden polinomal gecikme işlemcisi olmak üzere p gecikmeli PVAR modelinin matris gösterimi

$$\Phi(L)\mathbf{z}_{it} = \mathbf{z}_{it} - \Phi_1 \mathbf{z}_{i,t-1} - \dots - \Phi_p \mathbf{z}_{i,t-p} = \boldsymbol{\alpha}_i + \boldsymbol{\theta}t + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.16)$$

olarak yapılabilir. Burada i ve t sırası ile $i=1,2,\dots,N$ için yatay kesit sayısı ve $t=1,2,\dots,T$ için zaman boyutunu göstermektedir. \mathbf{z}_{it} , $(m \times 1)$ boyutlu değişken vektörü; $\boldsymbol{\alpha}_i$, $(m \times 1)$ boyutlu yatay kesitlere ait sabit terim vektörü; $\boldsymbol{\theta}$, $(m \times 1)$ boyutlu sabit terim vektörü ve $\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$, $(m \times 1)$ boyutlu i.i.d.(0, $\boldsymbol{\Omega}$) özelliğine sahip hata terimleri vektörüdür.

Kısıtsız sabit ya da trend ile beraber, \mathbf{z}_{it} 'nin zaman serisi özellikleri, birim kök içerip içermemesi ya da tümleşik olup olmaması durumuna farklılaşabilmektedir (Hsiao, 2014, s.370). Bu nedenle, \mathbf{z} vektörünün elemanlarının aynı zaman serisi özelliklerini taşıması gerekmektedir. Aynı zaman serisi özellikleri taşıyan \mathbf{z} vektörünün panel VAR gösterimi olan (3.16)'nın içerdiği deterministik özelliklerle (3.17)'deki gibi gösterilmesi durumunda, bu eşitliğin köklerinin determinantı (3.18)'deki gibi sıfıra eşit olacaktır.

$$\Phi(L)(\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\eta}_i - \boldsymbol{\theta}t) = \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.17)$$

$$|\Phi(\rho)| = 0 \quad (3.18)$$

Hata terimlerinin beklenen değerinin sıfır olduğu ($E(\boldsymbol{\varepsilon}_{it}) = \mathbf{0}$) varsayımı altında (3.15)'in beklenen değeri ($E(\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\eta}_i - \boldsymbol{\theta}t) = \mathbf{0}$) sıfıra eşit olup birim kökün olması durumunda $E(\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\eta}_i - \boldsymbol{\theta}t)(\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\eta}_i - \boldsymbol{\theta}t)' = \boldsymbol{\Psi}_t$ varyans-kovaryans matrisine sahip panel VAR modeli (3.16)'da gösterildiği

gibidir. Homojen PVAR modellerinde, değişkenlerin durağanlıklarına göre, modellerin tanımlanması da değişmektedir.

Birim etkili durağan PVAR modellerinde, $\theta = \mathbf{0}$ için (3.18)'deki bütün köklerin birim çemberin dışına düşmesi durumunda, (3.16), $\alpha_i = -\Pi\eta_i$ ve $\mathbf{D} = -\left(I_m - \sum_{j=1}^p \Phi_j\right)$ için (3.17)'ye dönüşecektir. Birim etkili trend durağan PVAR modeli ise (3.18)'deki bütün köklerin birim çemberin dışında kalması durumunda ve $\theta \neq \mathbf{0}$ ve $\Gamma = -\Pi + \sum_{j=1}^p j\Phi_j$ için (3.16), (3.19)'e dönüşecektir.

$$\Phi(L)\mathbf{z}_{it} = \alpha_i^* + \theta^*t + \varepsilon_{it} \quad (3.19)$$

(3.19)'da $\alpha_i^* = -\Pi\eta_i + (\Gamma + \Pi)\theta$ ve $\theta^* = -\Pi\theta$ dir. Buradan hareketle yazılan birim kök içeren ancak eştümleşik olmayan ve birim etkiye sahip PVAR modeli

$$\Phi^*(L)\Delta\mathbf{z}_{it} = -\Pi^*\theta + \varepsilon_{it} \quad (3.20)$$

şeklinde olup $\Delta = (1-L)$ fark işlemcisi, $\Phi^*(L) = I_m - \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j^*L^j$ gecikme işlemcisidir.

Homojen PVAR modelinde (3.16)'daki birim etkilerini gösteren α_i 'nin, panel veri modellerindeki gibi ortak bir ortalama ve sabit kovaryans matrisi ile rastsal dağılması durumunda, (3.16) rastsal etkili PVAR modeli olarak adlandırılmaktadır (Hsiao, 2014, s.372). Örnek hacminin artması durumunda etkin tahmincilerin elde edilmesinde rastsal etkili PVAR modeli, sabit etkili modele göre bilinmeyen parametre tahmininde daha avantajlıdır.

3.4.2. Homojen PVAR Modeli Tahmin Yöntemleri

Homojen PVAR modellerinin tahmininde kullanılan yöntemler, N ve T'nin uzunluğuna göre farklılaşmaktadır. PVAR modellerinin tahmininde yaygın kullanılan yöntemler, kısa ve uzun paneller için Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM), En Çok Olabilirlik (ML) Yöntemi ve En Küçük Uzaklık Tahmincisi (MDE) dir.

Dinamik panel veri modellerinde, sabit etkili panel veri modellerinin zaman boyutu kısa olduğunda, GMM yöntemi tercih edilmektedir. GMM tahmincisinin avantajı, birim etkileri modelden elediği için tutarlı ve asimptotik normal dağılımlı olmasıdır (Hsiao, 2007, s.12). \mathbf{I}_m birim matris, $i=1,2,\dots,N$ ve $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere PVAR(p) modeli

$$(\mathbf{I}_m - \Phi\mathbf{L})(\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\eta}_i - \boldsymbol{\theta}t) = \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.21)$$

olarak gösterilir. PVAR(p) modelinden birim etkileri elemek için (3.20), birinci fark denkleminen çıkartılarak, fark denklemi, $t=2, \dots, T$ için (3.22)

$$(\Delta\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\theta}) = \Phi(\Delta\mathbf{z}_{it-1} - \boldsymbol{\theta}) + \Delta\boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.22)$$

elde edilir. (3.22)'nin dikeylik ya da ortogonalite koşulu, $\mathbf{q}_{it} = \begin{pmatrix} \mathbf{w}'_{i0} & \mathbf{w}'_{i1} & \dots & \mathbf{w}'_{it-2} \end{pmatrix}'$ için beklenen değerin sıfıra eşit olması ile sağlanmaktadır:

$$E\left[(\Delta\mathbf{z}_{it} - \boldsymbol{\theta}) - \Phi(\Delta\mathbf{z}_{it-1} - \boldsymbol{\theta})\mathbf{q}'_{it}\right] = \mathbf{0} \quad (3.23)$$

Φ 'nin moment koşulunda standart GMM tahmincisini elde etmek için (3.23) daraltılmış formda tekrar düzenlenecek olunursa (3.24) elde edilir.

$$E\left[\mathbf{Q}'_i(\Delta\mathbf{z}_i - \Delta\mathbf{z}_{i,-1})\Phi'\right] = \mathbf{0} \quad (3.24)$$

(3.24)'de \mathbf{Q}'_i $mT(T-1)/2 \times (T-1)$ boyutlu matris

$$\mathbf{Q}'_i = \begin{bmatrix} \mathbf{q}_{i2} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{q}_{i3} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{q}_{iT} \end{bmatrix}$$

ve $\Delta\mathbf{z}_{it}$ ve $\Delta\mathbf{z}_{it-1}$ $(T-1) \times m$ boyutlu matrisler olmak üzere $\Delta\mathbf{z}_i = (\Delta\mathbf{z}_{i2}, \Delta\mathbf{z}_{i3}, \dots, \Delta\mathbf{z}_{iT})'$ ve $\Delta\mathbf{z}_{i,-1} = (\Delta\mathbf{z}_{i1}, \Delta\mathbf{z}_{i2}, \dots, \Delta\mathbf{z}_{iT-1})'$ şeklindedir. Bu bilgilerle $\phi = \text{vec}(\Phi)$ 'nin standart GMM tahmincisi (3.25)'de yer almaktadır (Binder, Hsiao ve Pesaran, 2005, s.809):

$$\hat{\phi}_{\text{GMM}} = \left(S'_{\text{WX}} D_{\hat{\varepsilon}}^{-1} S_{\text{WX}}\right) S'_{\text{WX}} D_{\hat{\varepsilon}}^{-1} S_{\text{Wy}} \quad (3.25)$$

$$\text{Burada } S_{\text{WX}} = \frac{1}{N} \sum_{\mathbf{Y}=1}^n \mathbf{W}'_{\mathbf{Y}} \mathbf{X}_{\mathbf{Y}}, \quad S_{\text{Wy}} = \frac{1}{N} \sum_{\mathbf{Y}=1}^n \mathbf{W}'_{\mathbf{Y}} \mathbf{Y}_{\mathbf{Y}}, \quad D_{\hat{\varepsilon}} = \frac{1}{N} \sum_{\mathbf{Y}=1}^n \mathbf{W}'_{\mathbf{Y}} \mathbf{Y}_{\mathbf{Y}} \mathbf{W}_{\mathbf{Y}}$$

$$, \mathbf{Y}_{\hat{\varepsilon}} = \frac{1}{N} \sum_{\mathbf{Y}=1}^n \hat{\varepsilon}'_{\mathbf{Y}} \hat{\varepsilon}_{\mathbf{Y}}, \quad \mathbf{W}'_i = \mathbf{Q}'_i \otimes \mathbf{I}_m, \quad \mathbf{W}_i = \mathbf{Q}_i \otimes \mathbf{I}_m, \quad \mathbf{X}_i = \Delta\mathbf{z}_{i,-1} \otimes \mathbf{I}_m,$$

$y_i = \text{vec}(\Delta z_i')$, $\varepsilon_i = \text{vec}(\Delta E_i')$ ve $\Delta \hat{E}_i = \Delta z_i - \Delta z_{i-1}$ olarak tanımlanmaktadır. $\hat{\phi}_{\text{GMM}}$ 'in varyansı

$$\sigma_{\hat{\phi}_{\text{GMM}}}^2 = \frac{1}{N} \left(S'_{\text{WX}} D_{\hat{\varepsilon}}^{-1} S_{\text{WX}} \right)^{-1} \quad (3.26)$$

dir. PVAR modellerinin tahmininde kullanılan bir diğer yöntem ise ML'dir. Birleşik olabilirlik fonksiyonu $r_i = (\Delta z_i - \varepsilon_i \otimes \theta)$, $H_i = G_i' \otimes I_m$, $G_i = (\theta, \Delta z_{i1} - \theta, \dots, \Delta z_{iT-1} - \theta)$ ve $\Phi = \text{vec}(\phi)$ olmak üzere

$$\prod_{i=1}^N (2\pi)^{-\frac{T}{2}} \left| \Omega^* \right|^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2} (r_i - H_i \Phi)' \Omega^{*-1} (r_i - H_i \Phi)} \quad (3.27)$$

şeklinde gösterilir. Varyans-kovaryans matrisi Ω^* 'nin en küçük edip (3.27)'deki olabilirlik fonksiyonunun logaritmasının en yüksek olduğu parametre değerlerinde, ML tahmincisi z_{it} 'nin birim kök içerip içermemesine ya da eşitmişlik olup olmamasına bakılmaksızın tutarlı ve asimptotik normal dağılımlı olacaktır.

$$\Omega^* = \begin{bmatrix} \Psi_1 & -\Omega & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\Omega & 2\Omega & -\Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\Omega & 2\Omega & & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & & & \vdots \\ & & & & \ddots & \\ 0 & 0 & \dots & \dots & & 2\Omega \end{bmatrix} \quad (3.28)$$

Binder ve diğ. (2005), ML yinelemelerinin başlangıç tahmincileri için dönüştürülmüş olabilirlik fonksiyonundan türetilmiş tutarlı MDE yöntemini önermişlerdir. Ω^* koşulunda, MLE tahmincilerini (3.29)'u en küçük ederek en küçük uzaklık tahmincisi $\hat{\Phi}$ elde edilir.

$$\sum_{i=1}^N (r_i - H_i \Phi)' \Omega^{*-1} (r_i - H_i \Phi) \quad (3.29)$$

θ ve Ω^* koşulunda $\hat{\Phi}$ 'nin MDE'si (3.30)

$$\hat{\Phi} = \left(\sum_{i=1}^N H_i' \Omega^{*-1} H_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N H_i' \Omega^{*-1} \mathbf{r}_i \right) \quad (3.30)$$

ile elde edilirken $\hat{\Phi}$ ve Ω^* koşulunda $\hat{\theta}$ 'nın MUT'u

$$\hat{\theta} = \left(N P \Omega^{*-1} P' \right)^{-1} \left[\sum_{i=1}^N P \Omega^{*-1} (\Delta \mathbf{z}_i - L_i \Phi) \right] \quad (3.31)$$

ile elde edilir. Burada $P = (I_m, I_m - \phi', I_m - \phi', \dots, I_m - \phi')$, $L_i = K_i' \otimes I_m$ ve $K_i = (\mathbf{0}, \Delta \mathbf{z}_{i1}, \dots, \Delta \mathbf{z}_{i,T-1})$ 'ye eşittir.

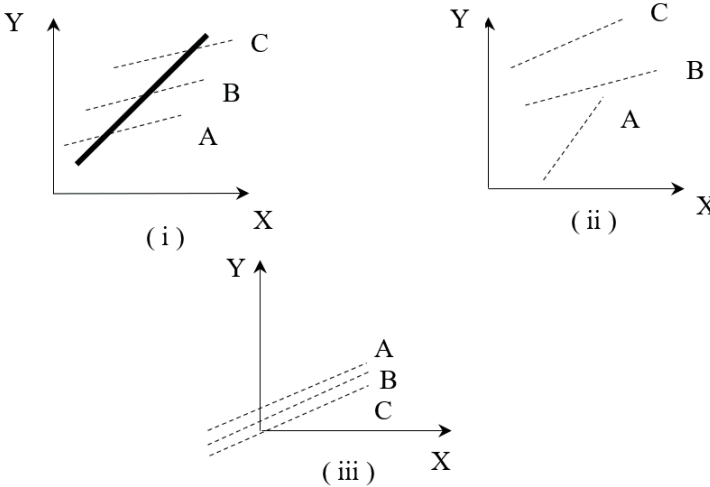
θ ve Φ koşulunda ise MDE'nin varyans-kovaryans matrisi tahmincisi $\hat{\Omega}$,

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T [\Delta \mathbf{z}_{it} - \theta - \Phi(\Delta \mathbf{z}_{i,t-1} - \theta)] [\Delta \mathbf{z}_{it} - \theta - \Phi(\Delta \mathbf{z}_{i,t-1} - \theta)]' \quad (3.32)$$

olacaktır.

3.4.3. Heterojen Panel Vektör Otoregresif Model

Panel veri modellerinde, birimlerin karakteristik olarak birbirinden farklı olmasından dolayı, sabit ve eğim katsayıları değişmektedir. Homojen ve heterojen paneller arasındaki fark, Şekil 3-1 yardımıyla açıklanabilir.



Şekil 3.1: Homojen ve Heterojen Paneller

Kaynak: Tatoğlu, (2012, s.8), Gujarati ve Porter, (2008, s.600).

Şekil 3-1'in sol panelindeki (i) A, B, C, D birimlerinin sabit parametresi birimler boyunca farklılık gösterdiğinden dolayı sabit parametresi heterojen; eğim parametresi ise homojendir. Şekil 3-1'in sağ panelinde (ii) yer alan durumda ise hem sabit hem de eğim katsayısı birimler boyunca farklılaştığı için hem sabitte hem de eğimde heterojendir. Sabitte heterojen panel veri modellerinin tahmininde sabit ya da rastsal etkili model tahmin yöntemleri ile bu heterojenlik tahmin edilebilmektedir. Şekil 3-1'in alt panelinde (iii) ise sabit etkiler modelinin grup içi tahmincisine ait gözlemler yer almaktadır. Gözlemlerin grup ortalamalarından farkı alınarak sabit etkisinden arındırılan bu modelde, hem sabit hem de eğim katsayıları gruplar itibariyle aynıdır. Dolayısıyla homojen panel verisine bir örnektir.

Heterojen panel veri modellerini homojenlik varsayımıyla tahmin etmek, tutarsız ve sapmalı tahminlerin elde edilmesine neden olacaktır. Bu nedenle, Swamy (1970, 1971) heterojen panellerde tutarlı ve sapmasız tahmin elde edebilmek için genelleştirilmiş LS (GLS) tahmincisini kullanan rastsal etkili katsayılar modeli ile tutarlı tahminciler için de ortalama grup tahmincisinin kullanılmasını önermiştir (Pesaran, 2015, s717-718).

Tek değişkenli heterojen panel veri modeli

$$y_{it} = \beta'_{it}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.33)$$

olduğunda, Swamy GLS ve ortalama grup tahmincileri, sırasıyla, (3.34) ve (3.35)'de verilmiştir.

$$\hat{\beta}_{\text{Swamy}} = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} y \quad (3.34)$$

$$\hat{\beta}_{\text{OGT}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X'_i X_i)^{-1} X'_i y_i \quad (3.35)$$

PVAR modellerinde, eğim katsayısının birimler boyunca farklılaşma gösterip, heterojen yapıda olması durumunda, tahmin edilecek model (3.36)'de verilmiştir. $i = 1, \dots, N$ ve $\Phi_i(L) = I_m - \Phi_{i1}L - \dots - \Phi_{ip_i}L^{p_i}$ için heterojen PVAR

$$\Phi_i(L)z_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3.36)$$

olup $i \neq j$ koşuluyla $\Phi_i(L) \neq \Phi_j(L)$ olması durumunda $\Phi_i(L)$ 'nin tutarlı tahmincileri elde edilemeyecektir. $\Phi_i(L)$ 'nin determinantının kökleri, birim çember dışına düştüğünde LS tahmincileri tutarlı olacak ve $T \rightarrow \infty$ için asimptotik normal dağılımlı olacaktır. Ancak birim kök olması durumunda LS tahmincileri tutarlı olup T hızında birim köke yaklaşıp dağılımları standart olmayacaktır (Hsiao, 2014, s.377). Dinamik

heterojenlik durumunda, tahmincilerle ilişkili ve hata terimleri ile ilişkisiz araç değişkenlerinin belirlenmesi zor olduğundan GMM tahmin yönteminin uygulanması zordur (Canova ve Ciccarelli, 2013, s.15). Bu nedenle heterojen PVAR modellerinde Swamy'nin (1970) GLS tahmin yöntemi tercih edilmektedir.

3.4.4. Panel Homojenite Testleri

Tahmin edilen panel veri modellerinin eğim katsayılarının homojen olup olmamasına karar vermek için F-testi, Hausman tipi test (Pesaran ve diğ.1996), G-testi (Phillips ve Sul, 2003), Swamy (1970) testi, Δ testi (Pesaran ve Yamagata, 2008) veya sapması düzeltilmiş yeniden örnekleme testinden yararlanılmaktadır. Aşağıda uygulamada kullanılan testler olması nedeni ile sadece F-testi ve Δ testine ait teorik bilgiler verilmiştir.

(3.32)'de verilen panel veri modelinde, eğim katsayıları vektörü β_i 'nin birimler boyunca değişmeyip aynı β eğim katsayısına eşit olması durumunda model, homojen eğim katsayılı model olacaktır. Testin sıfır ve alternatif hipotezleri

$$H_0 : \beta_i = \beta \text{ (homojen panel veri)}$$

$$H_a : \beta_i \neq \beta \text{ (heterojen panel veri)}$$

şeklinde oluşturulur.

Homojenliği test etmek için kullanılan testlerden en geneli olan F-testi, kısıtlı ve kısıtsız³ modellere ait hata kareler toplamı (SSR_R ve SSR_{UR}) ile N sabit ve $T \rightarrow \infty$ için uygulanabilmektedir. F test istatistiği, k kısıt sayısı olmak üzere

$$F = \left(\frac{N(T-k-1)}{k(N-1)} \right) \left(\frac{SSR_R - SSR_{UR}}{SSR_{UR}} \right)$$

olup hata varyansları sabittir. Hesaplanan F istatistiğinin, $k(N-1), N(T-k-1)$ serbestlik dereceli F tablo değerlerinden büyük olduğu durumda eğim katsayılarının birimlere göre farklı olduğuna, bir başka deyişle heterojen olduğuna karar verilir.

Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy'nin (1970) çalışmasından yola çıkarak büyük N ve T için iki test istatistiği geliştirmişlerdir. Bu test istatistiklerinden ilki olan $\hat{\Delta}$, birim sayısının zaman sayısına oranının

3 Kısıtlı ve kısıtsız model, tahmin edilen modellerde eğim katsayılarında yatay kesitlerin trend değişkeninin olmaması ve olması durumudur.

kökünün sifira yakınsaması $\left(\sqrt{N}/T \rightarrow 0\right)$ durumunda; $\tilde{\Delta}$ ise birim sayısının kökünün zaman boyutunun karesine oranının sifira yakınsaması $\left(\sqrt{N}/T^2 \rightarrow 0\right)$ durumunda kullanılmasını önermişlerdir. Test istatistikleri, Swamy tahmincisinden elde edildiği için Swamy ağırlıklı havuzlanmış tahmincisi (WFE)

$$\hat{\beta}_{\text{WFE}} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \quad (3.37)$$

olarak gösterilir. Swamy test istatistiği

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{\text{WFE}} \right)' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{\text{WFE}} \right)$$

$$\text{ve varyansı} \quad \hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T-k-1} \left(y_i - X_i \hat{\beta}_{\text{WFE}} \right)' M_\tau \left(y_i - X_i \hat{\beta}_{\text{WFE}} \right)$$

şekindedir. $\hat{\Delta}$ test istatistiği

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (3.38)$$

olarak hesaplanır. $\tilde{\sim}$ test istatistiği ise,

$$\tilde{\sim} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (3.39)$$

olup her iki test istatistiği birbirine benzerdir. Burada

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{\text{WFE}} \right)' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{\text{WFE}} \right), \quad \tilde{\beta}_{\text{WFE}} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\tilde{\sigma}_i^2}$$

ve $\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T-1} \left(y_i - X_i \hat{\beta}_{\text{FE}} \right)' M_\tau \left(y_i - X_i \hat{\beta}_{\text{FE}} \right)$ 'dir. İki test istatistiğini

birbirinden ayıran durum, tahmincilerin varyansında ağırlıklı havuzlanmış tahminci ile sabit etkiler tahmincisinin olmasıdır. Hesaplanan test değerleri, $\hat{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}$ 'nin standart normal dağılıma yakınsaması nedeniyle standart normal dağılım tablosu ile karşılaştırılır.

Pesaran ve Yamagata (2008, s.75), küçük örneklem için iki test istatistiğinin ortalama ve varyans sapmasını dikkate alarak, serbestlik derecesi ile farklılaşan düzeltilmiş $\hat{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}$ kullanılmasını önermişlerdir. Bunlar

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left[\frac{N^{-1}\hat{S} - \left(\frac{k(T-k-1)}{T-k-3} \right)}{\sqrt{\frac{2k(T-k-1)^2(T-3)}{(T-k-3)^2(T-k-5)}}} \right] \quad (3.40)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{\frac{N(T+1)}{(T-k-1)}} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (3.41)$$

şeklinde gösterilebilir.

Pesaran ve Yamagata (2008, s.75), Monte Carlo deneme sonuçları ile normallikten büyük sapmalar olması durumunda bile $\tilde{\Delta}_{adj}$ istatistiğinin iyi sonuçlar verdiğini göstermiş ve bu test istatistiğinin kullanılmasını önermişlerdir.

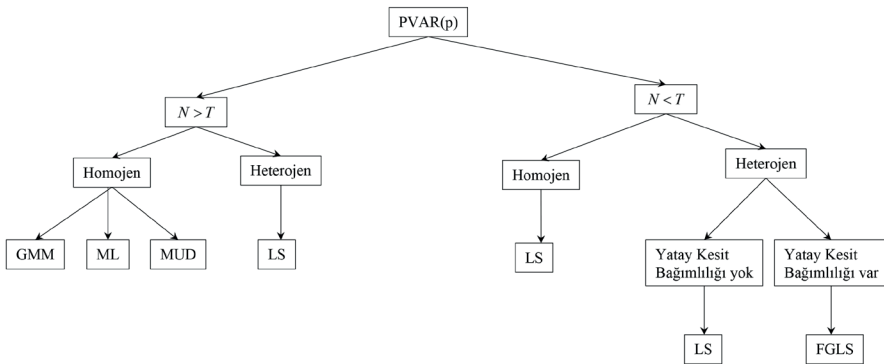
3.4.5. Panel VAR Modellerinin Tahmin Aşamaları

PVAR modellerinde, öncelikle değişkenlerin durağanlıkları araştırılmaktadır. Ardından durağan serilerle PVAR modeli oluşturmak için uygun gecikme uzunluğu seçilmektedir. Gecikme uzunluğu seçiminde, AIC, SC, HQ gibi bilgi kriterlerinin yanı sıra Abrigo ve Lu (2015) tarafından GMM tahmincilerinde aşırı tanımlama istatistiği olan Hansen'nin (1982) J-istatistiğine dayalı Moment ve Model Seçim Kriteri (MMSC) de kullanılabilir (Belingher, 2015, s.286). PVAR modellerinin tahmini için uygun yöntemin seçiminde birden fazla kriter mevcuttur. Bu kriterlerin başında yatay kesit sayısı ile zaman boyutunun büyüklüğü gelir. İkinci kriter ise panel verinin homojen veya heterojen olması durumudur. Kısa homojen panellerde havuzlanmış tahminciler sapmalı olup Arellano-Bond (1991) GMM yöntemi ile tutarlı tahminler elde edilebilir (Canova ve Ciccarelli, 2013, s.14). Ancak değişkenlerin birim kök içerip içermemesi durumuna göre MLE ve MDE tahmincileri tercih edilebilir (Hsiao, 2014, s.377). Binder ve diğ. (2005), Monte Carlo denemeleri ile VAR modelinin köklerinin birim değere yaklaştığında GMM tahmincilerine göre MLE ve MUD tahmincilerinin daha iyi sonuçlar verdiğini kanıtlamışlardır.

VAR modelinin köklerinin yatay kesitlerde farklı olması durumunda tutarlı tahminçileri elde etmek mümkün değildir, ancak asimptotik olarak ($T \rightarrow \infty$) LS tahminçileri tutarlı olacaktır (Hsiao, 2014, s.377).

Uzun homojen panellerde ise her bir denklem ayrı ayrı havuzlanmış LS ile tahmin edilip birimlere göre ortalaması alınarak tutarlı tahminler elde edilebilir (Canova ve Ciccerelli, 2013, s.15; Hsiao, 2014, s.377). Heterojen uzun panellerde yatay kesit bağımlılığı olmaması durumunda ise denklemler tek tek LS ile tahmin edilip tutarlı ve etkin tahminlere ulaşılabilir. Son olarak uzun heterojen panellerde yatay kesit bağımlılığının olması durumunda Zellner'in (1962) önerdiği görünürde ilişkisiz regresyon bağlamında uygulanabilir genelleştirilmiş LS (FGLS) ile etkin tahminçilere ulaşmak mümkündür (Hsiao, 2014, s.377-378).

Aşağıda PVAR modeli için uygun tahmin yönteminin seçiminde izlenen yaklaşım, Şekil 3-2 yardımıyla açıklanmıştır.



Şekil 3.2: PVAR Modeli için Tahmin Yönteminin Seçim Aşamaları

3.5. Panel Eşikli Vektör Otoregresif Model

Bölüm 3.4 de PVAR modelleri hakkında geniş bilgi verilmişti. Burada da Panel eşikli vektör otoregresif (PTVAR) modelleri hakkında bilgi verilmektedir.

PTVAR modelleri, Hansen (1999a) tarafından türetilen panel eşikli regresyona (PTR) dayalı doğrusal olmayan panel regresyon modellerine ve bundan yararlanarak rejim sayısının ve geçiş değerlerinin belirlenmesine dayanmaktadır. Bu nedenle, aşağıda Hansen'in (1999b) yaklaşımı ve bu temel alınarak PTVAR modelinin tahmin yöntemi açıklanacaktır.

Sabit etkili, dengeli ve eşikli panel veri modeli, y_{it} açıklanan değişken, x_{it} açıklayıcı ya da rejim değişkeni ve q_{it} geçiş değişkeni olmak üzere iki rejimli PTR modeli

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (3.42)$$

olarak gösterilebilir. Burada $I(\cdot)$, sıfır ve bir değerlerini alan gösterge fonksiyonu ve γ , eşik değeridir. β_1 ve β_2 'nin tanımlanması için x_{it} ve q_{it} elemanlarının zamanla değişmeyen parametrelerin olması gerekmektedir. Bir başka ifadeyle statik panel veri modeli olması gerekmektedir. Bir diğer varsayımda, hata terimi e_{it} 'nin sıfır ortalamalı bağımsız ve özdeş dağılıma ($e_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$) sahip olmasıdır. (3.42)'ye alternatif olarak

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (3.43)$$

denklemini tanımlandığında, buradan hareketle $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$ ve $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$ olacak şekilde zaman boyutunda

ortalaması alındığında

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (3.44)$$

elde edilir. Hansen (1999b, s.349), (3.43)'den (3.44) çıkartıldığında elde edilen

(3.45)'deki β vektörünün LS ile tahmin edilmesini önermiştir.

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (3.45)$$

Burada LS tahmincisi $\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^*$, hata terimi vektörü $\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$, hata terimlerinin varyansı $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*\prime} \hat{e}^*$ ve hata terimlerinin kare hata toplamı

$$S(\gamma) = \hat{e}(\gamma)' \hat{e}(\gamma) = Y^{*\prime} \left(I - X^*(\gamma)' (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' \right) Y^*$$

yararlanarak elde edilebilmektedir. Hansen (1999a), PTR modelinin tahmininde LS kullanılmasını, Chan (1993) ve Hansen'nin (2000) önerdikleri şekilde geçiş parametresi γ 'nın seçiminde hata kareler toplamını en küçük yapan değer seçilmesini önermişlerdir.

PTR yönteminde modelin doğrusal olup olmadığı ya da eşik değer etkisi olup olmadığına ilişkin hipotezler farklı rejimlerde tahmin edilen parametrelerin birbirine eşit olup olmadığına göre oluşturulmaktadır.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 \text{ (Doğrusal Model)}$$

$$H_0 : \beta_1 \neq \beta_2 \text{ (Eşik değer etkisi vardır)}$$

Sıfır hipotezin reddedilmesi ya da reddedilememesi kararını verebilmek için olabilirlik oranı (LR) test istatistiği

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \sim \chi_k^2 \quad (3.46)$$

formülü ile hesaplanır ve k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir.

İkiden fazla rejim (birden fazla eşik değer) olması durumunda (3.42) genişletilebilmektedir. (3.47)'de üç rejim iki eşik değer olması durumunda PTR modeli tanımlanmıştır.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' x_{it} I(\gamma_2 < q_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.47)$$

Bu modellerde birden fazla eşik değer olduğunda, eşik değerler $\gamma_1 < \gamma_2$ olacak şekilde sıralanır. Rejim sayısının belirlenmesinde, bir eşik değere karşılık iki eşik değer olup olmadığı (3.48) ile araştırılır. i eşik değere karşılık $i+1$ eşik değeri için LR testi ile araştırılır ve sıfır hipotezinin reddedilemediği durumda rejim sayısı i 'ye karar verilir.

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2(\hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}^2} \sim \chi_k^2 \quad (3.48)$$

PTR modeli, statik panel yapısına sahip olduğu için ve yatay kesit etkilerini dikkate alan sabit etkili panel veri yöntemi ile tahmin edilmektedir. Kremer ve diğ. (2013, s.864), Hansen (1999a) yönteminin dinamik panellerde uygulandığında gecikmeli değişkenlerin hata terimi ile ilişkili olacağından tutarsız tahminler elde edileceğini ve bu nedenle Arellano ve Bover (1995) tahmincisi ile sabit etkilerin modelden arındırabileceğini belirtmişlerdir. Kremer ve diğ. (2013, s.870), dinamik PTR modelinin RMSE ve sapmalarını Arellano-Bond ve Hansen yaklaşımı ile, kısa paneller için de Monte-Carlo denemeleri ile karşılaştırıp dinamik PTR modelinde söz konusu yöntemin uygulanabileceğini göstermişlerdir. Dolayısıyla doğrusal olmayan panel veri tahminlerinde kullanılan yöntemler, Bölüm 3.2'de açıklanan yöntemlere ve koşullarına bağlıdır. Bir başka deyişle, doğrusal

olmayan panel veri modellerinin tahmininde, panel veri yapısının uzun ya da kısa olması; homojen ya da heterojen olması ya da yatay kesit bağımlılığı olup olmaması gibi özellikler dikkate alınarak altbölüm 3.4.5'de belirtilen yöntemler kullanılmaktadır.

p gecikmeli, üç değişkenli iki rejimli (tek eşik değerli) sabit etkiler PTVAR(p) modeli açık formda (3.49)'da yer almaktadır.

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \alpha_{10} + \left(\sum_{j=1}^p \beta_{1j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{1j} z_{it-j} \right) I(q_{it} \leq \gamma) \\
 &\quad + \left(\sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{2j} z_{it-j} \right) I(q_{it} > \gamma) + e_{lit} \\
 x_{it} &= \alpha_{20} + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{1j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_{1j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{1j} z_{it-j} \right) I(q_{it} \leq \gamma) \\
 &\quad + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{2j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_{2j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{2j} z_{it-j} \right) I(q_{it} > \gamma) + e_{2it} \\
 z_{it} &= \alpha_{30} + \left(\sum_{j=1}^p \omega_{1j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \vartheta_{1j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \upsilon_{1j} z_{it-j} \right) I(q_{it} \leq \gamma) \\
 &\quad + \left(\sum_{j=1}^p \omega_{2j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \vartheta_{2j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \upsilon_{2j} z_{it-j} \right) I(q_{it} > \gamma) + e_{3it}
 \end{aligned} \tag{3.49}$$

Bu modelin tahmin edilmesinde izlenen basamaklar, 3.6.3'de verilmiştir.

3.6. Panel Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif Model

Bu bölümde, Panel yumuşak geçişli vektör otoregresif (PSTRVAR) modelleri ile ilgili teorik bilgi verilmektedir. Aşağıda PSTRVAR modelleri ile ilgili yazında yeterli bilgi olmaması nedeniyle, ilk olarak Gonzalez ve diğ. (2005) tarafından yazına kazandırılan panel yumuşak geçişli regresyon (PSTR) modeli, tahmin yöntemi ve aşamaları açıklanıp ardından PSTRVAR modelleri ile ilgili geniş bilgi verilmiştir.

Gonzalez ve diğ. (2005), Hansen'in (1999b) PTR modelinde geçiş fonksiyonlarının yumuşak geçişli olması durumunda geçerli olacak bir model önermişlerdir. (3.42)'deki PTR modelinde $I(\cdot)$ geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olarak değişmesi durumunda doğrusal olmayan panel modelini

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} + \beta_2' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + e_{it} \tag{3.50}$$

olarak tanımlanmışlardır. Burada, q_{it} eşik değişken, c eşik değer, γ düzgünleştirme parametresi olup $g(\cdot)$ geçiş fonksiyonudur. Geçiş fonksiyonu için Granger ve Terasvirta (1993), Terasvirta (1994) ve Jansen ve Terasvirta (1996) tarafından önerilen LSTAR tipi fonksiyon

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right)^{-1} \quad (3.51)$$

şeklinindedir. Burada m rejim sayısı olmak üzere düzgünleştirme parametresi $\gamma > 0$ ve eşik değerler $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ şeklinde olmalıdır. (3.51)'de $m=1$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ için (3.50), (3.42)'de yer alan Hansen'in (1999b) iki rejimli PTR modeline dönüşecektir. $m > 1$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ için belirgin rejim sayısı, geçiş fonksiyonunun farklı c_j değerleri için sıfır ile bir arasında ileri geri geçiş yapmaktadır. Son olarak $\gamma \rightarrow 0$ olması durumunda model, sabit etkili panel veri modeline dönüşmektedir (Gonzalez ve diğ. 2005, s.2).

(3.50)'nin doğrusal olduğunu belirten sıfır hipotezi $H_0 : \beta_2 = 0$ ya da $H_0 : \gamma = 0$ şeklinde olup bu hipotezlerin reddedilmemesi durumunda, sabit etkili panel veri modelinin uygun olduğuna karar verilir. Ancak. (3.50)'deki tanımlama problemi nedeniyle, Luukkonen ve diğ.'nin (1988) önerdiği şekilde $\gamma = 0$ etrafında birinci derece Taylor açılımı ile elde edilen (3.52)'de verilen yardımcı regresyon denklemi ile doğrusal olma araştırılır.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1^* x_{it} + \beta_2^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (3.52)$$

Burada m rejim sayısı olmak üzere, eşik değişken q_{it} 'ye ait katsayıların sifira eşit olması, doğrusal olmayı göstermektedir. Dolayısıyla test edilecek hipotezler

$$H_0 : \beta_2^* = \dots = \beta_m^* = 0$$

$$H_a : \beta_2^* \neq \dots \neq \beta_m^* \neq 0$$

olarak oluşturulur. Test istatistiği

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mk}{SSR_1/(TN - N - m(k+1))} \quad (3.53)$$

olarak hesaplanır ve test istatistiğinin dağılımı, $(mk, TN-N-m(k+1))$ serbestlik dereceli F dağılımına uymaktadır. Hesaplanan LM istatistiği değerinin tablo değerinden büyük olması durumunda, H_0 hipotezi, dolayısı ile doğrusal olma, reddedilir.

PSTR modelinde rejim sayısı r olmak üzere, rejim sayısını belirlemede önerilen yöntem, her bir eklenen eşik değere doğrusal olma testine benzer adımların uygulanmasıdır. Rejim sayısının belirlenmesi için oluşturulan hipotezlerle toplamsal olarak ileriye doğru test edilmesi sağlanır. Sıfır hipotezinin reddedilemediği durumda, rejim sayısı belirlenmiş olur:

$$H_0 : r = 0$$

$$H_a : r = 1$$

$$H_0 : r = 1$$

$$H_a : r = 2$$

⋮

$$H_0 : r = r^*$$

$$H_a : r = r^* + 1$$

Rejim sayısının belirlenmesinde yararlanılan test denklemleri, (3.50)'nin birinci derece Taylor açılımı ile

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \theta'_1 x_{it} q_{it} + e_{it} \\ y_{it} &= \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \theta'_1 x_{it} q_{it}^{(1)} + \theta'_2 x_{it} q_{it}^{(2)} + e_{it} \\ &\vdots \\ y_{it} &= \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \theta'_1 x_{it} q_{it}^{(1)} + \theta'_2 x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \theta'_m x_{it} q_{it}^{(m)} + e_{it} \end{aligned} \quad (3.54)$$

şeklinde elde edilen yardımcı regresyonlar ile gösterilmektedir. Hipotezlerde test edilen rejim sayısına, her bir eşitlikteki $\theta_i = 0$ 'ın test edilmesi ile karar verilir.

Rejim sayısının belirlenmesinde, LM_F test istatistiğinden yararlanılır.

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mk}{SSR_1/(TN - N - k(m + 2))} \sim F[mk, TN - N - 2 - k(m + 2)] \quad (3.55)$$

Karar aşamasında, hesaplanan LM_F istatistiği, $(mk, TN - N - 2 - k(m + 2))$ serbestlik dereceli F tablo değeri ile karşılaştırılır. Sıfır hipotezinin reddedilemediği basamakta geçerli olan rejim sayısı, modeldeki rejim sayısı olarak belirlenir.

$$(3.49)'daki PTR modelinde yer verilen geçiş fonksiyonu $g(q_{it}; \gamma, c)$,$$

$$g(q_{it}; \gamma, c) = 1 - \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)^2\right) \quad (3.56)$$

olarak tanımlandığında, model Panel Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif (PESTR) model olarak adlandırılır.

3.6.1. Panel Yumuşak Geçişli Model Seçimi

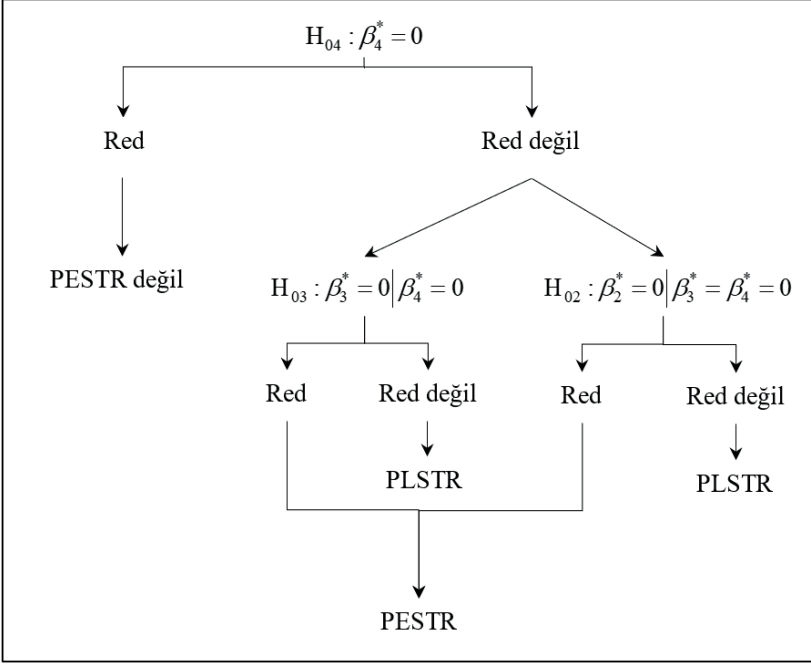
Gonzalez ve diğ. (2005, s.4), tanımlanacak olan modelin PLSTR mi yoksa PESTR mi olduğuna karar verme sürecini, Terasvirta'nın (1994) tanıttığı ve tek değişkenli yumuşak geçişli otoregresif modeli üzerinden hipotezleri ve test istatistiklerini açıklayan çalışmasını ele alarak açıklamışlardır. Geçiş fonksiyonunun seçiminde, (3.52)'deki yardımcı regresyonda $m=3$ için test edilecek hipotezler

$$H_{04} : \beta_4^* = 0$$

$$H_{03} : \beta_3^* = 0 \mid \beta_4^* = 0$$

$$H_{02} : \beta_2^* = 0 \mid \beta_3^* = \beta_4^* = 0$$

şeklinde oluşturulur. F-testi yardımıyla test edilen bu hipotezlerin karar süreci, Şekil 3-2 yardımıyla açıklanabilir: Burada H_{04} hipotezinin reddedilmesiyle PESTR modelinin uygun olmayacağı görülmektedir. H_{04} hipotezinin reddedilememesi durumunda, H_{03} ve H_{02} hipotezleri beraber test edilir. Her iki sıfır hipotezinin birlikte reddedilmesi durumunda, PESTR modeli uygundur. H_{03} ve H_{02} hipotezleri ayrı ayrı reddedilemez ise, uygun model PLSTR olacaktır.



Şekil 3.3: Uygun PSTR Modelinin Seçim Aşamaları

3.6.2. Panel Yumuşak Geçişli VAR Modelinin Tanımlaması

PSTRVAR modelleri, (3.47)'de verilen denklemlerde $I(\cdot)$ ile gösterilen kısım (3.51) ve (3.56)'daki lojistik veya üssel geçiş fonksiyonlarının yerleştirilmesi ile tanımlanmaktadır. PSTRVAR(p) modelinin gösterimi (3.57)'de yapılmıştır. Bu model, $g(q_{it}; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun türine göre PLSTRVAR(p) ya da PESTRVAR(p) modeline dönüşecektir.

$$\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha_{10} + \left(\sum_{j=1}^p \beta_{1j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{1j} z_{it-j} \right) \\
&\quad + \left(\sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{1j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\gamma}_{1j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\theta}_{1j} z_{it-j} \right) g(q_{it}; \gamma, c) + e_{1it} \\
x_{it} &= \alpha_{20} + \left(\sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{2j} z_{it-j} \right) \\
&\quad + \left(\sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{2j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\gamma}_{2j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\theta}_{2j} z_{it-j} \right) g(q_{it}; \gamma, c) + e_{2it} \\
z_{it} &= \alpha_{30} + \left(\sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{3j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{3j} z_{it-j} \right) \\
&\quad + \left(\sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{3j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\gamma}_{3j} x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\theta}_{3j} z_{it-j} \right) g(q_{it}; \gamma, c) + e_{3it}
\end{aligned} \tag{3.57}$$

(3.57)'de sistemi oluşturan her bir denklem, PSTR modeli olup sistemdeki geçiş fonksiyonları aynıdır. Bu durumda, sistemin geçiş fonksiyonunun belirlenmesi aşamasında, Gonzalez ve diğ. (2005), Omay ve diğ. (2014) ve Huang ve diğ. (2017) çalışmalarında uygulanan adımlar izlenerek tahmin aşamaları ve yöntemi açıklanacaktır.

Uygun geçiş fonksiyonunun belirlenmesinde, altbölüm 3.6.1'deki hipotezler ve adımlar uygulanarak geçiş fonksiyonunun lojistik mi yoksa üssel mi olduğuna karar verilir. Bunun için, ilk olarak (3.57)'den $\gamma = 0$ etrafında k inci dereceden Taylor yaklaşımı ile yardımcı regresyon denklemi oluşturulmaktadır. Yardımcı denklemin ve model seçiminde test edilen hipotezlerin oluşturulmasında, Omay ve diğ.'nin (2014, s.43)'nin izledikleri adımlardan yararlanılmıştır⁴. Bu aşamada yardımcı regresyon denklemi, $A' = [y_{it} \ x_{it} \ z_{it}]'$, λ, ψ ve $\tilde{\psi}$, (3.56)'daki $\alpha_{i0}, \beta_j, \gamma_j, \theta_j, \tilde{\beta}_j, \tilde{\gamma}_j, \tilde{\theta}_j$ ve c_i parametrelerinin fonksiyonu olmak üzere

$$A_{it} = \lambda_i + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{0j} A_{it-j} + \sum_{h=1}^k \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\psi}_{hj} q_{it}^h A_{it-j} + e_{it} \tag{3.58}$$

4 Omay ve diğ. (2014), çalışmalarında panel eşitlenme ilişkisini araştırmışlardır. Bu nedenle gösterimlerinde hata düzeltme terimi de yer almaktadır. Bu çalışmada kullanılan gösterim ise eşitlenme ilişkisi araştırılmadığından dolayı, hata düzeltme terimine ilişkin bilgiler yer almayıp sadece sistemdeki içsel değişkenler için söz konusu çalışmadan esinlenerek uyarlanmıştır.

şeklinde oluşturulmuştur. Bu denklemde, geçiş değişkeninin seçiminde ise hem iktisadi hem de istatistiki yaklaşımlardan yararlanılabilir. Huang ve diğ. (2017, s.6), iktisadi yazına bağlı olarak sistemdeki içsel değişkenleri etkileyen ya da rejim değişikliğine sebep olan değişkeni, geçiş değişkenini olarak belirlemişlerdir. Omay ve diğ. (2014, s.43) ve Apergis ve Payne (2014, s.230), geçiş değişkeni seçiminde izledikleri yaklaşım şöyledir: sistemde yer alan tüm değişkenlerin, geçiş değişkenine aday olabileceğini ve bu aday değişkenlerle (3.58)'in $k = 3$ için üçüncü derece Taylor denkleminde $H_0 : \tilde{\psi}_1 = \tilde{\psi}_2 = \tilde{\psi}_3 = 0$ hipotezinin LM_F testiyle test edilip bu istatistiğe ait olasılık değerinin en küçük olduğu aday değişkenin sistemin geçiş değişkeni olacağını belirtmişlerdir. LM_F test istatistiği

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/kp}{SSR_0/(TN - N - k(p + 1))}$$

olup dağılımı $(kp, TN - N - k(p + 1))$ serbestlik dereceli F dağılımına uymaktadır (Omay ve diğ. 2014, s.43; Apergis ve Payne, 2014, s.231). (3.58) yardımcı regresyon denklemi ile geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olduğunu belirlemek amacı ile oluşturulan hipotezler 3.6.1'de verilen hipotezlere benzer şekilde

$$(F3) \quad H_{03} : \tilde{\psi}_3 = 0$$

$$(F2) \quad H_{02} : \tilde{\psi}_2 = 0 | \tilde{\psi}_3 = 0$$

$$(F1) \quad H_{01} : \tilde{\psi}_1 = 0 | \tilde{\psi}_2 = \tilde{\psi}_3 = 0$$

oluşturulur. F2 hipotezine ilişkin olasılık değeri en küçük olduğunda uygun geçiş fonksiyonu üssel olarak, diğer durumlarda ise birinci derece lojistik fonksiyon olarak seçilmektedir (Omay ve diğ. 2014, s.44).

3.6.3. Doğrusal Olmayan Panel VAR Modelinin Tahmini

Doğrusal olmayan PVAR modellerinin tahmininde de doğrusal PVAR modeli tahmin yöntemlerinde göz önünde bulundurulmuş koşullar öne çıkmaktadır. Özellikle uzun ve kısa PVAR tahmin yöntemlerinde kullanılan tahmin yöntemleri, rastsal ya da sabit etkili olup olmamasına göre ya da homojen ve heterojen olmasına göre doğrusal olmayan panel veri tahmin yöntemleri kullanılmaktadır. Gonzalez ve diğ. (2005, s.5) kısa paneller için ML tahmincisinin tutarlı ve asimptotik normal dağılımlı olduğunu belirtmiştir. Fouquau ve diğ. (2008, s. 288-289), 24 OECD ülkesi için 1960-2000 yılları arası yapmış oldukları çalışmada PSTR modelinde, birim etkilerini, birim ortalamalarından farkını alarak ortadan kaldırıp NOLS ile

tahminlerini gerçekleştirmişlerdir. Béreau ve diğ. (2010, s.407) ise, 1980-2005 yılları için yaptıkları analizde PSTR modelini GMM yöntemi ile tahmin etmişlerdir.

Kremer ve diğ. (2013, s.863), panel verideki içsellığe izin veren GMM tipi Arellano-Bover tahmincisini, 1950-2004 yılları arasında 124 ülke için analizlerinde tahmin yöntemi olarak kullanmışlardır. Joets ve Mignon (2011, s.1172) 35 yatay kesit için 2005-2010 dönemi günlük frekanslarla Kao ve Chiang (2000) ve Mark ve Sul (2003) tarafından önerilen dinamik LS ile PSTR modelini tahmin edip değişkenler arasındaki eştümleşme ilişkisini araştırmışlardır. Omay ve diğ. (2014), doğrusal olmayan vektör hata düzeltme modelini, PVAR ile PSTR modellerini sentezleyerek önermişlerdir. PVAR yöntemi ile aralarında eştümleşme ilişkisi olan değişkenlerden, hata terimlerinin panel birim kök testleri ile durağan olduğunu, dolayısıyla eştümleşme vektörünün rejimlerdeki değişimlerini araştırmışlardır. G-7 ülkeleri için enerji tüketimi ve GSYİH oranı arasındaki ilişkiyi 1977-2007 dönemi yıllık frekansta verilerle analiz etmişlerdir. Yatay kesit bağımlılığı sorununu aşmak için ML tahminlerini veren doğrusal olmayan GLS yöntemi ile analiz sonuçlarına ulaşmışlardır. Huang ve diğ. (2017), büyüme ile askeri harcamalar arasındaki ilişkiyi, 77 ülke için 1996-2014 yılları arası PSTRVAR modeli ile araştırmışlardır. Eşik değişkeni olarak sistem dışından insani gelişmişlik endeksini, uzun ve sağlıklı yaşam, bilgiye ulaşma ve yaşam standartlarının göstergesi ve bu göstergelerin büyüme ve savunma üzerinde ayrışan bir etkiye sahip olduğu gerekçesiyle modele eşik değişken olarak eklemişlerdir (Huang ve diğ. 2014, s.3). Tahmin yönteminde ise Fouquau ve diğ.'nin (2008) önerdiği yaklaşımla birim ortalamalarından fark alınarak birim etkisinden değişkenleri arındırıp NOLS ile tahminlerini gerçekleştirmişlerdir.

Buraya kadar incelenen doğrusal olmayan panel veri modellerinin tahmininde kullanılacak yöntemlerin seçiminde üç durum ön plana çıkmaktadır: içsellik, birim etki ve uzun ya da kısa panel yapısı. Bu tahminciler, kısa panellerde GMM yöntemine dayalı araç değişkenli tahminciler ve uzun panellerde ise doğrusal olmayan LS olup bu tahmin yöntemleri PVAR modellerinin analizinde kullanılan yöntemlerle aynı çerçevede ilerlemektedir.

Doğrusal olmayan PVAR modellerinin tahmini aşamasında aşağıdaki yol izlenir:

- i. Bilgi kriterlerine göre uygun panel modeli belirlenir.
- ii. Doğrusal olmayan PVAR(p) modelinde, doğrusal olma, doğrusal olmamaya karşın test edilir. Bu test sonucuna göre geçiş fonksiyonunun türü belirlenir. Belirlenen geçiş fonksiyonu tipine ait uygun geçiş değeri belirlenir.

iii. Doğrusal olmayan PVAR(p) modeli tahmin edilir.

İlk adım olan gecikme sayısının belirlenmesinde, gerek cimrilik prensibi gerekse serbestlik derecesi nedeniyle, Camacho'nun (2004) önerdiği Schwarz bilgi kriteri (SC) kullanılmaktadır. İkinci adımda, yani doğrusal olma-olmama ve rejim sayısının belirlenmesinde, PTVAR(p) modelleri için Hansen (1999b) ve Kremer ve diğ.'nin (2013) yöntemleri ile, PSTRVAR(p) modelleri içinse Gonzalez ve diğ.'nin (2005) önerdiği yöntem ile rejimler ve eşik değerler elde edilmektedir. Ancak VAR modelleri bir sistem modeli olduğu için ve elde edilen geçiş parametresinin tüm sisteme, bir başka deyişle tüm denklemler için aynı olması nedeni ile, her bir denklem için aday eşik değişken, eşik değişkenin gecikme sayısı ve bu eşik değerlere ait eşik değerler belirlenmesinde, PTVAR(p) modeli için LR; PSTRVAR(p) modeli için LM testleri ayrı ayrı uygulanıp karar verilmektedir.

Eşik değişkenin belirlenmesinde, VAR modellerinde olduğu gibi, sistemdeki en dışsal değişken iktisadi teori ile belirlenebilir. Ancak özellikle iki değişkenli VAR modellerinde, Omay ve diğ.'nin (2014, s.43) belirttiği gibi, sistemdeki her bir değişken eşik değişken olarak tanımlanıp modellerin yapısına göre (PTVAR ya da PSTRVAR) uygun testlerle karar verilir. Bir örnek üzerinden bu aşama açıklanacak olunursa, (3.50)'deki y_{it} , x_{it} ve z_{it} değişkenlerinden oluşan sistemde, hangi değişkenin en içsel ya da en dışsal olduğu iktisadi teori tarafından belirginleşmemişse, $i=1,2,3\dots$ için potansiyel eşik değişkenler y_{it-i} , x_{it-i} ve z_{it-i} için doğrusallığın kaç rejimde kuvvetli bir şekilde reddedildiği belirlendiği durumda, sistemin geçiş fonksiyonu seçilir.

BÖLÜM 4

4. EKONOMİDE ANİ DURUŞ

Ekonomide ani duruş kavramı, 1994'ün sonlarında Meksika'da yaşanan finans krizi ile Dornbusch ve diğ. (1995) ve Calvo'nun (1998) çalışmaları ile yazına girmiştir. Calvo (1998, s.35), uluslararası kredi akımlarındaki ani bir duruşun finansal ve ödemeler dengesi krizine yol açabildiğini ve bu krizlerin cari işlemler açığının tamamen doğrudan yabancı yatırımlar ile finanse edildiğinde meydana geldiğini ve sonucunda ekonominin durma noktasına gelmesiyle sonuçlandığını belirtmiştir.

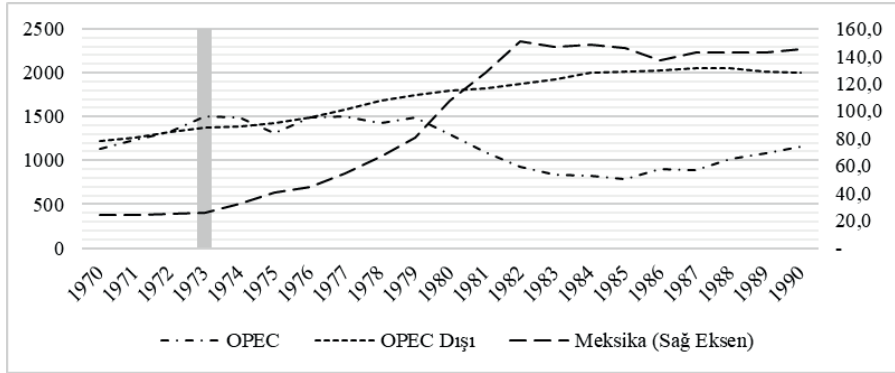
Bu bağlamda, ani duruş'un nedenini ve sonuçlarını açıklayabilmek için öncelikle Meksika'da yaşanan ekonomik krizin nasıl başlayıp geliştiği ile ilgili açıklamalar yapılmış, ardından ani duruşun iktisadi terminolojisi üzerinde durulmuştur.

4.1. 1994 Meksika Krizinin Neden ve Sonuçları

1994 yılında Meksika'da yaşanan ve 'Tekila Krizi' olarak adlandırılan krizin temelleri, 1973 yılında yaşanan petrol krizine dayanmaktadır. Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (OPEC) üyesi olmayan ve önemli bir petrol ihracatçısı olan Meksika, 1973'de OPEC ülkelerine uygulanan ambargo sonrasında sabit sermaye yatırımlarını arttırmıştır. OPEC ülkelerine uygulanan ambargo sonrasında, OPEC üyesi olmayan ülkelerin petrol üretim miktarları 1970-1990 dönemi için Şekil 4.1'de yer almaktadır. Şekil 4.1'de, 1973'ten sonra OPEC üyesi olmayan petrol ihracatçısı ülkeler ve Meksika'nın petrol üretimi artış eğilimine girdiği görülmektedir. Dünya'da yaşanan petrol krizi ile petrol fiyatlarının artış, Meksika için ciddi gelir kaynağı olmuş ve artan gelir kaynaklarını sabit yatırımlara dönüştürmüştür.

Bu yıllarda yüksek petrol fiyatlarıyla petrol gelirlerindeki artış, mali disiplinde bozulmaya sebep olmuş ve bütçede oluşan ek kaynak ihtiyacı ile genişlemeci politika izlenmesi, kamu borçlarını arttırıp Meksika pesosunu aşırı değerli hale getirmiştir. Bu da yurtdışına sermaye kaçışına neden olmuştur

(Hacıhasanoğlu, 2005, s.21). Diğer bir taraftan OPEC üyesi ülkeler, artan petrol fiyatları ile petrol gelirleri ihtiyaçlarından çok fazla olması sonucunda bu paraların büyük miktarını Londra ve New York bankalarına yatırmışlardır (Ardor ve Öztürk, s.169).



Şekil 4.1: 1970-1990 Dönemi Meksika, OPEC ve OPEC Üyesi Olmayan Ülkelerin Petrol Üretimi (Milyon Ton)

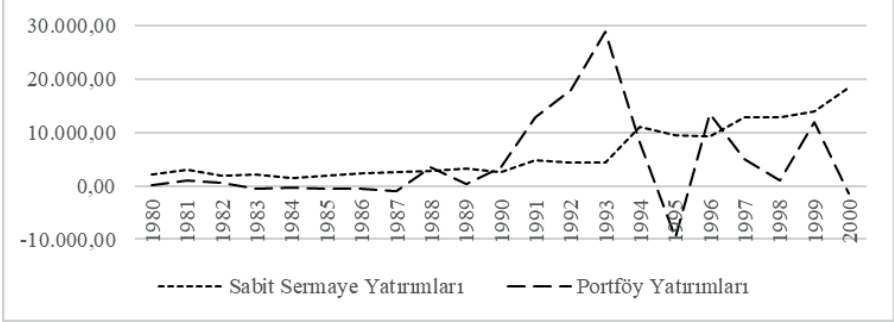
Kaynak: BP Statistical Review of World Energy

1980'de İran-İrak savaşının ortaya çıkmasıyla dünyada kredi likiditesi düşmeye başlamış olup başta Latin Amerika ülkeleri olmak üzere, yüksek kredi borcuna sahip olan ülkeler borçlarını ödemede zorlanmışlardır. 1982'de, borçlu ülkelere ilk olarak Meksika, iflas ettiğini açıklamıştır (Dornbusch ve diğ., 1994, s. 256).

Bu iflasın ardından bir dizi yeniden yapılandırma reformları ile Meksika ekonomisinin toparlanması için politikalar uygulanmıştır. 1983'de IMF destekli bir programa geçilmesine rağmen 1985 yılında yaşanan deprem ve petrol fiyatlarındaki ani düşüş, kamu ve ihracat gelirlerini azalttığından 1988 yılında uygulanacak olan yeni bir ekonomik programa geçmişlerdir (Hacıhasanoğlu, 2005, s.22-23). Ekonomik Dayanışma Paketi (PACTO) adı verilen bu programda iki ana politika belirlenmiştir. Bu politikalar; özelleştirmeyi, vergilendirmeyi, denk bütçeyi, mülkiyet hakkını, ticaretin liberalleşmesini hedefleyen bir yapı ve gelirler politikası ve önceden belirlenen kur politikasıyla istikrarlı fiyatlara ulaşılması şeklinde özetlenebilir (Çelimli, 2015)⁵. Aslında bu politikaların amacı, yabancı yatırımcıların kolay bir şekilde yeniden ülkeye çekebilme amacını taşımaktadır. Bu programın

5 <http://www.gazetebilkent.com/2015/09/16/dolara-tepkisizligin-tarihi-tekila-krizi/>

uygulanmasına rağmen, ülkeye yabancı yatırımcılar, sabit sermaye yatırımları yerine, ülkenin yaşamış olduğu krizler ve istikrarsızlıklar nedeniyle, kısa vadede nakde çevrilmesi kolay olan portföy yatırımları olarak gelmiştir. Şekil 4.2’de 1980-2000 yılları arasında Meksika’ya yapılan sabit sermaye ve portföy yatırımları yer almaktadır. 1994 yılına kadar hızlı bir şekilde artan portföy yatırımları, hisse senedi ve gayrimenkul yatırımlarının artmasına sebep olup toplam talebi arttırmıştır (Güloğlu ve Altunoğlu, 2002, s. 114: Martinez, 1998, s.7).



Şekil 4.2: 1980-200 Dönemi Meksika'nın Sabit Sermaye ve Portföy Yatırımları Net Yükümlülük Oluşumu

Kaynak: IMF- Ödemeler Dengesi

Portföy yatırımlarının hızlı bir şekilde artması, Meksika'nın cari işlemler hesabının da paralel olarak artmasına neden olmuştur. 1988 yılında 2.374 milyar \$ olan cari açık, 1994 yılının sonunda 29.662 milyar \$'a ulaşmıştır (Kaynak: IMF, BOP). Cari işlemler hesabı açığının bu derece artmasındaki nedenler, finansal serbestleşme programı ile beraber özel tasarrufların azalması ve portföy yatırımları ile beraber gelen paranın öfori⁶ nedeniyle yatırımlardan vazgeçip tüketim alışkanlığının artması olarak özetlenebilir (Edwards, 1995, s. 229; Singh, 1997, s.778).

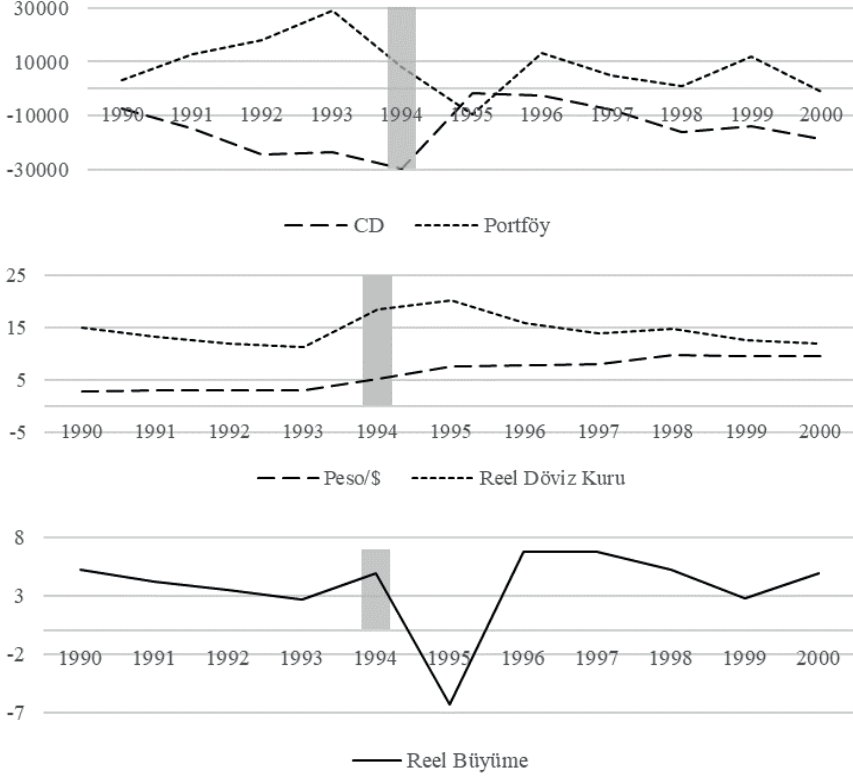
1994 yılının bir diğer özelliği de Meksika'da seçim yılının olmasıdır. İktidar parti adayının suikaste uğraması, iç karışıklık ve Meksika'nın borçlarını ödeyemeyeceği fikrine kapılan yatırımcılar, aniden portföy yatırımlarını elden çıkararak ekonomiyi durma noktasına getirmiştir.

6 Öfori kelimesi, euphoria kelimesinden çevrilmiş olup hastanın kendini subjektif olarak iyi ve kuvvetli hissetmesi anlamındadır
(Kaynak: <https://www.turkiyehastanesi.com/TipTerimleriSozlugu/DETAY/E>)

Tekila Krizi, kısaca özetlenecek olunursa, OPEC ülkelerine uygulanan ambargo ile petrol fiyatlarındaki artış, Meksika'nın gelirini ve sabit sermaye yatırımlarını arttırmıştır. Artan bu yatırımların sürekli olacağı inancı ile borçlanma hızlanmış İran-Irak savaşı ile petro-dolarlar ülkelere geri dönmüş ve Meksika borçlarını ödeyemez hale gelmiştir. Ülkeye olan güvenin azalması ve siyasi istikrarsızlıklar, doğrudan yabancı sermaye yatırımları yerine portföy yatırımlarına dönüşmesi, 1994 genel seçimleri ile beraber iç karışıklıkların ortaya çıkması ile yabancı yatırımcıların ülkeden kolay bir şekilde kaçmasına neden olmuştur. Şekil 4.3'ün üst panelinde Meksika'nın cari işlemler hesabı ile portföy yatırımları yer almaktadır. 1990-1993 yılları arası portföy yatırımları %-6.3 oranla hızlı bir şekilde azalıp cari işlemler hesabı açığı artmıştır. 1993'de portföy yatırımlarının azalmasıyla beraber 1994 yılında cari işlemler hesabı açığı 30 milyar \$'a yaklaşmıştır. Şekil 4.3'ün orta panelinde ise Peso/\$ ve reel döviz kuru⁷ yer almaktadır. 1993 yılına kadar uygulanan sabit kur politikası, Peso/\$ paritesini her ne kadar sabit tutsa da reel döviz kuru değeri azalmaktadır. Bu durum Meksika pesosunun değerlendirildiğini göstermektedir. Ulusal paranın değerlenmesi, ithal malların ucuzlamasına ve ihraç mallarının pahalalanmasına neden olmaktadır (Utkulu, 2003, s.47). Peso'nun değerlenmesi, rekabet gücünün düşmesine, kredi genişlemesi yolu ile tasarrufları düşürerek ithalatın ve tüketimin artmasına neden olup cari işlemler hesabı açığının artması için baskı oluşturmuştur (Eşiyok, 2012, s.70). Portföy yatırımlarının 1993'de azalma eğilimine girmesi, 1994 yılında reel döviz kurunda ani artışa neden olmuş ve 1995 yılında Meksika'nın reel GSYİH büyüme oranı, 1994 yılına göre % 6.3 oranında azalıp ekonomi durma noktasına gelmiştir (Şekil 4.3 alt panel).

Calvo (1998, s.38), SS krizi ile beraber, ithalata bağımlılığı yüksek sektörlerde şoklara neden olduğunu ve üretimde ciddi anlamda düşüş meydana geldiğini ifade etmiştir. Bu çalışma ile önem kazanan ve iktisat yazınında önemli bir yer bulan SS krizi ile ilgili çeşitli tanımlar yapılmıştır. SS krizinin temelinde, uluslararası sermaye girişlerinde duruş olmasıyla beraber, hangi durumlarda SS krizinin meydana gelebileceği ile ilgili farklı görüşler yer almaktadır.

7 Reel döviz kuru, $P_{\text{Peso}}/\$ \times \left(\frac{TÜFE_{A,B,D}(2010=100)}{TÜFE_{\text{Meksika}}(2010=100)} \right)$ dönüşümü ile elde edilmiştir.



Şekil 4.3: Meksika'nın 1990-2000 Dönemi Makroekonomik Göstergeleri

Kaynak: IMF Uluslararası Finansal İstatistikler

Catao (2005, s.254) ve Hutchison ve Noy (2006, s.226), CD/GSYİH oranının %3'ten fazla olması; Edwards (2004, s.1) bu oranın %4 ve Jeanne ve Ranciere (2006, s.5) Samur (2008, s.99) ise %5'i geçmesi durumunda SS krizinin ortaya çıkacağını belirtmişlerdir. SS krizi ile beraber, reel GSYİH, fiyatlar genel düzeyi ve reel döviz kuru etkilenen değişkenlerin başında gelmişlerdir.

SS tanımının CD/GSYİH oranına dayalı olarak yapılan tanımlarının yanı sıra, istatistiksel tanımlar da yazında yer almaktadır. Calvo ve diğ. (2004, s. 14) ve Honig (2008, s.362), sermaye akımlarındaki bir yıl içerisindeki bir gözlemin örneklem ortalamasının iki standart sapmasının altına düşmesi durumunda ortaya çıkacağını belirtmişlerdir. Guidotti ve diğ. (2004, s.177), CD/GSYİH oranının ortalamasının bir standart sapma altına düştüğü ve CD/GSYİH oranının %5'den daha az olduğu dönemlerin SS dönemi

olduđunu belirtmişlerdir. Eichengreen ve Gupta (2016, s.4), bu tanımlardan farklı olarak cari işlemler hesabının finans hesabında yer alan portföy ve sabit olmayan diđer akımları üzerinden üç farklı durum için SS tanımı yapmışlardır. Burada, portföy ve sabit olamayan diđer akımların geçmiş yirmi çeyrek dönemin ortalamasının bir standart sapma altına düştüğü; bu düşüşün bir çeyrekte daha fazla dönemde devam etmesi ve akımların ortalamasının en az bir çeyreklik dönemde ortalamasının iki standart sapma altına düştüğü dönemlerde meydana geldiđini ve sermaye akımlarının önceki ortalama deđerinden bir standart sapma farkının üstüne geldiğinde SS döneminin sona erdiđini belirtmişlerdir.

4.2. Ekonomide Ani Duruş

Calvo (1998, s.40), SS durumlarının meydana gelmesinin nedenlerini ikiye ayırmıştır. Nedenlerden ilki, sermaye akımlarındaki yavaşlamanın ekonominin borçlarını ödeyememesine neden olduđu; ikincisi ise nisbi fiyatlardaki keskin ve beklenmedik oranda büyük deđişimlerin sonucu olarak fiziksel sermayenin ortalama ve marjinal verimliliđini önemli ölçüde azaltmasıdır. Bu durumda ani duruşlar, firmalar genelinde iflasları meydana getirmekte ve dolayısıyla ekonomide duruşa sebep olmaktadır.

Harcamalar yöntemiyle GSMH (4.1)'de yer almaktadır. Burada C , özel tüketim; I , özel yatırım; G , kamu harcamalarını; X , ihracat; M , ithalat ve F , net dış alem faktör gelirlerini göstermektedir (Eşiyok, 2012, s.64).

$$GSMH = C + I + G + (X - M) + F \quad (4.1)$$

Cari işlemler dengesi (CAB) ise (4.2)'de yer almakta olup URT , net karşılıksız transferleri temsil etmektedir. CAB 'ın negatif olması durumunda cari işlemler açık verdiđinden dolayı tanım geređi cari işlemler açığı olacak (CAD) ve $CAB = -CAD$ olarak tanımlanacaktır (Eşiyok, 2012, s.64).

$$CAB = (X - M) + F + URT \quad (4.2)$$

Cari işlemlerin açık vermesi durumunda, bir başka deyişle, (4.2)'de $CAB = -CAD$ olması durumunda (4.2), (4.1) e yerleştirildiğinde ise milli gelir (4.3)'de verildiđi gibi olacaktır. Bu durumda diđer deđişkenler sabitken CAD 'ın ani ya da keskin şekilde artması, milli gelirin azalmasına yol açacaktır.

$$GSMH = C + I + G - (CAD + URT) \quad (4.3)$$

Parasal olmayan ekonomide, hatalar ve emisyonlar çıkartıldıđından sermaye akımları (KI) ve CAD , birbirine eşit olacaktır ($KI = CAD$) (Calvo, 1998, s.37-38). Parasal ekonomide ise KI , CAD 'a birim zamandaki uluslararası rezervlerin toplamının (RA) eklenmesine eşittir ($KI = CAD + RA$)

(Calvo, 1998, s.42). Parasal ve parasal olmayan ekonomilerde, Z , Z^* ve URT sırasıyla toplam talebi, ticareti yapılabilir mallara olan talebi ve net dış alem faktör transferlerini göstermek üzere (4.4) elde edilir.

$$CAD = Z - GSMH = Z^* - GSYİH - URT \quad (4.4)$$

Sermaye girişinin olduğu dönemde KI, keskin ve sürekli bir artış gösterecek olup bu artış yüksek CAD'a eşit olacaktır. Bu nedenle KP'deki ani bir duruş, (4.4)'deki CAD için hiçbir işlem maliyeti olmayan ticari mallara olan talebin düşürülmesiyle karşılanabilecek ani bir daralma anlamına gelecektir (Calvo, 1998, s.38). Bir başka deyişle, KP'deki ani bir duruş, CAD'ı arttıracak ve bu açığı kapatmak için tüketim malları gibi ticarete konu olmayan mallara olan talebi düşürerek GSMH'da ani bir daralmaya neden olacaktır.

Yüksek reel döviz kuru, ticareti yapılamayan malların, ticareti yapılabilir mallara göre görece fiyatlarını azaltacak ve bu durum ticareti yapılamayan mallara olan talebi azaltacaktır (Calvo, 1998, s.38). Bu durumda, reel sektörde yer alan firmalar, reel döviz kuru artışından dolayı ithalatın eski seviyesine gelmesi için daha fazla finansmana ihtiyaç duyup yüksek miktarda likidite sıkıntısına düşerler (Samur, 2010, s.86). Artan likidite talebinin karşılanamaması, firmaların iflasına yol açacaktır (Calvo, 1998, s.39). İflas eden firmalardan dolayı, GSMH ve GSYİH'da sert bir şekilde daralmaya neden olacaktır.

5. UYGULAMA

MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERLE ANİ DURUŞ REJİMLERİ

Bu bölümde, çok değişkenli doğrusal ve rejim değişim modellerinin tahmini, makroekonomik değişkenlere uygulanması ile ele alınmıştır. Analiz kısmı iki bölümden oluşup zaman serisi analizleri için Türkiye; panel veri analizleri için Londra Menkul Kıymetler Borsası'nın en büyük iştirakçisi olan Financial Times Menkul Kıymetler Borsası'nın (FTSE) tanımladığı ileri yükselen piyasa ekonomileri ele alınmıştır. FTSE'nin 2018 yılı itibariyle tanımladığı ileri yükselen piyasalar ülke grubu, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Yunanistan, Macaristan, Malezya, Meksika, Güney Afrika, Tayvan, Tayland ve Türkiye'den oluşmaktadır (FTSE, 2018, s.5). FTSE, aynı raporda Şili, Çin, Kolombiya, Mısır, Hindistan, Endonezya, Pakistan, Peru, Filipinler, Katar, Rusya ve Birleşik Arap Emirlikleri'nin olduğu ikincil yükselen piyasalar sınıflandırmasını da yapmıştır. Ancak bu çalışmada, Türkiye'nin de içinde bulunduğu ve rejim değişim modellerinde Ani Duruş (Sudden Stop:SS) rejimini modellemek amacıyla sadece ileri yükselen piyasalar, panel veri analizine dahil edilmiştir.

Ani duruş, iktisat yazınında Dornbusch ve diğ.'nin (1995) çalışması ile tanınmış, Calvo'nun (1998) çalışması ile de özellikle bankacılık krizlerinde kullanılabilir hale gelmiştir. 1994'de Meksika'da yaşanan Tekila Krizi'nde, bütçe açığının ve cari işlemler açığının yüksek olması sorumlu tutulmuştur. Calvo (1998, 2004), sermaye girişlerinde ani bir duruşun cari işlemler açığını arttırdığını ve bununla beraber ekonominin durma noktasına geldiğini belirtmişlerdir. Sermaye girişlerindeki ani duruşun ise sabit sermaye yatırımları ve yükselen piyasa ekonomilerinde portföy girişlerindeki ani durmalardan kaynaklandığı söylenebilir.

Tezin uygulama bölümünde ani duruş ekonomileri, reel büyüme, reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının GSYİH'ya oranı ile arasındaki etkileşim,

doğrusal ve doğrusal olmayan VAR modelleri ile analiz edilmiştir. Analizde, zaman serisi boyutunda Türkiye, panel veride ise ileri yükselen piyasa ekonomileri ele alınmıştır. Bu bölümde öncelikle uygulamanın amacı ve konusundan bahsedilip, ani duruş kavramı, türevlerin belirlenmesine yönelik teorik çerçeve, konuyla ilgili yazın taraması, veri seti ve analiz bulguları yer almaktadır.

5.1. Uygulamanın Amacı

Bu çalışmanın uygulama kısmında, reel büyüme, reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının GSYİH'ya oranı değişkenleri arasındaki etkileşim VAR modelleri ile analiz edilmiştir. Özellikle büyüme oranı gibi kendi doğasında doğrusal olmayan değişkenlerin yazında doğrusal olmaması dikkate alınmadan doğrusal modeller ile analiz edilmesi, sıklıkla karşılaşılan bir durumdur. Doğru ve/veya gerçeğe yakın analiz sonuçlarının elde edilmesinde, öncelikle değişkenin özellikleri belirlenip bu özelliklere göre uygun yöntemlerle analizlerin gerçekleştirilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmanın birden fazla amacı olup birinci amaç, doğrusal olmayan değişkenlerin doğrusal modeller ile analizinde, doğrusal olmayan model sonuçlarının daha güçlü olduğunu göstermektir. İkinci amaç ise, yazında yer almayan doğrusal olmayan panel VAR modelleri ile SS rejiminde değişkenlerin birbirleriyle olan etkileşimini ortaya koymaktır.

5.2. Yazın Özeti

Ani duruş kavramına ilişkin ampirik yazın, Calvo ve Reinhart (1999) ile başlamaktadır. Bu çalışmada, Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Çekya, Mısır, Endonezya, Kenya, Malezya, Meksika, Filipinler, Sri Lanka, Tayland ve Uganda'nın yer aldığı 15 yükselen piyasa ekonomileri için 1990-1996 dönemlerini kapsayan panel veri analizi ile sermaye hesabı, portföy yatırımları, kısa vadeli akımlar, yabancı sabit sermaye yatırımları açıklanan değişken ve sterilizasyon endeksi, sermaye kontrol değişkeni, A.B.D. ve Japonya faiz oranları ve hisse senedi sayıları açıklayıcı değişkenler olmak üzere modeller tahmin edilmiştir. Elde ettikleri sonuçlara göre, sermaye kontrollerinin kısa dönemde ani duruş için etkin olmasına rağmen uzun dönemde kalıcı bir çözüm olmadığını ve dolarizasyonun ani duruş sorununu ortadan kaldırmaya bile bu durumu iyileştirmek için bir seçenek olduğunu belirtmişlerdir.

Calvo ve diğ. (2004), 15 yükselen piyasa ekonomileri ve 17 gelişmiş ülkeler için 1990-2001 yılları arası dönemde ekonomide ani duruşu, iç borç dolarizasyon derecesi, dış ticaret açıklığı derecesi, döviz kuru, yabancı para

rezervlerinin cari işlemler dengesine oranı, kredi büyümesi, doğrusan yabancı sermaye yatırımları, mali denge, dış ticaret haddi büyümesi, kamu kesimi borçları ile tahmin etmişlerdir. Bulguları, yerel dolarizasyon yükümlülükleri ve dış ticaret kapalılığı ani duruşun olmasında yüksek derecede etkili olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, açıklık ve borç dolarizasyonunun ani bir durma olasılığı üzerindeki etkisi doğrusal olmayabileceğini ve yüksek cari işlemler hesabı artışı, yüksek derecede dolarizasyona sahip olan ülkeler için özellikle tehlikeli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Frankel ve Cavallo (2004), 141 ülke için 1970-2002 dönemlerinde dış ticaret açıklığı, dış borçların GSYİH'ya oranı, cari işlemler hesabı dengesinin GSYİH'ya oranı, ihracat, kişi başına GSYİH, doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının GSYİH içerisindeki payı, kısa vadeli borçların toplam borçlara oranı ve nominal döviz kuru ile ekonomide ani duruş olma olasılığını tahmin etmişlerdir. Elde ettikleri bulgular, dış ticaret açıklığının ülkelerin ani duruşa karşı daha az savunmasız yaptığını, cari işlemler hesabı açığının GSYİH'ya oranının yüksek olduğu zamanlarda ani duruşların olma olasılığının yüksek olduğunu belirtmişlerdir.

Hutchison ve Noy (2004) ise GSYİH büyümesinin kur krizi, cari işlemler hesabı dönüşü ve ani duruş krizi kukla değişkenleri ile reel büyüme, bütçe fazlasının GSYİH'ya oranı, kredi büyümesi, yabancı çıktı büyümesi, reel döviz kuru, dış ticaret açığı değişkenleri ile 1975-1997 yılları için 27 yükselen piyasa ekonomileri için tahmin etmişlerdir. Bulguları, kur krizi ve cari işlemler hesabı dönüşlerinin reel büyümede negatif etki yaptığını ve ani duruş krizlerinin parasal kriz ve reel büyüme üzerinde kısa vadeli ancak olumsuz etki yaptığı sonucuna ulaşmışlardır.

Edwards (2005), yazında ani duruşla ilgili çalışmalardan farklı olarak kişi başına GSYİH'yı, ani duruş, cari işlemler hesabı dönüş kukla değişkenleri, çıktı açığı, dış ticaret haddi büyüme oranı ile açıklamışlardır. Dönüşler ve ani duruşların kişi başına GSYİH'da negatif etki yaptığı ancak hem dönüş hem de ani duruş kukla değişkenleri regresyon modeline dahil edildiğinde dönüş kukla değişkeni negatif olmaya devam ederken ani duruş kukla değişkeninin tahmin edilen katsayı işaretinin değiştiğini göstermiştir.

Cavallo ve Frankel (2008), çalışmalarında dış ticaret açıklığının, sermaye girişlerinde SS eğiliminde olup olmadığını belirleyen bir faktör olması nedeniyle, analiz etmişler, büyük bir ticaret hacmine sahip olmanın finansmandaki belirli bir kesintiye uyum sağlamak için gerekli olan daralmada etkin olduğunu belirtmişlerdir. Sıralı probit analizi ile yaptıkları çalışmada, 141 ülke ve 1970-2002 arası dönem için, dışa açıklığın ülkeleri olası krizlere karşı savunmasız hale getirdiğini, aynı zamanda ticaretin içsellliğini

düzeltilirken ani duruş ile dış ticaret açıklığı arasındaki ilişkinin güçlü olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Agosin ve Huiata (2012), SS dönemini, finans hesabına ait göslemlerin, ortalamanın bir standart sapma altına düştüğü ve GSYİH'ya oranının %5'den büyük olduğu dönemler olarak tanımladıkları çalışmada, probit analizi ile 42 yükselen piyasa ekonomisi ülkeleri için 1976-2013 yılları arasını araştırmışlardır. Çalışmanın amacı, sermaye akışlarındaki patlamaların gelecekte keskin daralmalara ya da ani duruşu öngörebilmesini araştırmışlardır. Analiz sonuçlarına göre, iç piyasaya büyük sermaye girişlerinin olmaması, yatırımcılara olumsuz sinyal verip ülke ekonomisinin temelinde bozulmalara sebep olduğunu belirtmişlerdir.

Cowan ve Raddatz (2013), 45 gelişmiş ve yükselen piyasa ekonomileri için sanayi sektörleri düzeyinde, Romelli ve diğ. (2018) ise, 1970-2011 dönemi için gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için cari işlemler hesabı ile reel döviz kuru arasındaki ilişkinin dışa açıklık oranı üzerindeki etkisini çekim modeli ile araştırmışlardır. Tahmin yönteminde Poisson yapay en çok olabilirlik tahmincisini kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, dışa açıklığın derecesinin cari işlemler ve dış ticaret dengesi üzerinde olumlu etkisi olduğunu; dışa açıklık oranı yüksek olan ülkelerin cari hesaplarını ve dış ticaret dengesini, meydana gelen dış şokun ardından az miktarda döviz amortismanları ile yeniden değerlendirilebileceğini belirtmişlerdir.

Bachmann ve Leist (2016), reel GSYİH, net sermaye girişlerinin GSYİH'ya oranı, gecelik faiz oranları ve reel döviz kuru ile Meksika ve Endonezya ekonomileri için Markov Rejim Değişim-VAR yöntemi ile ani duruş rejimlerinde etki-tepki fonksiyonlarını elde etmişlerdir. Meksika için 1980-2014 yılları; Endonezya için 1994-2013 yılları arası çeyreklik verilerle gerçekleştirdikleri analizlerin sonucunda, ani duruşların GSYİH üzerinde önemli derecede olumsuz ve kalıcı etki yaptığını; net sermaye girişlerinin etki ve tepkilerinin rejim bağımlı olduğu ve ani duruş rejimlerinde savunmasız olduğunu ve son olarak geçmiş ani duruş dönemlerinde büyümedeki düşüşün farklı nedenlere bağlı olduğu sonucuna varmışlardır.

Li ve diğ. (2018), aylık frekanstaki verilerle 2000-2008 döneminde 65 ülke için uluslararası fon akımlarının ani duruşunu araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, küresel, yayılma ve yerel faktörlerin ani duruşa neden olabileceğini ve hisse senetlerindeki akımlar için küresel faktörlerin yüksek gelir grubu ülke ekonomilerinde önemli bir rol oynadığını belirtmişlerdir. Ayrıca küresel ve yayılım faktörlerinin ani duruşun büyüklüğü ile ilişkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

5.3. Veri Seti

Uygulamada, makroekonomik değişkenlerden 2010 fiyatları baz alınarak harcamalar yöntemi ile hesaplanan reel GSYİH büyüme oranı (*BO*), reel döviz kuru için ülkelerin yerel para birimlerinin Amerikan Doları reel karşılığı oranının doğal logaritması⁸ (*LRDK*) ve net portföy yatırımları yükümlülük oluşumunun GSYİH'ya oranı (*PORTFÖY/GSYİH*) ele alınmıştır. *BO* değişkeni, $\ln(\text{Reel GSYİH}/\text{Reel GSYİH}_{t-1}) \times 100$ dönüşümü ile elde edilmiştir. Analiz dönemi, 1990-2018 yılları olup Türkiye için üçer aylık frekanstadır. Panel veri için analize dâhil edilen ülkeler, Londra Menkul Kıymetler Borsası tarafından 2018 yılı gelişmiş yükselen piyasalar ülkeleridir. (FTSE, 2018, s.5). Bu ülkeler, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Yunanistan, Macaristan, Malezya, Meksika, Güney Afrika, Tayvan, Tayland ve Türkiye'dir. Çek Cumhuriyeti, Yunanistan ve Tayvan'ın analiz döneminde verilerinin eksik olması nedeniyle uygulamaya dahil edilememiştir. Ülkelere ait değişkenlerin zaman yolu grafikleri EK 2'de yer almaktadır. Analiz döneminin seçilmesinde, özellikle Tekila Krizi ile beraber yükselen piyasalardaki SS dönemlerini belirleyip değişkenler arasındaki etkileşimi araştırmaktır. Tekila krizinin 1994'de başlaması ve bu tarihten itibaren yazına SS krizi olarak girmesi, analiz döneminin seçilmesinde belirleyici neden olmuştur. Özellikle otoregresif modellerde gecikme sayısı da dikkate alınarak tahmin edilen modellerde, değişkenlerin gecikmeli değerlerinden oluşacak gözlem kaybı ve 1994 yılında yaşanan krizin etkilerini görmek amacıyla, veri seti 1990 yılından itibaren ele alınmıştır.

8 Reel döviz kuru oranı hesaplanmasında, ABD tüketici fiyat endeksinin (2010=100) Türkiye tüketici fiyat endeksine oranının $\$/TL$ oranı ile çarpımı sonucu $\left(LRDK = \ln \left(\frac{TÜFE_{ABD}}{TÜFE_{TBRK}} \times \frac{Dolar}{TL} \right) \right)$ elde edilmiştir.

Değişkenlerin veri kaynakları ve dönemleri Tablo 5.1'de yer almaktadır.

Tablo 5.1 Değişkenlerin Tanımları ve Kaynakları

Değişken	Değişken Adı	Kaynak	Dönem	Frekans
<i>Zaman Serisi-Türkiye</i>				
2010 Fiyatlarıyla Harcamalar Yöntemiyle Reel GSYİH Büyümesi	BO	IMF-Dünya Ekonomik Görünümü	1990-2018	Üçer Aylık
Logaritmik Reel Döviz Kuru	LRDK	IMF-Uluslararası Finansal İstatistikler	1990-2018	Üçer Aylık
Portföy Yatırımları Net Yükümlülük Oluşumu'nun GSYİH'ya Oranı	PORTFÖY/ GSYİH	IMF-Ödemeler Dengesi ve Uluslararası Yatırım Pozisyonu İstatistikleri	1990-2018	Üçer Aylık
<i>Panel Veri -Gelişmiş Yükselen Piyasalar</i>				
2010 Fiyatlarıyla Harcamalar Yöntemiyle Reel GSYİH Büyümesi	BO	IMF-Dünya Ekonomik Görünümü	1990-2018	Yıllık
Logaritmik Reel Döviz Kuru	LRDK	IMF-Uluslararası Finansal İstatistikler	1990-2018	Yıllık
Portföy Yatırımları Net Yükümlülük Oluşumu'nun GSYİH'ya Oranı	PORTFÖY/ GSYİH	IMF-Ödemeler Dengesi ve Uluslararası Yatırım Pozisyonu İstatistikleri	1990-2018	Yıllık

5.4. Analiz Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde gerek Türkiye gerekse gelişmiş yükselen piyasalar için doğrusal ve doğrusal olmayan VAR modelleri sonuçları yer almaktadır. Analizde BO, LRDK ve PORTFÖY/GSYİH zaman serisi değişkenleri için doğrusal olma ve durağanlık durumları test edilip ardından VAR modelleri tahmin edilmiş, daha sonra panel veri değişkenlerinin yatay kesit bağımlılığı, heterojenliği ve durağanlıkları test edilip ardından VAR modelleri tahmin edilmiştir. Analizler, ilk olarak Türkiye için zaman serisi ile VAR ve TVAR modelleri ile gerçekleştirilmiş, ardından ileri yükselen piyasalar ülkeleri için panel veri ile doğrusal ve doğrusal olmayan VAR modelleri ile gerçekleştirilmiştir.

Aşağıda öncelikle değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ve grafiklere, ardından analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

5.4.1. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Tablo 5.1’de yer alan değişkenler ve analiz dönemine ilişkin bilgilere ait Türkiye için tanımlayıcı istatistikler, Tablo 5.2’de yer almaktadır.

Tablo 5.2 Zaman Serisi Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

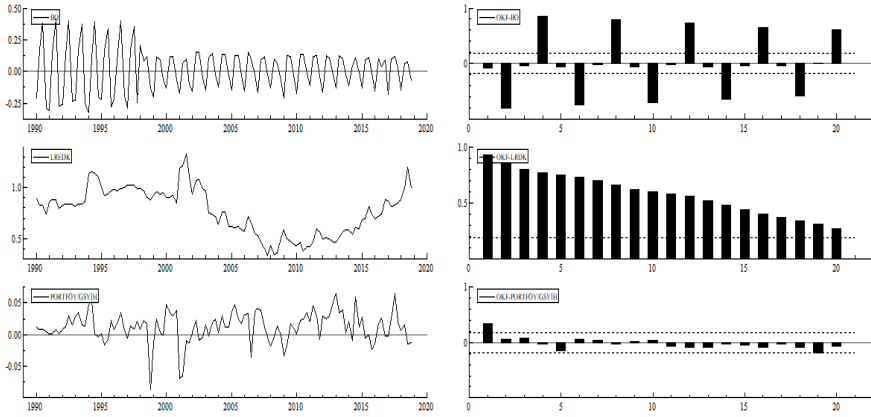
İstatistik	Değişken		
	BO	LRDK	PORTFÖY/GSYİH
Ortalama	0.011	0.772	0.012
En büyük	0.420	1.333	0.066
	[1991Q3]	[2001Q3]	[2013Q1]
En küçük	-0.323	0.329	-0.087
	[1994Q1]	[2007Q4]	[1998Q4]
Std. Sapma	0.174	0.231	0.024
Çarpıklık	0.143	-0.036	-0.934
Basıklık	2.557	2.145	5.766
Jarque-Bera	1.346	3.556	53.815
	(0.510)	(0.169)	(0.000)
T	116	116	116

**parantez içindeki değerler, test istatistiğine ait olasılık değerleridir. **Köşeli parantez içindeki değerler, gözlemlerin meydana geldiği ait tarihlerdir.*

Bu bilgilere göre, analiz döneminde Türkiye’nin ortalama büyüme oranı (BO) yaklaşık %1 ‘dir. Değişkenlerin en yüksek ve en düşük olduğu dönemlere bakıldığında, BO’nun en düşük değere 1994Q1 döneminde, en yüksek değerine 1991Q3 döneminde ulaştığı görülürken LRDK’nin en düşük değerine 2007Q4 ve en yüksek değerine 2001Q3’de ulaştığı, PORTFÖY/GSYİH’nin ise en düşük değerine 1998Q3 ve en yüksek değerine 2012Q4 döneminde ulaşmış olduğu görülmüştür. Değişkenlerin en yüksek ve düşük değerlerine ulaştığı dönemler, Türkiye’nin kriz yıllarını göstermektedir.

Değişkenlere ait zaman yolu grafikleri ve korelogramları ise Şekil 5.1’de yer almaktadır. Otokorelasyon fonksiyonu (ACF) BO değişkeninde mevsimsel etkinin var olduğunu gösterirken LRDK’nin güçlü bir trende sahip olduğunu, PORTFÖY/GSYİH değişkeninin ise durağan olduğunu göstermektedir. Bunun üzerine BO değişkeninde gözlenen mevsimselliğin deterministik olup olmadığı, mevsimsel kuklalar yardımıyla oluşturulan

denklem ile araştırılmış ve deterministik mevsimsellik olduğu belirlenmiştir. Ghysels ve diğ. (1996), Luginbuhk ve de Vos (2003), Mir ve Osborn (2004) ve Akgül ve diğ.'nin (2007), serilerin mevsimsellikten arındırılmasının, doğrusal olmama özelliğinin etkilenebileceği, doğrusal olmamayı maskeleyip ortadan kadiracağı ya da serinin doğrusal olmamasına neden olabileceğini gösterdikleri çalışmalara dayanarak mevsimsel etki taşıyan değişkenlerin mevsimsel düzeltme yapılmadan analizine devam edilmiştir.



Şekil 5.1: Değişkenlerin Zaman Yolu Grafikleri ve Otokorelasyon Fonksiyonları

Tablo 5.3'de ise panel veriye ait değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Ortalama BO 3.376; LRDK 2.232 ve PORTFÖY/GSYİH ise 15.038'dir. En düşük BO değeri -11.90 ile 1991 yılında Macaristan'a aitken en yüksek değer ise 11.60 ile 1990 yılında Tayland'a aittir. PORTFÖY/GSYİH değerinin en düşük olduğu gözlem 2008 yılında Malezya'ya aitken en yüksek değer ise 1999 yılında G. Afrika ulaşmıştır.

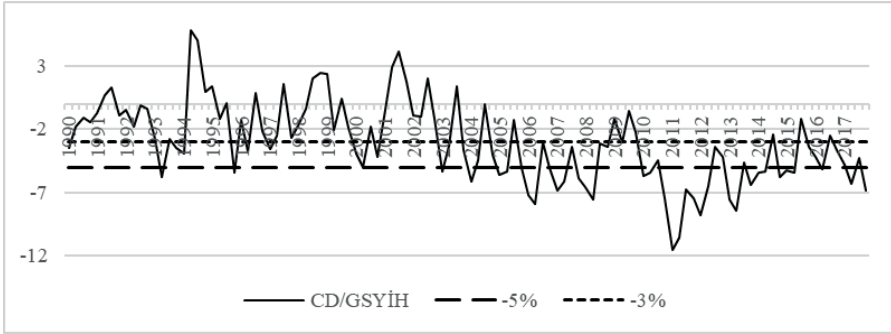
Tablo 5.3 Panel Veri Değişkenlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

İstatistik	Değişken		
	BO	LRDK	PORTFÖY/GSYİH
Ortalama	0.033	2.412	0.015
Std. Sapma	0.034	1.622	0.026
Çarpıklık	-0.730	0.861	0.388
Basıklık	3.947	2.682	4.652
En Küçük	-0.079	0.348	-0.091
En Büyük	0.105	5.988	0.101
$N \times T$	201	203	200

Çalışmanın bu aşamasından sonra, analizler zaman serisi ve panel veri analizleri olarak ayrı bölümlerde verilmiştir. Öncelikle Türkiye'ye ait değişkenlerle doğrusal olmama ile doğrusal olmayan birim kök testleri ve ardından VAR analizleri gerçekleştirilmiştir. Takip eden bölümde de seçilmiş ileri yükselen piyasa ekonomileri için VAR analizleri gerçekleştirilmiştir.

5.4.2. Türkiye'nin Ani Duruş Dönemlerinin Vektör Otoregresif Modeller ile Analizi

SS döneminin tanımlanmasına yönelik yaklaşımlar, ilgili yazında farklılaşmaktadır. Şekil 5.2'de, CD/GSYİH'nin %3 ve %5 sınırının altına düştüğü durumda SS rejiminin olduğu tanıma göre, Türkiye'nin bu rejimde olduğu durumlar yer almaktadır. Özellikle 2005 yılından sonra birçok dönemde SS durumunun gerçekleştiği görülmektedir. Ödemeler dengesi bilançosunun sermaye hesabının finansmanının portföy yatırımları ile finanse edildiği durum göz önüne alınarak, BO, LRDK ve PORTFÖY/GSYİH değişkenleri arasındaki ilişki VAR modeli yaklaşımıyla analiz edilmiştir. VAR modelinde değişkenlerin en içselden en dışsala doğru sıralaması, BO, LRDK ve PORTFÖY/GSYİH olarak yapılmıştır.



Şekil 5.2: Türkiye'nin 1990-2018 Yılları CD/GSYİH Oranı (%)

Kaynak: IMF-Ödemeler Dengesi İstatistikleri

5.4.2.1. Doğrusal Olmama Testi Sonuçları

Doğrusal olmayan modellere tahmin yapmak için öncelikle serinin doğrusal olmama özelliğinin araştırılması gerekmektedir. McLeod-li ve Tsay testi ile araştırılan doğrusal olmama sonuçlarına Tablo 5.4'de yer verilmiştir. On iki gecikmeye kadar doğrusal olmama durumu araştırılan değişkenler için, McLeod-Li testi sonuçları, üç değişkenin tüm gecikmelerde

doğrusal olmadığını göstermektedir. Tsay testi sonuçları ise, BO ve LRDK değişkenlerinin, birinci gecikmede en yüksek F istatistiği ile doğrusal olmadığını gösterirken PORTFÖY/GSYİH değişkeninin tüm gecikmelerde doğrusal olduğunu göstermektedir.

Bunun üzerine PORTFÖY/GSYİH için BDS testi yapılarak en güçlü 2 gecikmede olmak üzere tüm gecikmelerde doğrusal olmadığı bulunmuş, böylece McLeod-Li testinin bulgusu desteklenmiş ve bu serinin de doğrusal olmadığına karar verilmiştir.

Tablo 5.4 Doğrusal Olmama Testi Sonuçları

Gecikme	BO		LRDK		PORTFÖY/GSYİH	
	McLeod-Li	Tsay	McLeod-Li	Tsay	McLeod-Li	Tsay
1	0.022 (0.000)*	12.168 (0.000)	3.523 (0.966)	3.852 (0.024)	0.241 (0.000)	0.654 (0.521)
2	1.551 (0.000)	5.021 (0.000)	0.176 (0.000)	1.859 (0.107)	0.830 (0.000)	0.828 (0.531)
3	1.625 (0.202)	3.946 (0.000)	0.601 (0.301)	1.531 (0.146)	1.179 (0.278)	0.493 (0.876)
4	2.118 (0.347)	3.934 (0.000)	1.711 (0.425)	1.129 (0.343)	1.233 (0.540)	0.565 (0.885)
5	2.152 (0.541)	3.748 (0.000)	1.828 (0.609)	1.091 (0.373)	1.311 (0.727)	0.907 (0.578)
6	3.292 (0.510)	3.094 (0.000)	1.835 (0.766)	1.107 (0.354)	1.390 (0.846)	0.963 (0.525)
7	3.351 (0.646)	2.547 (0.000)	1.928 (0.859)	1.322 (0.162)	1.613 (0.900)	0.851 (0.693)
8	3.406 (0.841)	2.319 (0.001)	2.381 (0.881)	1.351 (0.143)	2.454 (0.874)	0.915 (0.616)
9	3.446 (0.841)	2.352 (0.002)	3.766 (0.806)	1.511 (0.079)	21.675 (0.003)	1.434 (0.109)
10	3.463 (0.902)	3.721 (0.000)	4.087 (0.849)	1.407 (0.149)	21.868 (0.005)	1.194 (0.298)
11	3.523 (0.940)	4.651 (0.000)	4.671 (0.862)	0.917 (0.621)	22.763 (0.007)	0.887 (0.654)
12	3.523 (0.966)	2.764 (0.302)	4.767 (0.906)	2.201 (0.363)	22.878 (0.011)	0.664 (0.772)

BDS						
Alt Boyut	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
2	0.021	0.000	0.149	0.000	0.024	0.001
3	0.102	0.000	0.246	0.000	0.023	0.052
4	0.145	0.000	0.312	0.000	0.021	0.146
5	0.180	0.000	0.355	0.000	0.021	0.145
6	0.194	0.000	0.381	0.000	0.025	0.081

**parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.*

5.4.2.2. Birim Kök Testi Sonuçları

Doğrusal olmadığı testlerle belirlenen değişkenlerin durağanlıkları, ADF, EG, KSS ve Sollis birim kök testleri ile araştırılmıştır. Doğrusal seriler için uygun olan ADF birim kök testi sonuçlarına göre, BO ve PORTFÖY/GSYİH değişkenlerinin test istatistikleri, tablo kritik değerlerinden daha negatif olduğundan düzeyde durağandır. Ancak LRDK değişkeni düzeyde durağan olmayıp birinci farkı alındığında durağan olmaktadır. Doğrusal olmayan birim kök testlerinden KSS ve Sollis birim kök testi sonuçları, ADF testi sonuçlarıyla aynı olarak LRDK'nın birinci farkda, diğer değişkenlerin ise düzeyde durağan olduğunu göstermiştir. EG birim kök testi sonuçlarına göre ise, diğer testlerin sonuçlarından farklı olarak, sadece MTAR modelinde BO değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde düzeyde durağan olduğuna karar verilmiştir. Gerek doğrusal gerekse doğrusal olmayan birim kök testi sonuçlarına dayanarak, analizlere BO ve PORTFÖY/GSYİH değişkenleri düzey, LRDK ise birinci farkı serisi olarak katılmıştır.

Tablo 5.5 Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF	EG		KSS	Sollis
		TAR	MTAR		
BO	-3.717	6.631	4.344	-12.439	79.738
LRDK	-1.836	4.004	1.650	-1.325	3.225
PORTFÖY/GSYİH	-7.469	27.937	28.282	-5.216	14.419
Δ LRDK*	-10.572	56.547	57.123	-6.027	22.164
%1 K.D.	-3.50	6.57	7.10	-2.82	6.883
%5 K.D.	-2.89	4.64	5.02	-2.22	4.954
%10 K.D.	-2.59	3.79	4.11	-1.92	4.157

* Δ operatörü, birinci farkı alman değişkeni temsil etmektedir.

5.4.2.3. Doğrusal VAR(p) Modelinin Sonuçları

VAR modelinde içsel değişkenden dışsal değişkene doğru sıralaması, BO, Δ LRDK ve PORTFÖY/GSYİH olarak yapılmış ve modellerde gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacı ile uygun gecikme LR, AIC ve SC değerleri hesaplanmıştır.

Tablo 5.6'da farklı gecikmeler için hesaplanan LR ve AIC değerlerinin yanı sıra optimal gecikme uzunluğunun seçiminde Camacho (2004)'ün önerdiği SC değerlerine de yer verilmiştir. Cimrilik prensibi gereği, en küçük gecikmeli VAR(3) modelinin tahmin edilmesi ile başlanmış, artıkların otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı olmasını sağlayıp sağlamamasına göre de model tahminlerine devam edilmiştir.

Tablo 5.6 VAR Modeli için Uygun Gecikme Uzunluğu

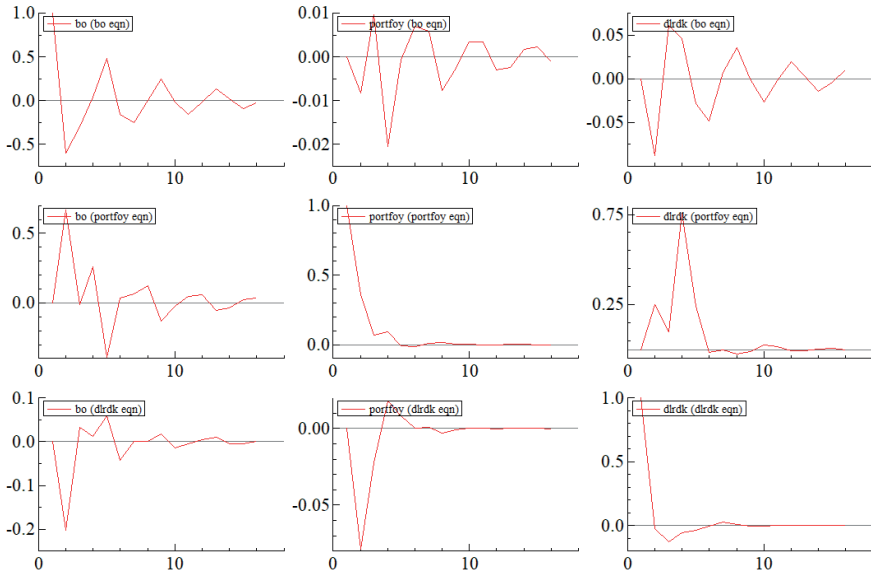
Gecikme	LR	AIC	SC
0	-	-8.561	-8.253
1	34.97	-8.752	-8.215
2	20.91	-8.771	-8.004
3	40.45	-8.960	-7.962
4	20.41	-8.993	-7.766
5	6.82	-8.893	-7.435
6	7.36	-8.807	-7.119
7	11.54	-8.783	-6.864
8	13.41	-8.784	-6.635

VAR(3) modeli, mevsim kuklaları eklenerek tahmin edilmiş, tahmin sonuçları Ek 1'de verilmiştir. VAR modeli artıklarına uygulanan testler sonucunda otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı, ancak normal dağılıma sahip olmayan artıkların varlığına karar verilmiştir. Normalliğin şoklara duyarlı olması nedeni ile şok döneminde 1, diğer dönemlerde 0 değerini alan kuklalar oluşturulmuş ve VAR(3) modeline katılmıştır. Kukla oluşturulacak dönemler, her seri incelenerek belirlenmiştir⁹. Ancak eklenen kuklaların, normalliği sağlamadığı, bunun yanı sıra otokorelasyona da neden olduğu görülmüştür. Şok kuklalarının modellere eklenmesi durumunda normalliği sağladığı sık görünürken burada artıkların normal dağılımlı olduğunu belirten sıfır hipotezinin güçlü bir şekilde reddedilmesi, aslında serilerin doğrusal olmadığını ve farklı rejimlerin olabileceğinin bir göstergesi olarak kabul edilebilir. Daha uzun gecikmelerde otokorelasyon durumunu görmek amacı ile diğer kriterlerin ortak belirlediği 4 gecikme ile VAR(4) modeli tahmin edilmiş, ancak bu model için normalliğin sağlanamamasının yanı sıra otokorelasyon probleminin de çıktığı görülmüştür. Gecikmeler 6 ve 8 olarak da denenmiş ve benzer bulgulara ulaşılmıştır. Bu bulgulara dayanarak iki nokta üzerinde durulması uygun olacaktır: Birinci olarak, VAR modelleri için AIC ve LR kriterlerinin değil Camacho (2004)'ün SC kriterinin model tahmini için yararlı olduğu söylenebilir. İkinci olarak, serilerin doğrusal olmadığını ve farklı rejimlerin olması durumunda normallik varsayımının sağlanmasının bilinen zaman serisi yaklaşımları ile zor olacaktır. Ayrıca VAR modellerinde otokorelasyonun, gecikme uzunluğunun artırılması ile ortadan kaldırıldığı sıklıkla uygulanan bir yaklaşımdır. Ancak artıklarda otokorelasyonun ortaya çıkması ve ortadan kaldırılamamasındaki temel neden, fonksiyonel kalıbın yanlış seçimi olabilir. Bu durum, modelde yer alan değişkenlerin doğrusal olmaması durumuyla beraber değerlendirildiğinde, VAR modellerinin fonksiyonel kalıbın yanlış seçiminin sonucudur. Bu nedenle doğrusal olmayan değişkenlerle doğrusal modellerin tahmininde bu gibi sorunların meydana geleceği ifade edilebilir (Koç, 2008, s.133-134).

Model uyumunun en iyi olduğu, otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı artıklara sahip VAR(3) modelinin katsayı tahminleri Ek 1'de görülebilir. Model artıkları için yapılan testler de tablonun altında eklenmiştir.

VAR(3) modeli artıklarından elde edilen genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları Şekil 5.3'de verilmiştir. Kırmızı çizgiler ve ilk isim, tepki veren değişkeni gösterirken parantez içinde yazan değişken, şok meydana gelen değişkeni göstermektedir.

9 Oluşturulan kuklalar: D1994Q1 D1998Q1 D1999Q1 D2001Q1 D2001Q3 D2008Q4 D2016Q4 D2018Q3 D1998Q2



Şekil 5.3: VAR(3) Modelinin Etki-Tepki Fonksiyonları

VAR(3) modelinden elde edilen artıkların etki-tepki fonksiyonları incelendiğinde:

PORTFÖY/GSYİH'da bir standart sapma şok meydana geldiğinde, BO'nun tepkisi birinci dönemde 0, ikinci dönemde en yüksek seviyede pozitif, üçüncü dönemde 0, 4. Dönemde pozitif, 5. dönemde en düşük negatif tepkiyi vermiş, 6. dönemden itibaren de azalma artma şeklinde bir salınma ile tepkisi devam etmiştir. 16. Dönemde tepkisi eski düzeyinin üstünde devam etmektedir.

PORTFÖY/GSYİH'da bir standart sapma şok meydana geldiğinde, ΔLRKD'nun tepkisi birinci dönemde 0, ikinci dönemde pozitif, üçüncü dönemde biraz azalarak pozitif, 4. dönemde en yüksek pozitif tepkiyi vermiş, 5. dönemde tepki azalarak devam etmiş, 6. dönemde 0 olmuş, ardından azalma artma şeklinde küçük salınmalar ile tepkisi devam etmiştir. 16. dönemde tepkisi eski düzeyine gelip sonlamıştır.

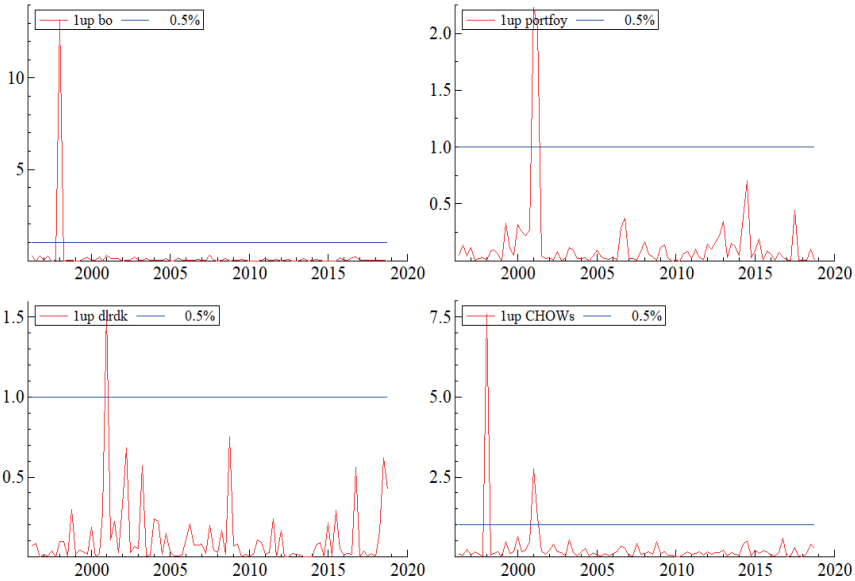
ΔLRDK'da bir standart sapma şok meydana geldiğinde BO'nun tepkisi; 1. dönemde 0 iken, 2. dönemde en büyük negatif tepki, 3. dönemde pozitif, 4. dönemde pozitif, 5. de pozitif, 6. da negatif, sonra küçük salınmalar ile tepkisi devam etmiş. 16. dönemde tepki eski düzeyine dönerek sonlanmıştır. ΔLRDK'da bir şok meydana geldiğinde, Portföy ün tepkisi: 1. dönemde 0,

2.dönemde en büyük negatif tepki, 3. dönemde 0, 4. dönemde pozitif, 5. dönemde 0 olarak gerçekleşmiştir. Sonrasında çok küçük negatif tepkilerle devam etmiş ve 10. dönemde tepki eski düzeyine ulaşarak sonlanmıştır.

BO'da bir standart sapma şok meydana geldiğinde PORTFÖY/ GSYİH'nun tepkisi birinci dönemde 0 iken 2. dönemde düşüş 3. Dönemde pozitif, 4. dönemde en büyük negatif tepki, 5. dönemde 0, 6. da pozitif olarak gerçekleşmiştir. Sonrasında salınarak devam etmektedir. 16. Dönemde tepkisi hale devam etmesine rağmen eski düzeyinin altındadır.

BO'da bir standart sapma şok meydana geldiğinde $\Delta LRDK$ 'nin tepkisi, birinci dönemde 0 iken 2. Dönemde en büyük negatif tepki, 3. dönemde pozitif, 4 de 0, 5. dönemde negatif, 6. Dönemde pozitif ve sonrasında salınarak devam etmektedir. 16. dönemde tepkisi hale devam edip, eski düzeyinin üstündedir.

VAR modelleri gibi doğrusal modellerde rejim değişimi bulgularının bulunabilmesi söz konusu değildir. Ancak bu çalışmada Ani Duruş teorisinin geçerliliği analiz edildiğinden, VAR modelinde de ani duruşlara neden olacak dönemlerin belirlenmesi amacı ile ardışık (recursive) artıklar yardımı ile 1. Basamak Chow testi grafiklerine bakılmış ve bulguların şok dönemlerini kapsadığını ve ani duruş tarihleri ile örtüştüğü görülmüştür.



Şekil 5.4: Doğrusal VAR Modeli 1. Basamak Chow Testi

Şekil 5.4'de BO için 1994; Δ LRDK için 2001 ve 2008 ve PORTFÖY/GSYİH için 2001 krizleri ön plana çıkmaktadır.

5.4.2.4. TVAR(3) Modelinin Tahmin Sonuçları

TVAR(3) modelinin tahmininden önce, eşik değışken olarak seçilen PORTFOY/GSYİH değışkeninin kaçınıcı gecikmede rejim değışimine sebep olduğunun araştırılması gerekmektedir. Bu amaçla Wald testi kullanılmıştır. Aday gecikme uzunluğundaki değerlerden elde edilen Wald istatistiklerinin en büyük olduğu değerde rejim değışmektedir. 6 gecikmeye kadar araştırılan Wald istatistikleri sonuçları Tablo 5.7'de verilmiştir. Sup-Wald, Avg-Wald ve Exp-Wald istatistiklerinin en büyük değere ulaştığı gecikme sayısı 4 olup eşik değışken ve değeri PORTFÖY/GSYİH_{t-4}=2.061 şeklindedir. Bu değerin anlamı, portföy akımlarının GSYİH içerisindeki payının %2.06'ya ulaştığı dönemde, ekonomi ani duruşa geçmekte ve ani duruş dört dönem sonra ya da bir yıl sonra gerçekleşecektir. Bu sonuç, Meksika'da yaşanan 1994 krizine oldukça benzer bir durumu ortaya koymaktadır. Şekil 4.3 de verilen Meksika'nın portföy yatırımları ve reel büyüme grafikleri tekrardan incelenecek olunursa, portföy yatırımlarının 1993 yılında en büyük seviyeye ulaşmış ve bu tarihten itibaren düşüşe geçip 1995 yılında negatif büyüme gerçekleştiği görülebilir. Bu da portföy akımlarında ani bir duruşun, reel büyümedeki etkisinin bir dönemden fazla zamanda meydana çıkacağını göstermektedir.

Tablo 5.7 TVAR(3) Eşik Değışken Seçimi Testi Sonuçları

d	Eşik Değer	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald
1	-0.0391	40.07 (0.540)	30.32 (0.560)	17.14 (0.600)
2	2.099	53.93 (0.100)	41.23 (0.140)	24.33 (0.100)
3	1.563	50.59 (0.140)	43.45 (0.000)	23.00 (0.140)
4	2.061	73.14 (0.000)	47.54 (0.000)	33.07 (0.000)
5	0.045	56.87 (0.100)	43.57 (0.140)	25.33 (0.100)
6	0.045	60.07 (0.020)	41.18 (0.100)	26.81 (0.040)

TVAR(3) modelinin katsayı tahminleri, EK-3'de verilmiştir. Modelden elde edilen artıkların tanımlayıcı istatistikleri, Tablo 5.8'de görülmektedir. Doğrusal VAR modeli artıklarında, sadece mevsim kuklaları ile tahmin edilen VAR(3) modeli dışında, tahmin edilen farklı gecikmeli VAR modelleri ile mevsim kuklalarının yanı sıra şok kuklalarının kullanıldığı tüm VAR modellerinde ortaya çıkan ve gecikme uzunluğunun arttırılması ile ortadan kaldırılamayan otokorelasyon sorununun, TVAR modeli ile ortadan kalktığı görülmektedir. Ayrıca ön bölümde şok kuklaları ile ortadan kaldırılabilen olan ancak doğrusal VAR modelinde bu kuklaların katılması ile normalliğin sağlanamadığından bahsedilmişti. Doğrusal modellerde artıkların normal dağılmaması problemi çözülememişken TVAR modelinin tahmini ile normal dağılımlı artıkların varlığı sağlanmıştır. Ancak burada da SS rejiminde normallik varsayımı sağlanamamışken normal rejimde artıkların normal dağılımlı olduğuna, JB testi ile karar verilmiştir. Bu da doğrusal modeller için sağlanamayan normallik varsayımının asıl nedeninin serilerin doğrusal olmaması ve böylece farklı rejimlerin söz konusu olmasının bir sonucu olduğu şeklindeki yorumu desteklemektedir. Her iki rejimde de artıklar eşit varyanslıdır. Bilgi kriterleri, doğrusal VAR modelleri ile karşılaştırıldığında; log-likelihood değerleri artmış, bilgi kriterleri değerleri azalmıştır. Dolayısıyla, değişkenlerin doğrusal olup olmadığı belirlenmeden doğrusal modellerin kullanılmasının ortaya çıkaracağı problemlerin, serinin özelliklerine uygun doğrusal olmayan modeller ve tahmin yöntemleri ile ortadan kaldırılabilceği söylenebilir.

Tablo 5.8 TVAR(3) Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	SS	Normal Rejim
Gecikme		LM Otokorelasyon
1	6.562 (0.682)	2.945 (0.966)
2	15.183 (0.086)	5.361 (0.801)
3	5.881 (0.751)	12.216 (0.201)
4	5.085 (0.826)	4.132 (0.902)
5	11.718 (0.229)	7.867 (0.547)
6	5.278 (0.809)	6.863 (0.711)
7	16.397 (0.878)	6.285 (0.711)
8	4.461 (0.878)	6.724 (0.665)
9	10.775 (0.291)	11.953 (0.216)
10	5.317 (0.805)	7.717 (0.562)
JB Normallik		
	388.175 (0.000)	14.852 (0.021)
White Eşit Varyans		
	86.555 (0.936)	116.594 (0.269)
Log-Likelihood	-265.774	-176.870
AIC	8.573	9.621
SC	9.544	10.851

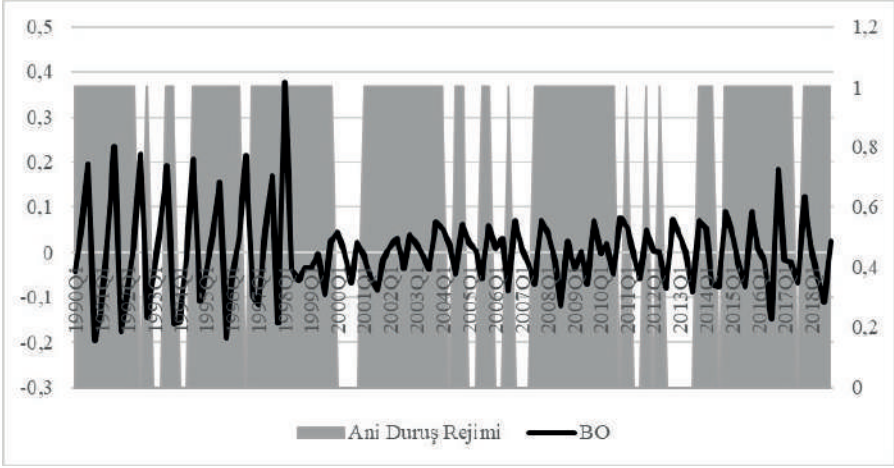
Şekil 5.5'de TVAR(3) modelinden elde edilen etki-tepki fonksiyonları hem normal rejim hem de SS rejimi için ayrı ayrı verilmiştir. Etki-tepki fonksiyonlarına göre: *Normal rejimde* BO'nun $\Delta LRDK$ 'ya tepkisi 1. 3. 5. 7. 8. ve 9. dönemlerde negatif olup diğer dönemlerde pozitif tepki vermektedir. PORTFÖY/GSYİH'ya tepkisi 1. 2. 7. ve 8. Dönemde negatif beşinci dönemde en yüksek pozitif tepki vermektedir. PORTFÖY/GSYİH'nın BO'ya tepkisi 7. döneme kadar negatif, 8. dönemde pozitif ve 9. ve 10. dönemlerde yine negatif tepki vermektedir. $\Delta LRDK$ 'ya tepkisi 1. dönemde negatif olup 2. Dönemden 7. Döneme kadar pozitif tepki verip bu dönemden sonra etkisi kaybolmaktadır.

SS rejiminde BO'nun $\Delta LRDK$ 'ya'ya tepkisi 1. 2. ve 6. dönemlerde negatif olup diğer üç dönemde pozitif tepki vermektedir. PORTFÖY/GSYİH'ya tepkisi birinci dönemde negatif en büyük tepkiyi vermekte iken 2. Dönemden beşinci döneme kadar pozitif tepki verip bu tepki beşinci dönemden sonra sönümlenmektedir. PORTFÖY/GSYİH'nın BO'ya tepkisi 1. ve 2. dönemlerde pozitif iken diğer dönemlerde tepki sönümlenmiştir. $\Delta LRDK$ 'ya tepkisi ise 1. 2. 4. ve 5. dönemde negatif tepki vermekte iken beşinci dönemden sonra sönümlenmektedir.



Şekil 5.5: TVAR(3) Modelinin Etki-Tepki Fonksiyonları

Şekil 5.6'da ise TVAR(3) modelinden elde edilen SS rejimleri ile BO'nun grafiği yer almaktadır. Grafikten anlaşılacağı üzere hemen hemen tüm dönemlerde BO'nun SS rejiminde olması, portföy yatırımlarının Türkiye ekonomisi için önemli olduğunu ve rejim değişimlerinde etkin olduğunu göstermektedir. 1990'lı yılların hemen hemen hepsinde, 2000'li yılların başlarında ve 2008 yıllarında, bir başka deyişle kriz dönemlerinde SS rejiminin yoğun yaşandığı yıllar olması, reel büyümede sabit sermaye yatırımlarından ziyade portföy yatırımlarının önemini öne çıkarmaktadır.



Şekil 5.6: TVAR(3) BO ile Ani Duruş Rejimi

5.4.2.5. STRVAR Modeli Sonuçları

Gecikme uzunluğu 3 olarak seçilen model için yumuşak geçişli VAR modelinin tahmininde, geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olup olmadığına karar vermek için Terasvirta'nın (1994) önerdiği hipotezler ve bu hipotezlere ait test istatistikleri, öncelikli olarak araştırılmıştır. Tablo 5.9'da model seçimine ilişkin hipotezlerin test sonuçları yer almaktadır. Bu sonuçlar, her bir değişkenin bağımlı değişken olduğu modellerde üç hipotez de %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bu nedenle her üç modeldeki geçiş fonksiyonları, lojistik geçiş fonksiyonuna aittir.

Tablo 5.9 Geçiş Fonksiyon Tipi Seçim Sonuçları

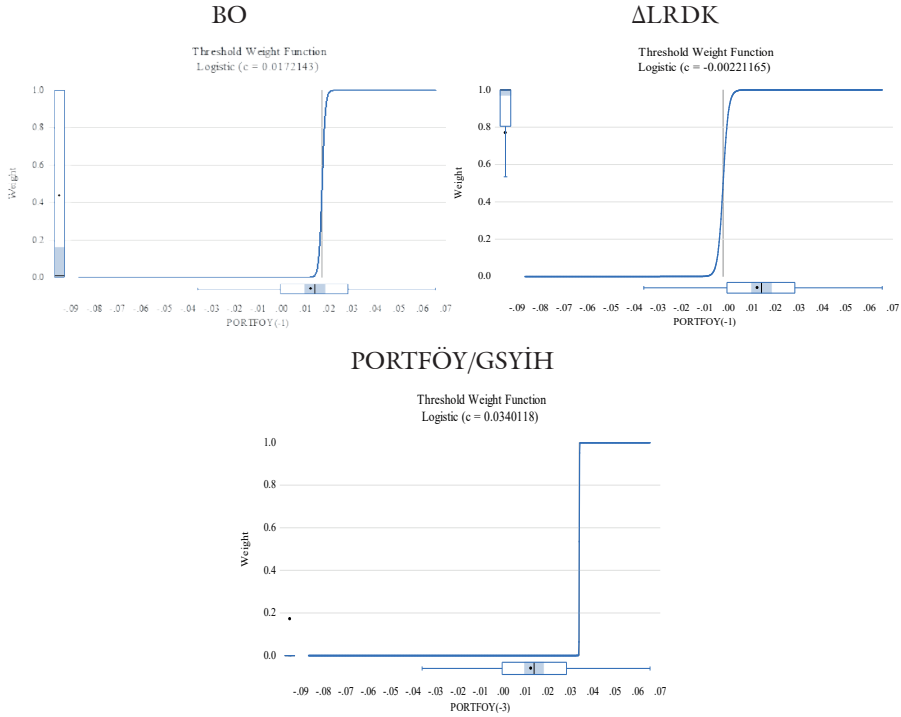
Bağımlı Değişken	H_{03}	H_{02}	H_{01}	Karar
BO	0.670 (0.732)	0.345 (0.956)	0.832 (0.588)	LSTAR
Δ LRDK	0.873 (0.553)	0.381 (0.941)	1.705 (0.099)	LSTAR
PORTFÖY/GSYİH	1.017 (0.434)	0.771 (0.642)	0.302 (0.972)	LSTAR

Geçiş fonksiyonunun belirlenmesiyle tanımlanan modellere ilişkin parametre tahminleri Tablo 5.10'da yer almaktadır. Modeller tahmin edilirken, mevsimsellik özelliğın artıklarda otokorelasyona neden olmaması için S1, S2 ve S3 mevsimsel kukla değişkenler ile modele dahil edilmiştir. Bağımlı değişkenin BO ve Δ LRDK olduğu modelde eşik değişken PORTFOY/GSYİH_{t-1}; PORTFOY/GSYİH olduğu modelde ise PORTFOY/GSYİH_{t-3} olarak alınmıştır. Düzgünleştirme parametresi γ BO, Δ LRDK ve PORTFOY/GSYİH için sırasıyla 1457.62; 18555.25 ve 882.31 olarak tahmin edilmiştir. Düzgünleştirme parametresinin bu şekilde büyük değerler alması, bu sistemde doğrusal olmama için uygun olan tahmin yönteminin eşikli modellere uygun olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.10 LSTAR VAR Modeli Tahmin Sonuçları

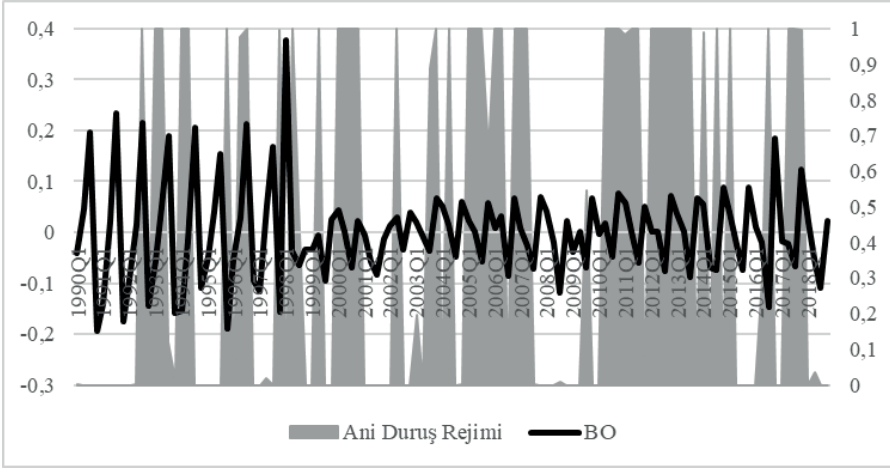
Değişken	BO		Δ LRDK		PORTFOY/GSYİH	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
	Normal Rejim					
BO_{t-1}	-0.551	-5.859	0.445	1.662	-0.011	-0.392
BO_{t-2}	-0.765	-9.128	-0.196	-1.072	-0.005	-0.202
BO_{t-3}	-0.479	-4.996	0.421	1.454	-0.034	-1.262
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	0.750	1.566	-1.381	-1.506	0.407	4.091
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	0.508	1.311	-0.624	-1.063	-0.059	-0.492
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	0.606	1.503	1.108	1.250	0.221	1.841
Δ LRDK $_{t-1}$	-0.173	-1.776	-0.044	-0.260	-0.098	-3.503
Δ LRDK $_{t-3}$	0.004	0.039	-0.262	-1.585	-0.002	-0.065
Δ LRDK $_{t-3}$	-0.068	-0.654	-0.204	-1.002	0.016	0.492
Sabit	-0.015	-0.659	-0.073	-2.079	-0.001	-0.180
	SS rejimi					
BO_{t-1}	-0.263	-1.728	-0.611	-2.179	0.135	0.916
BO_{t-2}	0.255	2.932	0.232	1.459	0.106	1.715
BO_{t-3}	-0.240	-1.627	-0.453	-1.538	0.124	0.929
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	-1.583	-1.589	1.440	1.345	-1.046	-2.420
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	-0.199	-0.284	0.980	1.221	0.814	1.815
$PORTFOY/GSYİH_{t-1}$	-0.101	-0.168	-0.890	-0.904	-0.934	-1.344
Δ LRDK $_{t-1}$	0.028	0.159	0.079	0.346	0.598	3.756
Δ LRDK $_{t-3}$	-0.082	-0.416	0.235	1.056	-0.011	-0.097
Δ LRDK $_{t-3}$	0.130	0.660	0.356	1.399	-0.185	-1.990
Sabit	0.066	1.972	0.064	1.963	0.020	0.624
S1	-0.043	-1.466	0.020	0.551	0.010	0.994
S2	0.044	1.172	-0.003	-0.072	0.018	1.344
S3	0.085	2.798	0.036	1.042	0.008	0.894
Eşik Değişken	PORTFÖY/ GSYİH $_{t-1}$		PORTFÖY/ GSYİH $_{t-1}$		PORTFÖY/ GSYİH $_{t-3}$	
γ	1457.625		882.315		18555.25	
Sabit	0.017		0.002		0.034	
R ²	0.886		0.316		0.388	
AIC	-2.071		-1.465		-4.015	
SC	-1.836		-1.465		-4.015	

Şekil 5.7'de geçiş fonksiyonlarına ait grafikler yer almaktadır. Bu grafiklerden de görüleceği üzere, rejimden geçişler oldukça sert şeklindedir. Geçişlerin düzgünleştirme parametresinin büyük değerler alması nedeniyle geçiş fonksiyonları da bir rejimden diğerine geçişte sert olup bu değişkenlerle tahmin edilen modelin yapısının eşikli modele uygun olduğunu göstermektedir.



Şekil 5.7: LSTR-VAR(3) Modelinin Geçiş Fonksiyonları

Şekil 5.8'de ise LSTRVAR(3) modelinden elde edilen SS rejimleri ile BO'nun grafiği yer almaktadır. Şekil 5.8'deki SS rejimi, TVAR(3) modelinden elde edilen bulgulara göre BO'nun daha aralıklı olduğunu göstermektedir. Reel büyümenin en küçük değerine ulaştığı 1995Q4, 1997Q4 ve 2016Q3 yıllarında SS rejimi ön plana çıkmakla beraber 2005-2007 ile 2010-2015 yılları arasında SS rejiminin yoğun bir şekilde yaşanması, uluslararası piyasalarda mortgage krizinden kaynaklı para hareketlerinin hızlı bir şekilde el değiştirmesinden kaynaklanmaktadır. Hem TVAR hem de LSTRVAR modellerinden elde edilen SS rejimleri, Türkiye ekonomisinin portföy yatırımlarından hızlı ve yoğun şekilde etkilendiğini göstermektedir.



Şekil 5.8: LSTRVAR(p) BO'nun Ani Duruş Rejimi

5.4.3. İleri Yükselen Piyasa Ekonomileri İçin PVAR Modeli Sonuçları

Panel VAR modellerini oluşturmadan önce analize katılan ileri yükselen piyasalara ait değişkenler için ülke bazında tanımlayıcı istatistikler, Tablo 5.11'de verilmiştir. Tabloda, ortalama büyüme oranı %3 iken en yüksek ortalama büyüme oranına sahip ülkenin %4.5 ile Türkiye, en düşük ortalama büyüme oranına sahip ülkenin ise %2.1 ile Macaristan olduğu görülmektedir. En düşük büyüme oranları incelendiğinde ise %-7.79 ile Tayland ve %-7.6 ile Malezya ön plana çıkmaktadır. LRDK'nın ortalaması, 2.41 olup en düşük ortalamaya sahip ülke 0.77 ile Türkiye, en yüksek ortalamaya sahip ülke ise 5.62 ile Macaristan'dır. PORTFÖY/GSYİH değerinin ortalaması ise %1.6 olup en yüksek ortalamaya sahip ülke yaklaşık %3 oranı ile G. Afrika iken en düşük ortalama değerine Malezya sahiptir. Bu değişken için en düşük değer Malezya'da en yüksek değer ise G.Afrika'da görülmüştür.

Tablo 5.11 Panel Veri Değişkenlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

BO					
Ülke	Ortalama	En Büyük	En Küçük	Std. Sapma	T
Brezilya	0.022	0.073	-0.036	0.027	29
Gafrika	0.023	0.055	-0.022	0.020	29
Macaristan	0.021	0.049	-0.068	0.027	27
Malezya	0.056	0.095	-0.076	0.036	29
Meksika	0.026	0.066	-0.065	0.029	29
Tayland	0.043	0.106	-0.079	0.038	29
Türkiye	0.045	0.105	-0.061	0.045	29
NxT	0.034	0.106	-0.079	0.035	201
LRDK					
Ülke	Ortalama	En Büyük	En Küçük	Std. Sapma	T
Brezilya	0.987	2.051	0.522	0.386	29
Gafrika	2.102	2.745	1.764	0.250	29
Macaristan	5.632	5.989	5.248	0.240	29
Malezya	1.218	1.457	0.935	0.152	29
Meksika	2.625	3.007	2.400	0.160	29
Tayland	3.549	3.901	3.321	0.160	29
Türkiye	0.772	1.309	0.349	0.223	29
NxT	2.412	5.989	0.349	1.622	203
PORTFÖY/GSYİH					
Ülke	Ortalama	En Büyük	En Küçük	Std. Sapma	T
Brezilya	0.013	0.086	-0.011	0.018	29
Gafrika	0.031	0.101	-0.026	0.029	29
Macaristan	0.019	0.098	-0.047	0.037	26
Malezya	0.006	0.088	-0.091	0.037	29
Meksika	0.019	0.062	-0.027	0.020	29
Tayland	0.010	0.042	-0.032	0.019	29
Türkiye	0.012	0.044	-0.019	0.014	29
NxT	0.016	0.101	-0.091	0.027	200

Değişkenlerin genel özelliklerinin ortaya konulmasının ardından, PVAR modelinde yer verilecek değişkenlerin durağanlıklarının test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla kullanılacak olan testlerin neler olacağına doğru karar verebilmek için yatay kesit bağımlılığının olup olmadığının belirlenmesi

ile analize başlanılmıştır. Bu amaçla aşağıda ilk olarak yatay kesit bağımlılığı, analiz edilen değişkenlerin zaman boyutunun birim sayısından büyük olması nedeniyle Breusch-Pagan LM (1980) ve Pesaran ölçeklendirilmiş LM (2004) testleri yardımı ile test edilmiştir. Her iki test için sıfır hipotezi, birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı, alternatif hipotez ise yatay kesit bağımlılığının olduğu şeklinde ifade edilir. Yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları Tablo 5.12'da verilmiştir.

Tablo 5.12 Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Değişken	Breusch-Pagan LM		Pesaran Ölçeklendirilmiş LM	
	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık
BO	56.601	0.000	5.493	0.000
LRDK	81.805	0.000	9.382	0.000
PORTFÖY/GSYİH	54.496	0.000	5.168	0.000

Tablodaki test istatistiği değerlerine göre, her iki test için de H_0 hipotezi reddedilmiş ve bütün değişkenler için birimler arası yatay kesit bağımlılığın olduğuna karar verilmiştir. Bu sonuçlara dayanarak yatay kesit bağımlılığına izin veren ikinci nesil panel birim kök testlerinden IPS, CIPS ve NCIPS¹⁰ yardımı ile değişkenlerin durağan olup olmadıkları belirlenmiştir. Değişkenler için yapılan birim kök testi sonuçları, Tablo 5.13'de yer almaktadır.

Tablo 5.13 Panel Birim Kök testi Sonuçları

Değişken	IPS		CIPS		NCIPS	
	W_T	% K.D.	\bar{t}_{CADF}	% K.D.	\bar{t}_{NL}	% K.D.
Reel BO	-7.823		-8.267		-5.371	
LRDK	-1.658	-2.074	-1.022	-2.33	-0.644	-3.38
PORTFÖY/GSYİH	-6.739		-8.034		-7.463	
Δ LRDK	-11.818		-16.455		4.937	

Tablo 5.13'deki test istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması sonucu, Reel BO ve PORTFÖY/GSYİH değişkenlerinin düzeyde durağan

10 Bütün değişkenler için, test denklemlerinde sabitli ve sabitli ve trendli modeller araştırılmıştır. Test denklemlerinden elde edilen sonuçlarda, sabitli ve trendli modellerde, tahmin edilen trend katsayısı anlamsız olduğundan, analiz sonuçları sadece sabitli modelleri içermektedir.

olduğuna, LRDK'nın düzeyde durağan olmadığına ancak birinci farkda durağan olduğuna karar verilmiştir.

Analizin bu aşamasında, PVAR modellerinin tahmini için hangi yöntemin uygun olacağına karar verilmesi gerekmektedir. Burada panel yapısının homojen ya da heterojen olup olmaması önem kazanmaktadır. Bu amaçla yapılan panel homojenlik testi sonuçları Tablo 5.14'de verilmiştir. F istatistiği sonuçları değişkenlerin heterojen olduğunu gösterirken $\tilde{\Delta}$ test sonuçları değişkenlerin homojen yapıda olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.14 Panel Homojenlik Testi Sonuçları

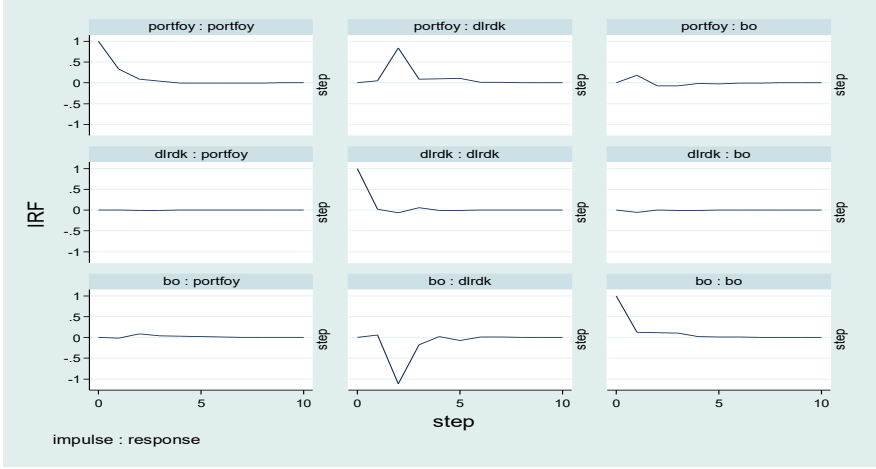
Homojenite Testi	BO	PORTFÖY/GSYİH	Δ LRDK
F- İstatistiği	2.45 (0.002)	2.10 (0.011)	68.195 (0.000)
$\tilde{\Delta}$	-1.61 (0.946)	-0.54 (0.704)	1.03 (0.152)
$\tilde{\Delta}_{adj}$	-1.75 (0.960)	-0.58 (0.720)	1.121 (0.131)

PVAR modelinin tanımlanması için gerekli olan, optimal gecikme uzunluklarını belirlemek amacı ile LR test istatistiği ile AIC ve SC kriterleri hesaplanmış ve Tablo 5.15'de verilmiştir. 8 gecikmeye kadar araştırılan PVAR modelinde bilgi kriterlerine göre, LR testi 7, AIC 2 ve SC ise 0 gecikmenin en iyi olduğunu önermektedir. 0 gecikmenin dikkate alınması durumunda, otoregresif yapının olmaması ve 8 gecikmenin de yıllık frekanstaki veri seti için çok uzun olmasına dayanarak, cimrilik prensibine göre, PVAR için AIC bilgi kriteri dikkate alınmış hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modeller için gecikme uzunluğu 2 olarak analizler gerçekleştirilmiştir.

Tablo 5.15 PVAR Modeli Optimal Gecikme Uzunluğu

Gecikme	LR	AIC	SC
0	-	-9.717	-9.658
1	45.419	-9.903	-9.666*
2	24.026	-9.949*	-9.535
3	5.496	-9.871	-9.279
4	19.114*	-9.890	-9.120
5	13.121	-9.868	-8.921
6	7.902	-9.809	-8.685
7	13.897	-9.798	-8.496
8	16.620	-9.810	-8.331

PVAR(2) olarak tanımlanan model, LS yöntemi ile tahmin edilmiştir. Modelin artıklarında otokorelasyon sorunu olmamasına rağmen yatay kesitler boyunca farklı varyans sorunu, kukla değişkenler eklenerek aşılamamıştır. Bu nedenle, dirençli tahminciler kullanılıp PVAR(2) yeniden tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları EK 4'de; PVAR(2) modeli için elde edilen etki-tepki fonksiyonları da Şekil 5.9'da verilmiştir.



Şekil 5.9: PVAR(2) Etki-Tepki Fonksiyonları

Şekil 5.9'un üst-orta panelinde PORTFÖY/GSYİH'nin Δ LRDK'ya tepkisi yer almaktadır. Δ LRDK'daki bir standart sapma şoka PORTFÖY/GSYİH, tüm dönemler boyunca pozitif tepki vermekle beraber, en yüksek tepkiyi, üçüncü dönemde vermektedir. Bu dönemden beşinci dönemin sonuna kadar pozitif tepki vermeye devam etmekte ve tepki yedinci dönemden sonra eski düzeyine dönerek sönümlenmektedir. Şekil 5.9'un sağ üst panelinde ise PORTFÖY/GSYİH'nin BO'ya tepkisi görülmektedir. PORTFÖY/GSYİH'daki bir standart sapma şoka BO ilk iki dönem pozitif tepki verirken üçüncü ve dördüncü dönemde negatif tepki vermektedir. Δ LRDK'nın PORTFÖY/GSYİH'ya verdiği tepki ise beklenenin aksine, çok düşük hatta tepkisiz denilebilecek niteliktedir. Şekil 5.9'un sol alt panelinde ise BO'nun PORTFÖY/GSYİH'ya tepkisi yer almaktadır. İlk iki dönem negatif tepki vermesine karşın üçüncü dönemden beşinci döneme kadar pozitif azalan tepki vermiş ve bu dönemden sonra sönümlenmiştir. Esas dikkat çeken tepki ise BO'nun Δ LRDK'ya verdiği tepkidir. Çünkü ilk dönemde BO'nun tepkisi pozitif iken ikinci, üçüncü dönemlerde en büyük negatif tepki vermektedir. İlk dönem pozitif ikinci dönem negatif tepki

vermesinin nedeni olarak döviz kurlarında bir şok meydana geldiğinde ithalatın azalacak ihracatın artacak olması gösterilebilir. Bu durumun yansması, ihracatın artmasıyla GSYİH üzerinde pozitif etki ortaya çıkacak, bunun da büyümeye etkisi pozitif olacaktır. Ancak gelişmekte olan ülkeler, genelde ithalata dayalı üretim gerçekleştirdiklerinden, artan döviz kurları, ülkelerde üretim için gerekli ara mallarının alınması aşamasında zorluklara neden olacak, dolayısıyla bu durum büyüme üzerinde negatif etki olarak ortaya çıkacaktır.

Tablo 5.16'da PVAR(2) modelinin varyans ayrıştırma (VDC) sonuçları yer almaktadır. Bu sonuçlara göre BO'daki değişkenliğin birinci dönemde tamamı kendisi tarafından açıklanırken beşinci dönemde %8.43'ü Δ LRDK ve geri kalan kısmı PORTFÖY/GSYİH tarafından açıklanmaktadır. Onuncu dönem sonu ile açıklanma yüzdeleri arasında beşinci dönem ile bir farklılık yoktur. Δ LRDK'daki değişkenliğin ise üçüncü dönemden sonra yaklaşık %4'lük kısmı BO tarafından açıklanırken geri kalan kısmı PORTFÖY/GSYİH tarafından açıklanmaktadır. PORTFÖY/GSYİH'daki değişimin ilk dönemde %0.84'lük kısmı BO tarafından açıklanırken üçüncü dönemden sonra bu oran yaklaşık %4'e çıkmıştır. Bu durum, ülkelerin büyüme oranlarındaki gelişimin, uzun dönemde portföy yatırımlarındaki değişkenlik üzerinde etkili olması şeklinde açıklanabilir. Bir başka deyişle, portföy yatırımlarının uzun dönemde ülkelerin büyümesine bağlı olarak ortaya çıktığı söylenebilir. Finans piyasalarında yatırımcılar, riske maruz kalmadan en yüksek getiriyi hedeflemektedirler. Bu nedenle yatırımcılar, uzun dönemde büyümenin istikrarlı ya da istikrarsız, olmasına bağlı olarak ülkedeki portföylerini yeniden gözden geçirmektedirler. Varyans ayrıştırma sonuçları, altıncı dönemden sonra döviz kurlarının ve büyüme oranlarının toplam değişkenlik üzerinde sabit olduğunu göstermesi bu duruma işarettir.

Tablo 5.16 PVAR(2) Modelinin Varyans Ayrıştırması

Dönem	BO'nun Varyans Ayrıştırması		
	BO	Δ LRDK	PORTFÖY/GSYİH
1	100.00	0.00	0.00
2	89.66	8.53	1.81
3	89.40	8.50	2.10
4	89.22	8.41	2.37
5	89.18	8.43	2.39
6	89.15	8.44	2.41
7	89.15	8.44	2.42
8	89.15	8.44	2.42
9	89.15	8.44	2.42
10	89.15	8.44	2.42
	BO	Δ LRDK	PORTFÖY/GSYİH
1	0.84	99.16	0.00
2	0.85	99.14	0.01
3	3.99	94.41	1.61
4	4.09	94.29	1.62
5	4.10	94.26	1.64
6	4.11	94.23	1.67
7	4.11	94.23	1.67
8	4.11	94.23	1.67
9	4.11	94.23	1.67
10	4.11	94.23	1.67
	BO	Δ LRDK	PORTFÖY/GSYİH
1	2.85	4.29	92.85
2	2.69	4.12	93.19
3	4.00	4.59	91.41
4	4.23	4.92	90.84
5	4.36	4.92	90.72
6	4.41	4.92	90.67
7	4.42	4.92	90.66
8	4.42	4.92	90.66
9	4.42	4.92	90.66
10	4.42	4.92	90.66

PVAR(2) modelinin tahmini ve analizlerinden sonra, değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığını görmek amacıyla iki değişkenli Granger nedensellik testi yapılmıştır. Nedensellik testi sonuçları Tablo 5.17'de yer almaktadır.

Tablo 5.17 PVAR(2) Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	χ^2	Serbestlik Derecesi	Olasılık
Δ LRDK \rightarrow BO	6.917	2	0.031
PORTFÖY/GSYİH \rightarrow BO	5.355	2	0.069
BO \rightarrow Δ LRDK	5.755	2	0.056
PORTFÖY/GSYİH \rightarrow Δ LRDK	2.546	2	0.280
BO \rightarrow PORTFÖY/GSYİH	2.744	2	0.254
Δ LRDK \rightarrow PORTFÖY/GSYİH	1.476	2	0.478

Tabloda verilen istatistikler, Δ LRDK'nın %3 ve PORTFÖY/GSYİH'nin %7 anlamlılık düzeyinde BO'nun Granger nedeni olduğunu gösterirken BO'nun %6 anlamlılık düzeyinde Δ LRDK'nın nedeni olduğunu göstermektedir. Böylece Δ LRDK ve BO arasında çift yönlü ilişkiden söz edilebilirken PORTFÖY/GSYİH ile BO arasında tek yönlü ilişkiden söz edilebilir. Bu sonuçlar da ileri gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde, özellikle döviz kurlarının büyüme oranları üzerindeki etkisini göstermemesi bakımından önemlidir. Ayrıca bulgu, bu gruptaki ülkelerde portföy yatırımlarının ülkelerin büyümesinde önemli bir etken olduğunu da göstermektedir.

Bu analizlerden sonra, uygun gecikme uzunluğu ile tahmin edilen modellerde birim etkilerin sabit ya da rastsal olduğunun belirlenmesi amacıyla Hausman testi yapılmış ve sonuçları Tablo 5.18'de verilmiştir.

Tablo 5.18 PVAR Modeli Hausman Testi Sonuçları

	BO	Δ LRDK	PORTFÖY/GSYİH
χ^2	18.483 (0.000)*	0.746 (0.862)	6.835 (0.077)
Karar	Sabit Etkili Model	Rastsal Etkili Model	Rastsal Etkili Model

**parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir.*

Tablo 5.18'deki bulgular, bağımlı değişkenin BO olduğu modelde sabit etkilerin, diğer modellerde ise rastsal etkilerin olduğunu ortaya koymuştur. Dolayısıyla tahmin edilecek modeller yatay kesitlerin etkilerine göre tahmin edilmiştir.

Tablo 5.19’da ise tahmin edilecek modelin lojistik ya da üssel olduğuna karar vermede kullanılan testlerin sonuçları verilmiştir. Yapılan testler sonucunda, her üç test için de sıfır hipotezinin reddedilmediği görülmüş ve geçiş fonksiyonunun lojistik fonksiyona uygun olduğuna karar verilmiştir. Bu da uygun modelin PSTR modeli olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.19 PSTR Model Seçim Testleri

	H_{04}	H_{03}	H_{02}
F İstatistiği	1.006 (0.391)	1.397 (0.217)	1.282 (0.246)
Karar	Reddedilemez	Reddedilemez	Reddedilemez
Model	PLSTR		

Bu modellerin çözümü için eşik değişkenin ve eşik değerin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, yani eşik değişken ve eşik değerin seçimi için Wald-LM, Fisher LMF ve LRT testleri yapılmış ve sonuçları Tablo 5.20’de verilmiştir. Bu aşamada, VAR modellerinde tüm değişkenlerin içsel varsayılması nedeni ile, değişkenlerden hangisinin rejim değişimine neden olan değişkenin olduğuna karar vermek için Omay ve diğ.’nin (2014) önerdiği yaklaşımdan yararlanılmış ve sistemdeki tüm değişkenler gecikmeleriyle beraber aday değişken olarak ele alınmıştır. Doğrusal olmayı reddeden en yüksek test istatistiğinin yer aldığı değişken, o modelin geçiş değişkeni olarak alınmıştır. Doğrusal olma testi sonuçları, bağımlı değişkenin BO olduğu modelde $\Delta LRDK_{t-2}$ ’nin; bağımlı değişkenin $\Delta LRDK$ olduğu modelde $\Delta LRDK_{t-1}$ ’in en yüksek test istatistiklerine ulaştığını göstermektedir. PORTFÖY/GSYİH_t’nin bağımlı değişken olduğu modelde ise rejim değişime neden olan değişkenin PORTFÖY/GSYİH_{t-3} olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu analize başlarken teorik beklenti, rejim değişime neden olan değişkenin PORTFÖY/GSYİH değişkeni olması yönünde idi, ancak diğer değişkenlerde geçiş değişkeni kendi gecikmeli değerleri olarak belirlenirken BO’nun bağımlı değişken olduğu modelde reel döviz kuru geçiş değişkeni olarak belirlenmiştir.

Doğrusal olmayan panel veri modellerinin tahmininde, Omay ve diğ. (2014), Apergis (2014) ve Huang (2017) çalışmalarından farklı olarak her bir modelde rejim değişime neden olan değişkenler ve eşik değerler ayrı ayrı ele alınmıştır. Çünkü söz konusu çalışmalarda, aralarında eştümleşme ilişkisi bulunan değişkenlerin olması nedeniyle ortak bir geçiş fonksiyonu modellere dâhil edilmiştir. Ancak bu tezde, ikiden fazla değişken olduğu ve durağanlık düzeyleri nedeniyle aralarında eştümleşme ilişkisi araştırılmadığı için, her bir denklem için ayrı eşik değişken ele alınarak geçiş fonksiyonları modellere dâhil edilmiştir.

Tablo 5.20 PLSTR Eşik Değişken Testi Sonuçları

Aday Değişken	BO			ΔLRDK			PORTFÖY/GSYİH		
	Wald-LM	Fisher-LMF	LRT	Wald-LM	Fisher-LMF	LRT	Wald-LM	Fisher-LMF	LRT
BO _{t-1}	11.574 (0.072)*	1.916 (0.081)	11.984 (0.062)	5.859 (0.439)	0.936 (0.470)	5.956 (0.428)	4.044 (0.671)	0.6409 (0.698)	4.090 (0.664)
BO _{t-2}	7.414 (0.284)	1.196 (0.311)	7.571 (0.271)	14.401 (0.025)	2.420 (0.029)	15.010 (0.020)	8.149 (0.227)	1.320 (0.251)	8.339 (0.214)
ΔLRDK _{t-1}	18.124 (0.006)	3.116 (0.006)	19.103 (0.004)	26.384 (0.000)	4.780 (0.000)	28.530 (0.000)	2.038 (0.916)	0.319 (0.926)	2.050 (0.915)
ΔLRDK _{t-2}	18.932 (0.004)	3.272 (0.005)	20.003 (0.003)	16.219 (0.013)	2.756 (0.014)	16.997 (0.009)	7.904 (0.245)	1.278 (0.270)	8.082 (0.232)
PORTFÖY/GSYİH _{t-1}	12.552 (0.051)	2.086 (0.057)	13.011 (0.043)	6.630 (0.356)	1.064 (0.386)	6.756 (0.344)	7.753 (0.257)	1.253 (0.282)	7.925 (0.244)
PORTFÖY/GSYİH _{t-2}	4.432 (0.618)	0.703 (0.648)	4.487 (0.611)	6.607 (0.359)	1.061 (0.388)	6.732 (0.346)	10.248 (0.115)	1.680 (0.129)	10.552 (0.103)
PORTFÖY/GSYİH _{t-3}	6.164 (0.405)	0.987 (436)	6.273 (0.393)	6.073 (0.415)	0.972 (0.446)	0.446 (0.404)	14.167 (0.028)	2.378 (0.031)	14.759 (0.022)

*parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir

Bu modellerde rejim sayısının belirlenmesi, modellerin tahmini için gerekli bir aşamadır. Bu amaçla yapılan, yani PLSTRVAR modelinin rejim sayısının belirlenmesi için yapılan testlerin sonuçları Tablo 5.21’de verilmiştir.

Tablo 5.21 PLSTRVAR Rejim Sayısı Testleri Sonuçları

Hipotez	Test	BO	LRDK	PORTFÖY/GSYİH
$H_0: r=1$ $H_a: r=2$	Wald	-0.095 (1.000)*	0.000 (1.000)	1.143 (0.767)
	Fisher	-0.029 (1.000)	0.000 (1.000)	0.351 (0.789)
	LRT	-0.095 (1.000)	0.000 (1.000)	1.147 (0.766)

**parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir.*

Tablo 5.21’de verilen Wald, Fisher ve LRT testlerinin sonuçları, her üç değişken için kurulacak modeller için 1 eşik değerinin olduğunu, dolayısıyla iki rejimin olduğunu, ifade eden sıfır hipotezinin reddedilmediğini göstermektedir. Bu nedenle her bir modelde tek bir eşik değer ve iki rejim yer almaktadır.

Bunun üzerine oluşturulan doğrusal olmayan panel VAR veya kısa gösterimi ile PLSTRVAR modelinin tahmin sonuçları Tablo 5.22’de verilmiştir. Geçiş parametresi γ , bağımlı değişkenin $\Delta LRDK$ ve PORTFÖY/GSYİH olduğu modellerde, sırasıyla 9245.823 ve 44959.06 olarak tahmin edilmiştir. γ parametresinin yüksek değerde tahmin edilmesi, geçiş fonksiyonunun gösterge fonksiyonuna dönüştüğünü, bir başka deyişle eşikli VAR modelini işaret etmektedir. Her bir eşitlikteki tahmin edilen geçiş fonksiyonları

$$BO : G(\Delta LRDK_{t-2}; \gamma, c) = \left(1 + e^{-3.217(\Delta LRDK_{t-2} - 0.410)}\right)^{-1}$$

$$\Delta LRDK : G(\Delta LRDK_{t-1}; \gamma, c) = \left(1 + e^{-9245.823(\Delta LRDK_{t-1} + 0.264)}\right)^{-1}$$

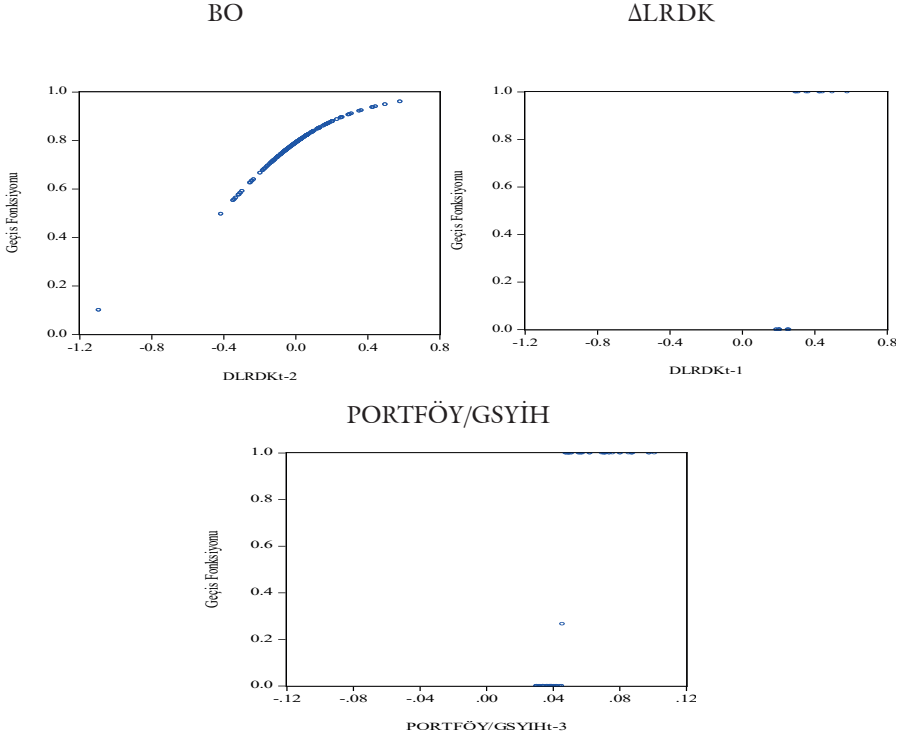
$$PORTFÖY / GSYİH : G(PORTFÖY / GSYİH_{t-3}; \gamma, c) = \left(1 + e^{-44.959.06(PORTFÖY / GSYİH_{t-3} + 0.045)}\right)^{-1}$$

şekindedir.

Tablo 5.22 PLSTRVAR Modeli Tahmin Sonuçları

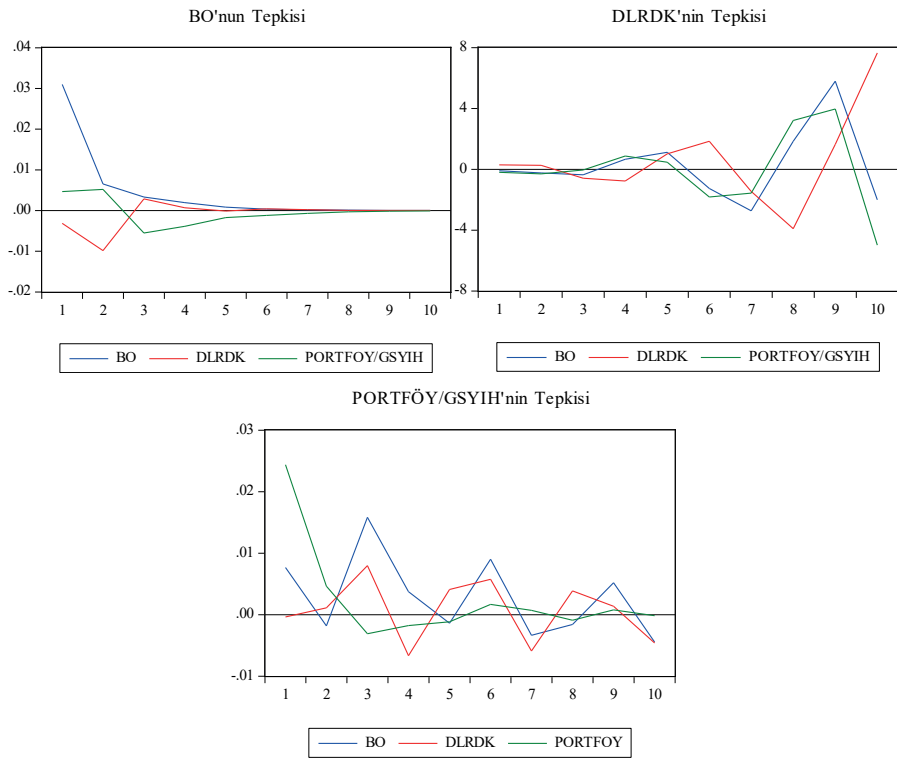
	BO		Δ LRDK		PORTFÖY/GSYİH	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
BO_{t-1}	1.512	2.536	0.081	0.240	0.017	0.341
BO_{t-2}	-0.379	-2.757	0.220	2.407	0.015	1.678
Δ LRDK _{t-1}	2.041	2.448	0.464	1.066	0.265	2.282
Δ LRDK _{t-2}	-0.183	-0.386	-0.654	-1.819	0.009	0.211
PORTFÖY/GSYİH _{t-1}	0.175	1.680	-0.011	-0.177	-0.006	-0.633
PORTFÖY/GSYİH _{t-2}	-0.136	-0.162	0.878	2.223	0.201	1.676
Doğrusal Olmayan						
BO_{t-1}	-1.736	-2.540	1.000	0.908	-0.007	-0.036
BO_{t-2}	0.399	2.601	0.037	0.087	-0.051	-1.816
Δ LRDK _{t-1}	-2.388	-2.323	-11.915	-3.114	-0.130	-0.783
Δ LRDK _{t-2}	0.297	0.503	-3.593	-1.919	0.546	4.255
PORTFÖY/GSYİH _{t-1}	-0.140	-1.237	-4.011	-4.911	0.028	0.922
PORTFÖY/GSYİH _{t-2}	-0.096	-0.094	-1.112	-0.392	-0.729	-5.296
R^2		0.438		0.361		0.398
AIC		-7.087		-3.794		-7.541
SC		-6.858		-3.566		-7.313
SSR		0.137		3.685		0.087
γ		3.217		9245.823		44959.06
Sabit		-0.410		0.264511		0.045715

Şekil 5.10'da ise geçiş fonksiyonlarının grafikleri yer almaktadır. BO'ya ait geçiş fonksiyonu incelendiğinde, geçişin daha yumuşak; diğerlerinde ise geçişin çok sert olduğu görülmektedir.



Şekil 5.10: PSTRVAR(2) Geçiş Fonksiyonları

SS rejiminde PSTR-VAR(2) modelinden elde edilen etki-tepki fonksiyonları Şekil 5.11'de yer almaktadır. $\Delta LRDK$ 'daki bir şoka BO, birinci ve ikinci dönemde negatif tepki verirken en yüksek pozitif tepkiyi üçüncü dönemde vermektedir. Dördüncü dönemde pozitif tepki vermeye devam edip bu dönemden sonra tepki sönmülmektedir. BO'nun PORTFÖY/GSYİH'ya verdiği tepki, ilk iki dönemde pozitif iken üçüncü dönemden sonra negatif olarak devam edip altıncı dönemden sonra negatif azalan şekilde devam etmektedir. $\Delta LRDK$ 'nın BO'ya verdiği tepkiler, ilk üç dönemde negatif ancak düşük düzeydedir. Ancak dördüncü ve beşinci dönemlerde pozitif, altıncı, yedinci ve onuncu dönemlerde negatiftir. PORTFÖY/GSYİH'nın $\Delta LRDK$ 'ya verdiği tepkiler de BO'ya verdiği tepkilere benzer şekildedir. $\Delta LRDK$ 'nın BO ve PORTFÖY/GSYİH'ya verdiği tepkiler en çok uzun gecikmelerde ortaya çıkmaktadır. Bu durum, döviz kurunun piyasa fiyatının belirlenmesinde ileri yükselen piyasalar ekonomilerinin kısa dönemde çok etkin olmadığı şeklinde yorumlanabilir. Son olarak PORTFÖY/GSYİH'nın BO'ya verdiği tepki, birinci dönemde pozitif iken ikinci dönemde negatif olmaktadır. Üçüncü ve dördüncü dönemde pozitif iken beşinci dönemde negatif tepki vermektedir.



Şekil 5.11: PLSTR-VAR(2) Modeli Etki-Tepki Fonksiyonları

Tablo 5.23'de SS rejiminde Granger nedensellik testi sonuçları yer almaktadır. SS rejiminde Δ LRDK ve PORTFÖY/GSYİH BO'nun Granger nedeni iken diğer nedensellikler, istatistiksel olarak anlamsızdır. BO'nun SS rejiminde döviz kurlarından portföy yatırımlarına göre daha yüksek düzeyde etkilendiği görülmektedir. Bu durum, canalize dahil edilen ülkelerin büyümelerinde dışa bağımlılığının göstergesi olarak kabul edilebilir/yorumlanabilir.

Tablo 5.23 PLSTR-VAR Modeli Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği
Δ LRDK \rightarrow BO	13.959 (0.000)
PORTFÖY/GSYİH \rightarrow BO	7.758 (0.021)
BO \rightarrow Δ LRDK	0.947 (0.622)
PORTFÖY/GSYİH \rightarrow Δ LRDK	3.307 (0.191)
BO \rightarrow PORTFÖY/GSYİH	3.996 (0.125)
Δ LRDK \rightarrow PORTFÖY/GSYİH	0.243 (0.885)

Doğrusal ve doğrusal olmayan olmayan panel VAR sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, döviz kurlarının etkinliği BO üzerinde ön plana çıkmaktadır. Doğrusal olmayan modellerde rejim değişimine neden olan değişken, özellikle BO değişkeni için döviz kuru olmaktadır. Döviz kurundaki değişimler, ekonomide rejim değişimlerinin hızlı bir şekilde gerçekleşmesine neden olmaktadır.

Bu tezde, panel eşikli vektör otoregresif model tahmin sonuçlarına yer verilmemiştir. Çünkü benimsenen yaklaşım, yumuşak geçişli fonksiyonda düzgünleştirme parametresinin sonuçlarına dayanmaktadır. Tahmin edilen düzgünleştirme parametresinin çok büyük değerde tahmin edilmiş olması durumunda doğrusal olmayan panel VAR modeli, eşik değerli panel VAR modeline dönüşecektir. Düzgünleştirme parametresinin 0'dan büyük ancak çok büyük değerler almaması durumunda uygun tahmin yöntemi yumuşak geçişli olacaktır.

Tezin uygulamasında izlenen aşamalar, her bir değişkenin ve modelin yapısına bağlı olarak sistemin ortak gecikme uzunluğu ile ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Bu nedenle doğrusal olmayan PVAR modellerinin tahmin aşamasında izlenecek adımların ana hatları özetlenecek olunursa:

- i. Değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı test edilmelidir.
- ii. Yatay kesit bağımlılığına göre birinci ve ikinci nesil birim kök testleri ile durağanlık araştırılmalıdır.
- iii. Doğrusal VAR(p) tahmin edilerek bilgi kriterleri ile uygun gecikme uzunluğu belirlenmelidir.
- iv. p gecikme uzunluğu ile her bir eşitlik ayrı ayrı tahmin edilerek homojen veya heterojen olup olmadığına karar verilmelidir.
- v. Her bir eşitlik, havuzlanmış, sabit ya da rastsal etkili model olduğu ilgili testlerle araştırılmalıdır.
- vi. Birim etkilerin yapısı belirlendikten sonra, sistemde yer alan tüm içsel değişkenlerden rejim değişimine neden olan değişken gecikmeli değerleri ile her bir eşitlikte LM, LMF ya da LRT testleri ile belirlenip her bir eşitlik ve her bir eşitlikteki rejim değişimine neden olan değişken yumuşak geçişli fonksiyon ile tahmin edilmelidir.
- vii. Tahmin edilen geçiş parametresi, γ , çok büyük değer olarak tahmin edilmesi durumunda model eşikli; sıfırdan büyük değerler ile tahmin edilmesi durumunda yumuşak geçişli fonksiyonun uygun olduğu kararı verilir.

6. Sonuç

Vektör otoregresif model, aralarından içsellik-dışsallık ayrımının yapılmadığı ve analize dahil olan tüm değişkenlerin içsel olduğu varsayımıyla, aralarında ilişki aranan değişkenlerin analizlerinde sıklıkla kullanılan yöntemlerin başında gelmektedir. VAR modelinde yer alan değişkenlerin doğrusal olmaması durumuna bağlı olarak kullanılması gereken yöntem de doğrusal olmamayı dikkate alan yöntemler olmalıdır. Bu nedenle, modelde yer alan değişkenlerin doğrusal olmama türüne bağlı olarak eşikli, yumuşak geçişli ya da geçişin olasılıklı olması durumunda Markov rejim değişim modellerinin kullanılması ile doğrusal olmayan VAR modellerinin kullanılması gerekmektedir.

Doğrusal olmayan VAR modelinin seçiminde, doğrusal olmayan değişkenin rejim değişiminin türü ön plana çıkmaktadır. Rejim geçişlerinin sert olması durumunda eşikli; geçiş fonksiyonunun üssel ya da lojistik olmasına bağlı olarak yumuşak geçişli; rejimden rejime geçme olasılığına göre Markov rejim değişim modellerine dayandırılan VAR modelinin seçimi ile analiz sonuçlarının ve öngörülerin daha tutarlı olması sağlanacaktır. Bu nedenle VAR analizi yapılmadan önce değişkenlerin doğrusal olmama türünün belirlenmesi gerekmektedir. Ancak yazında doğrusal olmadığına karar verilen değişkenler ile doğrusal olmayan VAR modellerinin tahmininde hem doğrusal olmama hem de doğrusal olmamanın türü belirlenebilmektedir.

VAR modeli ile, belirli bir zaman aralığında makroekonomik değişkenler için tek bir ülkenin analizi yapılabilirken birden fazla ülke için ise panel veri yöntemleri ile analizler yapılabilmektedir. Panel VAR modellerinde de zaman serisi modellerinde olduğu gibi, ele alınan değişkenlerin doğrusal olmama durumuna göre tahmin yöntemlerinin belirlenmesi ve uygun doğrusal olmayan yöntemlerle tahminlerin gerçekleştirilmesi gerekmektedir. Ancak panel veri modellerinde, zaman serisi yöntemlerine göre birden fazla koşul göz önünde bulundurulmalıdır. Birim sayısı ve zaman uzunluğu;

birim ve zaman etki; yatay kesit bağımlılığı, homojenlik ya da heterojenlik gibi analizdeki birimlerin doğal olarak birbirinden farklı olması durumunda da tahmin yöntemleri de farklılaşmaktadır. Tüm bu durumların yanı sıra aralarında ilişki araştırılan değişkenlerin de doğrusal olmama durumuna göre rejim değişimine neden olan değişken ve rejim değişiminin türü de dikkate alınarak doğru tahmin yönteminin belirlenmesi gerekmektedir.

VAR modeli temellie dayanılarak yazılan bu tez üç amaç doğrultusunda hazırlanmıştır. Bu amaçların ilki, doğrusal olmama özelliğine sahip zaman serisi değişkenlerinin doğrusal ve doğrusal olmayan VAR modelleri ile tahmininde sistemde yer alan değişkenler arasındaki etkileşimin farklı olup olmadığını ortaya koymaktır. Bu nedenle doğrusal VAR modeli tahmini ile beraber eşikli ve yumuşak geçişli VAR modelleri tahmin edilip aralarındaki farklılıklar ortaya konulmuştur.

Tezin ikinci amacı, doğrusal ve doğrusal olmayan panel VAR modellerinin karşılaştırmasıdır. Bu amaca ek olarak yazında çok fazla yer almayan doğrusal olmayan VAR modellerinin tahmin aşamaları ile uygun yöntemin seçimi anlatılmıştır. Ancak rejim değişiminin eşikli ya da yumuşak geçişli olduğu durumlar değerlendirilip panel Markov rejim değişim modellerine yer verilmemiştir. Doğrusal olmayan panel VAR modelinin tahmininde, tündengelime göre öncelikli olarak yumuşak geçişli panel VAR modeli dikkate alınmıştır. Bu modelden elde edilen düzgünleştirme parametresinin yüksek değerde tahmin edilmesi ile geçiş fonksiyonunun eşikli; doğrusal olmama testine göre, doğrusallığın reddedilmesi durumuna göre de doğrusal panel VAR modellerinin tahmin yöntemi olarak kullanılması önerilmiştir. Çünkü panel veri modellerinde göz önünde bulundurulması gereken çok fazla ölçütün yer almasından dolayı tündengelim yöntemi ile beraber yazına paralel olarak doğru tahminlerin elde edileceği önerilmiştir. Uygulama sonuçları da önerilen bu yöntemi destekler niteliktedir. Sistemdeki değişkenlerin doğrusal olmama durumu ve doğrusal olmamaya neden olan eşik değişkenin farklılaşması, sistemin ortak bir geçiş fonksiyonu, değişkeni ve eşik değerinin olmadığını kanıtlamaktadır.

Üçüncü amaç olarak, reel büyüme oranı, reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının GSYİH'daki payları temel değişkenler olarak alınarak ile Türkiye ve ileri yükselen piyasa ekonomilerinde ani duruş rejimleri belirlenmiştir. Gelişmekte olan ve yükselen piyasa ekonomilerinde reel büyüme oranları, bu ülkelerin dışa bağımlı olmasından dolayı döviz kurlarındaki hareketlilikten oldukça ekilenmektedir. Çünkü başta teknoloji ve enerji olmak üzere üretimde kullanılan girdilerin çoğunu ithal etmektedirler. Ekonomide dışa bağımlılık olarak adlandırılan bu durum karşısında, döviz

kurlarındaki oynaklıktan özellikle gelişmekte olan ülkeler, kısa dönemde bu değişimlere hızlı bir şekilde tepki vermektedirler. Ayrıca uluslararası yatırımcılar da bu ülkelere yatırımları gerek riski dağıtmak gerekse hızlı şekilde yatırımlarını farklı araçlara dönüştürmesi amacıyla, sabit sermaye yatırımları yerine portföy yatırımları olarak tercih etmektedirler. Portföy yatırımları gerçekleşen ülkeye sıcak para girişi sağlanmakta ve hükümetler bu parayı yatırımlarda ya da kalkınmada kullanmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerin ekonomileri, döviz kurlarının yanı sıra, yabancı sermaye yatırımlarından da etkilenmektedirler. Özellikle sabit sermaye yatırımları, üretimin artmasına ve refah seviyesinin de üretimle beraber artmasına neden olmaktadır. Ancak bu ülkelerde risk ya da siyasi belirsizlikler karşısında, sabit sermaye yatırımları, yerini portföy yatırımlarına bırakmaktadır. Çünkü sabit sermaye yatırımlarının getirileri, portföy yatırımlarına göre daha uzun vadede gerçekleşmektedir. Finans piyasalarındaki yatırımcılar, ellerinde tuttıkları portföyleri, kısa vadede kar elde etmek amacıyla yatırımlarını yapmaktadırlar. Ülkeye olan güven arttıkça gerek sabit sermaye yatırımları gerekse portföy yatırımları artmakta ve güven durumunun ortadan kalkmasına neden olacak bir unsur olmadıkça o ülkede kalmaktadır. Ancak Meksika'da yaşanan ekonomik krizlerin nedeni olan istikrarsızlık ve güvensizlik, ülkeye yapılan yatırımların en az riskle geri dönmesine olanak sağlayacak portföy yatırımlarına yönelmesine neden olmaktadır.

Risk durumunda ülkeden hızlı şekilde döviz çıkışı, dışa bağımlı ülkelerin başta GSYİH olmak üzere cari işlemler hesabında negatif etki yaratmaktadır. Bunlarla beraber iç piyasadaki taleplerin karşılanmasında yetersiz duruma düşürmektedir. Cari işlemler hesabının açık vermesini önlemek amacıyla finans hesaplarından biri olan net portföy yükümlülükleri, bu nedenle ekonomiler üzerinde önemli bir rol oynamaktadır. 1994 yılında Meksika'da yaşanan kriz, istikrarsız Meksika ekonomisine olan güvenin yetersiz olmasından kaynaklanan ve sabit sermaye yatırımları yerine portföy yatırımları ile ülkeye giren dövizlerin hızlı bir şekilde geri çekilmesiyle ekonomiyi durma noktasına getirmiştir. Dolayısıyla gelişmekte olan ve dışa bağımlı ülkeler için döviz kurları ve portföy yatırımları önemli bir rol oynamaktadır.

Bu çalışmada hem zaman serisi hem de panel veri için ani duruş dönemlerinde reel GSYİH, reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının GSYİH içerisindeki payları, doğrusal olmayan vektör otoregresif modellerle araştırılmıştır. Brezilya, Macaristan, Malezya, Meksika, Güney Afrika, Tayland ve Türkiye'den oluşan doğrusal olmayan panel veri analizinde bulunan eşik değer ile ekonominin ani duruşa geçtiği dönemler belirlenmiştir. Panel

veri için sistemdeki doğrusal olmamayı sağlayan değişken reel döviz kuru olup portföy yatırımlarının iki dönem gecikmeli değeri, ani duruş rejimine geçmeye neden olmaktadır.

Türkiye için yapılan doğrusal ve doğrusal olmayan VAR analizleri için, reel büyümede yine portföy yatırımlarının önemi önem çıkmaktadır. 1994, 1998 ve 2001 krizlerinde ülkeden çıkan sermayeler, cari işlemler açığını arttırmış ekonomide durgunluğa neden olmuştur. Panel VAR modelinden elde edilen artıklarla gerçekleştirilen etki-tepki analizi sonuçları, ani duruş dönemlerinde portföy akımlarındaki sert bir çıkış, büyümede sert düşüşe neden olurken, reel döviz kurunu da arttırmaktadır. Bu durum, yükselen piyasa ekonomilerinde gereğinden fazla oluşan portföy yatırımlarının ülke ekonomisi için risk teşkil ettiğini göstermektedir.

Ayrıca bu tezde, yazında Omay ve diğ. (2014), Apergis ve Payne (2014) ve Huang ve diğ. (2017) çalışmalarında görüldüğü üzere, sadece eştümleşik değişkenler için doğrusal olmayan panel vektör otoregresif modellerine ratlanmıştır. Bu tezde ise, bunlardan farklı olarak tahmin aşamalarında ortak bir geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonu yerine, her bir eşitlikte farklı eşik değişken ve eşik değerler alabileceği, dolayısıyla farklı geçiş fonksiyonlarının olabileceği belirtilmiş ve analizler bu yaklaşımla yapılmıştır. VAR modellerinde sistemdeki değişkenlerin yapısının farklı olabileceği ve her bir değişkenin rejim değişimine neden olmasında ortak bir değişken yerine doğrusal olmamaya sebep olan değişkenin belirlenmesi gerekmektedir. Doğrusal olmayan panel VAR modellerinde, Omay ve diğ. (2014, s.43) ve Apergis ve Payne'nin (2014, s.230) belirttiği gibi, düzgünleştirme parametresi $\gamma \rightarrow \infty$ olması durumunda model Hansen'nin (1999a) eşikli modeline dönüşmesi yaklaşımı doğru olmayacaktır. Çünkü artık terimlerin i.i.d. varsayımı, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini içermemektedir (Hansen, 1999a, s.347). Bu nedenle, eşik değerli panel VAR tahmininde Gonzalez ve diğ. (2005), Colletaz ve Hurlin (2006) ve Fouqau ve diğ.'nin (2008) dinamik panel yumuşak geçişli fonksiyonunun esas alınması gerekmektedir. Bu fonksiyon ile tahmin edilen geçiş fonksiyonları, verideki doğrusal olmamanın sert ya da yumuşak olmasına göre tahmin edilebilmektedir. Tezin uygulama kısmında ele alınan SS rejiminde, portföy yatırımlarındaki ani geri dönüşlerin GSYİH'yı sert bir şekilde düşmesine neden olmaktadır. Bu nedenle, uygulamada gerçekleştirilen analizler yapılmadan önce teorik olarak geçiş fonksiyonunun sert olması beklenmektedir. Analiz sonuçları da bu beklentiyi karşılamaktadır. Özellikle reel döviz kuru ve portföy yatırımlarının GSYİH içerisindeki paylarının bağımlı değişken olduğu denklemlerde geçiş fonksiyonu serttir. Reel büyüme denkleminde ise geçiş fonksiyonu, diğer denklemlere göre daha yumuşak ama tam lojistik dağılıma uyduğu söylenemez. Bu durumun iki

nedeni olabilir: Birincisi, veri seti yıllık olduğu için reel büyümedeki etki, yıl sonuna ortadan kalkabilir. İkinci neden ise, portföy yatırımlarındaki ani çıkış, öncelikle döviz kurunu arttıracak; artan döviz kuru da ihracatı kısa dönemde arttıracaktır. Daha sonrasında özellikle dışa bağımlı ülkelerde hammadde temininde yüksek döviz kurlarından dolayı, alım sıkıntısına yol açacaktır ve ihraç edilecek ürünün üretiminde aksaklıklara yol açıp büyümeyi yavaşlatacaktır. Tekila krizinde de benzer durum yaşanmıştır. 1994'de kriz meydana gelirken aynı yıl içerisinde portföy yatırımları ülkeden çıkmış, reel büyümede durma ise 1995 yılında gerçekleşmiştir.

Kaynakça

Kitaplar

- Blanchard, O. J. And Mark W. Watson. (1986). Are Business Cycles All Alike?. R.J. Gordon (Ed.) *The American Business Cycle: Continuity and Change* içinde. Chicago: University of Chicago Press, 123–56.
- Brooks, C. (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. 2. Baskı. New York: Cambridge University Press.
- Canova, F. ve M. Ciccarelli (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. L.K. Thomas B. Fomby ve A.Murphy(Ed.) *VAR Models in Macroeconomics: New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims* içinde Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 205–246.
- Catão, L. A. (2005). Sudden stops and currency drops: a historical look. S. Edwards, G. Esquivel ve G. Márquez (Ed.) *The Decline of Latin American Economies: Growth, Institutions, and Crises* içinde. Chicago: University of Chicago Press, 243-290.
- Edwards, S. (1995). *Crisis and Reform in Latin America: From Despair to Hope*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometrics Time Series*. 4. Baskı. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Granger, C. W. ve A. P. Anderson. (1978). *An introduction to bilinear time series models*, Gottingen: Vadenhoeck & Reprecht.
- Granger, C.W.J. ve T. Terasvirta, (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press,
- Gujarati, D. N., ve D. C. Porter. (2009). *Basic Econometrics*. Boston: McGraw-Hill.
- Hacıhasanoğlu, B. (2005). *Meksika ve Arjantin 2001-2002 Krizlerinin Gelişmekte Olan Ülkeler ve Türkiye için Önemi*. Yayınlanmış Uzmanlık Yeterlilik Tezi Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Piyasalar Genel Müdürlüğü, Haziran 2005

- Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data*. 3. Baskı. New York: Cambridge University Press.
- Hubrich, K. ve T. Teräsvirta. (2013). Thresholds and Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models. T. B. Fomby, Mr. A. Murphy, L. Kilian (Ed.) *VAR Models in Macroeconomics–New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims* içinde. Emerald Group Publishing Limited. 273-326.
- Kilian, L. ve H. Lütkepohl. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mendoza, E. G. (2002). Credit, prices, and crashes: Business cycles with a sudden stop. S. Edwards ve J. A. Frankel (Ed.). *Preventing currency crises in Emerging markets* içinde. Chicago: University of Chicago Press, 335-392.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. 1. Baskı. New York: Oxford University Press.
- Pesaran, H., R. Smith ve K. S. Im. (1996). Dynamic linear models for heterogenous panels. L. Matyas, P. Sevestre (Ed.). *The econometrics of panel data* içinde. Dordrecht: Springer, 145-195.
- Sims, C. A., (1981). An autoregressive index model of the U.S. economy, J. Kmenta and J.B. Ramsey, (Ed.). *Large-scale macro-econometric models* içinde. Amsterdam: North-Holland.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi*. 1. Baskı. İstanbul: Beta.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *İleri Panel Veri Analizi*. 1. Baskı. İstanbul: Beta.
- Tong, H. (1983). *Threshold models in non-linear time series analysis*. New York: Springer.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of financial time series*. 3. Baskı. New Jersey: John Wiley & Sons.

Sürekli Yayınlar

- Ahn, S. C., ve P. Schmidt (1995). Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of econometrics*. 68.1, 5-27.
- Amemiya, T., (1967). A note on the estimation of Balestra-Nerlove models. Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University.
- Andrews, D., ve W. Ploberger (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative. *Econometrica*. 62.6, 1383–1414.
- Andrews, D. W. ve B. Lu (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 101.1, 123-164.

- Anderson, T. W. ve C. Hsiao. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American statistical Association*. 76.375, 598-606.
- Anderson, T. W. ve C. Hsiao. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of econometrics*. 18.1, 47-82.
- Apergis, N. ve J. E. Payne. (2014). Renewable energy, output, CO2 emissions, and fossil fuel prices in Central America: Evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. *Energy Economics*. 42, 226-232.
- Ardor, H. N. ve F. Öztürk (2007). Orta Doğu Petro-Dolarları, Petro-Dolar Yeniden Döngüsü ve Küresel Rekabet. *Akademik Orta Doğu*. 3, 165-186.
- Arellano, M. ve S. Bond. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58.2, 277-297.
- Arellano, M. ve O. Bover, (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*. 68.1, 29-51.
- Bachmann, A., ve S. Leist, (2016). Sudden stops and output: an empirical Markov switching analysis. *Empirical economics*, 53.2, 525-567.
- Bai, J. ve S. Ng, (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration, *Econometrica*. 72.4, 1127-1177.
- Balestra, P., ve M. Nerlove, (1966). Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: The demand for natural gas. *Econometrica*. 34.3, 585-612.
- Balke, N. S. ve T. B. Fomby. (1997). Threshold cointegration. *International economic review*, 38.3, 627-645.
- Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*. 82.2, 344-349.
- Belingher, D. (2015). A PVAR model built on the Ricardian approach to deficits in central and eastern Europe. *Ecoforum*. 4, 284-289.
- Béreau, S., A. L. Villavicencio ve V. Mignon. (2010). Nonlinear adjustment of the real xchange rate towards its equilibrium value: A panel smooth transition error correction modelling. *Economic Modelling*. 27.1, 404-416.
- Bernanke, B. S. (1986). Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 25, 49-99.
- Binder, M., C. Hsiao ve M. H. Pesaran. (2005). Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, 21.4, 795-837.

- Blundell, R., ve S. Bond. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87.1, 115-143.
- Breusch, T. S. ve A. R. Pagan (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*. 47.1, 239-253.
- Calvo, G. A. (1998). Capital Flows and Capital-Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops. *Journal of Applied Economics*, 1.1, 35-54.
- Calvo, G. A. ve C. M. Reinhart, (1999). When Capital Flows Come to a Sudden Stop: Consequences and Policy”, in Peter B. Kenen and Alexander K. Swoboda, eds. *Reforming the International Monetary and Financial System*, Washington, DC, IMF, 175-201.
- Calvo, G. A., A. Izquierdo ve L. F. Mejia (2004). On the empirics of sudden stops: the relevance of balance-sheet effects *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. W10520.
- Camacho, M. (2004). Vector smooth transition regression models for US GDP and the composite index of leading indicators. *Journal of Forecasting*, 23, 173-196.
- Cerrato, M., C., de Peretti, Larsson, R. ve N. Sarantis. (2008). A nonlinear panel unit root test under cross section dependence. *Working Papers 28*, Department of Economics, University of Glasgow.
- Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*. 21.1, 520-533.
- Chang, Y. (2002). Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross Sectional Dependency. *Journal of Econometrics*. 110, 261-292.
- Chang, Y. (2004). Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency, *Journal of Econometrics*. 120, 263-293.
- Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Colletaz G. ve C. Hurlin. (2006). Threshold effects in the public capital productivity: an international panel smooth transition approach. Document de Recherche du Laboratoire d’Economie d’Orléans, 2006-1.
- Dickey, D. A., ve W. A. Fuller. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*. 74.366a, 427-431.
- Dickey, D. A., ve W. A. Fuller. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49.4, 1057-1072.
- Dornbusch, R., A. Werner, G. Calvo ve S. Fischer (1994). Mexico: Stabilization, Reform, and No Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1, 253-315.

- Dornbusch, R., I. Goldfajn, R. O. Valdés, S. Edwards ve Bruno, M. (1995). Currency crises and collapses. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 219-293.
- Edwards, S. (1997). The Mexican peso crisis? How much did we know? When did we know it? *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. W6334.
- Edwards, S. (2004). Financial Openness, Sudden Stops and Current Account Reversals. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 10277.
- Edwards, S. (2005). Capital controls, sudden stops and current account reversals. NBER Working Paper no. 11170. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, March.
- Eichengreen, B. ve P. Gupta. (2016). Managing Sudden Stops, Policy Research *World Bank Working Paper*.
- Enders, W. ve C. W. J. Granger. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16.3, 304-311.
- Eşiyok, B. A. (2012). Türkiye Ekonomisinde Cari Açık Sorunu ve Nedenleri. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 49.569, 63-86.
- Fernández-Villaverde, J. ve J. F. Rubio-Ramírez. (2008). Structural vector autoregressions. *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 1.8, 6423-6425.
- Fouquau, J., C. Hurlin ve I. Rabaud. (2008). The Feldstein–Horioka puzzle: a panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25.2, 284-299.
- Frankel, J., ve E. Cavallo, (2004). Does Openness to Trade Make Countries Less Vulnerable to Sudden Stops. Using Gravity to Establish Causality. Kennedy School of Government, Harvard University.
- Ghysels, E., C. W. Granger, ve P. L. Siklos. (1996). Is seasonal adjustment a linear or nonlinear data-filtering process?. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14.3, 374-386.
- Gonzalez, A., T. Terasvirta ve D. Van Dijk, (2005). Panel smooth transition regression model. *Working Paper Series in Economics and Finance*, 604.
- Guidotti, P. E., F. Sturzenegger, A. Villar, J. De Gregorio ve I. Goldfajn. (2004). On the Consequences of Sudden Stops. *Economia*, 4.2, 171-214.
- Güloğlu, B., ve E. Altunoğlu. (2002). Finansal serbestleşme politikaları ve finansal krizler: Latin Amerika, Meksika, Asya ve Türkiye krizleri. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 27, 107-134.
- Hadri, K. (2000). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data, *Econometrics Journal*, 3, 148-161.

- Hansen, B. E. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2.1, 1-14.
- Hansen, B. E. (1999a). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*. 93.2, 345-368.
- Hansen, B. E. (1999b). Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, 13.5, 551-576.
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*. 68.3, 575-603.
- Harris, R.D.F. ve E. Tzavalis. (1999), Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed, *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
- Hsiao, C. (2007). Panel data analysis-advantages and challenges. *Test*. 16.1, 1-22.
- Huang, T. Y., P. C. Wu, ve S. Y. Liu. (2017). Defense-growth causality: Considerations of regime-switching and time-and country-varying effects. *Defence and Peace Economics*. 28.5, 568-584.
- Hutchison, M. M., ve I. Noy. (2006). Sudden stops and the Mexican wave: Currency crises, capital flow reversals and output loss in emerging markets. *Journal of Development Economics*. 79.1, 225-248.
- Honig, A. (2008). Do improvements in government quality necessarily reduce the incidence of costly sudden stops?. *Journal of Banking & Finance*, 32.3, 360-373.
- Im, K.S. ve M.H. Pesaran. (2003). On the Panel Unit Root Tests Using Nonlinear Instrumental Variables, Mimeo, University of Southern California.
- Im, K.S., M.H. Pesaran, ve Y. Shin. (1997). Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels, DAE, Working Paper 9526, University of Cambridge.
- Im, K.S., M. H. Pesaran, ve Y. Shin. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 1, 53-74.
- Jansen, E. S.ve T. Teräsvirta. (1996). Testing parameter constancy and xcha exogeneity in econometric equations. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58.4, 735-763.
- Jeanne, O. ve R. Ranciere (2006). The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: Formulas and Applications. *IMF Working Paper* No. 06/229
- Joëts, M. ve V. Mignon. (2012). On the link between forward energy prices: A nonlinear panel cointegration approach. *Energy Economics*, 34.4, 1170-1175.
- Kao, C. ve M. H. Chiang. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression inpanel data. *Advances in Econometrics* 15, 179-222.

- Kapetanios, G., Y. Shin, ve A. Snell. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of econometrics*, 112.2, 359-379.
- Keenan, D. M. (1985). A Tukey nonadditivity-type test for time series nonlinearity. *Biometrika*. 72, 39-44.
- Koop, G., M. H. Pesaran ve S. M. Potter. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*. 74.1, 119-147.
- Kremer, S., A. Bick ve D. Nautz. (2013). Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*. 44.2, 861-878.
- Levin, A. ve C.F. Lin. (1992). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, University of California at San Diego, Discussion Paper 92-93.
- Levin, A. ve Lin, C.F. (1993), Unit Root Test in Panel Data: New Results, University of California at San Diego, Discussion Paper 93-56.
- Levin, A., C.F. Lin, ve C.S.J. Chu. (2002). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Ljung, G. M. ve G. E. P. Box. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65.2, 297-303.
- Luginbuhl, R. ve A. De Vos. (2003). Seasonality and Markov switching in an unobserved component time series model. *Empirical Economics*, 28.2. 365-386.
- Luukkonen, R., P. Saikkonen, ve T. Terasvirta. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika* 75, 491-499.
- Maddala, G.S. ve S. Wu. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, 631- 652.
- Mark, N.C. ve D. Sul. (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS, and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65.5, 655-680.
- Martinez O. (1998). Les Enseignement de la Crise Mexicaine et le Redressement de l'Asie. *Finance&Développement*, 35.2, 6-9.
- McLeod, A. I. ve W. K. Li. (1983). Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 4.4, 269-273.
- Miller, R. B. (1979) Book review on 'An Introduction to Bilinear Time Series Models', by C. W. Granger and A. P. Anderson. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 921-939.

- Matas-Mir, A. ve D. R. Osborn. (2004). Does seasonality change over the business cycle? An investigation using monthly industrial production series. *European Economic Review*. 48.6, 1309-1332.
- Moon, H. R. ve B. Perron. (2004). Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*. 122, 81-126.
- Mundlak, Y. (1961). Empirical production function free of management bias. *Journal of Farm Economics*. 43, 44-56.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross-section data. *Econometrica*. 46, 69-86.
- O'Connell, P. G. J. (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity, *Journal of International Economics*, 44.1, 1-19.
- Omay, T., M. Hasanov ve N. Uçar. (2014). Energy consumption and economic growth: Evidence from nonlinear panel cointegration and causality tests. *Applied Econometrics*. 34.2, 36-55.
- Park, J.Y. ve M. Shintani (2005). Testing for a unit root against transitional autoregressive models. Vanderbilt University, Department of Economics, Working Paper No. 05-W10.
- Pesaran, M. H., ve R. P. Smith. (1995). Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M. H., Y. Shin ve R. P. Smith. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94.446, 621-634.
- Pesaran, M. H. (2003). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22.2, 265-312.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435.
- Pesaran, M. H. ve T. Yamagata. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142.1, 50-93.
- Phillips, P. C. ve P. Perron. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 75.2, 335-346.
- Phillips, P.C.B. ve D. Sul. (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence. *Econometrics Journal*. 6.1, 217-259.
- Pippenger, M. K. ve G. E. Goering. (1993). Practitioners corner: A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 55.4, 473-481.
- Rothman, P., D. Van Dijk ve P. Hans, (2001). Multivariate STAR analysis of xcha-output relationship. *Macroeconomic Dynamics*, 5.4, 506-532.

- Samur, C. (2010). Bir Finansal Kriz Türü Olarak SS Krizi ve 1980 Sonrasında SS Krizi Tecrübeleri. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*. 60.2, 83-133.
- Shapiro, M. ve M. Watson (1988). Sources of Business Cycle Fluctuations. *NBER Macroeconomic Annual*. 3, 111-156.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*. 48.1, 1-48.
- Singh, A. (1997). Financial liberalisation, stockmarkets and economic development. *The Economic Journal*, 107.442, 771-782.
- Sollis, R., S. Leybourne, ve P. Newbold. (2002). Tests for Symmetric and Asymmetric Nonlinear mean reversion in Real Exchange Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34.1, 686-700.
- Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real xchange rates in Nordic countries. *Economic modelling*, 26.1, 118-125.
- Stock, J. H., ve M. W. Watson. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic perspectives*, 15.4, 101-115.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*. 38.2, 311-323.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of The American Statistical Association*, 89.425, 208-218.
- Teräsvirta, T. ve Y. Yang. (2014). *Linearity and misspecification tests for vector smooth transition regression models* CREATES Research Paper 2014-4.
- Terasvirta, T. ve Y. Yang, (2014). *Specification, estimation and evaluation of vector smooth transition autoregressive models with applications*. CREATES Research Paper 2014-8.
- Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity tests for time series. *Biometrika*, 73.2, 461-466.
- Utkulu, U. (2003). Türkiye'de Bütçe Açıkları ve Dış Ticaret Açıkları Gerçekten İkiz mi? Koentegrasyon ve Nedensellik Bulguları. *Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi*. 18.1, 45-61
- Yang, Y. (2012). Modelling Nonlinear Vector Economic Time Series. Yayınlanmış Doktora Tezi. Aarhus: Aarhus Üniversitesi, *Department of Economics and Business, Business and Social Sciences*.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57.298, 348-368.
- FTSE, 2016. FTSE Annual Country Classification Review <https://research.ftserussell.com/products/downloads/FTSE-Country-Classification-Update-2016.pdf>, (14 Temmuz 2017). S.1-4

Kongre, Konferans ve Çalıştaylar

Akgül, I., S. Koç ve S.Ö. Koç (2007), “Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri ile Modellenebilir mi?” **VIII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, İnönü Üniversitesi, 24-25 Mayıs 2007, MALATYA.**

İnternet kaynakları

<https://www.bbc.com/turkce/haberler-turkiye-45545710>

<https://research.ftserussell.com/products/downloads/FTSE-Country-Classification-Update-2018.pdf>

<http://www.gazetebilkent.com/2015/09/16/dolara-tepkisizligin-tarihi-tekila-krizi/>

<https://www.turkiyehastanesi.com/TipTerimleriSozlugu/Detay/E>

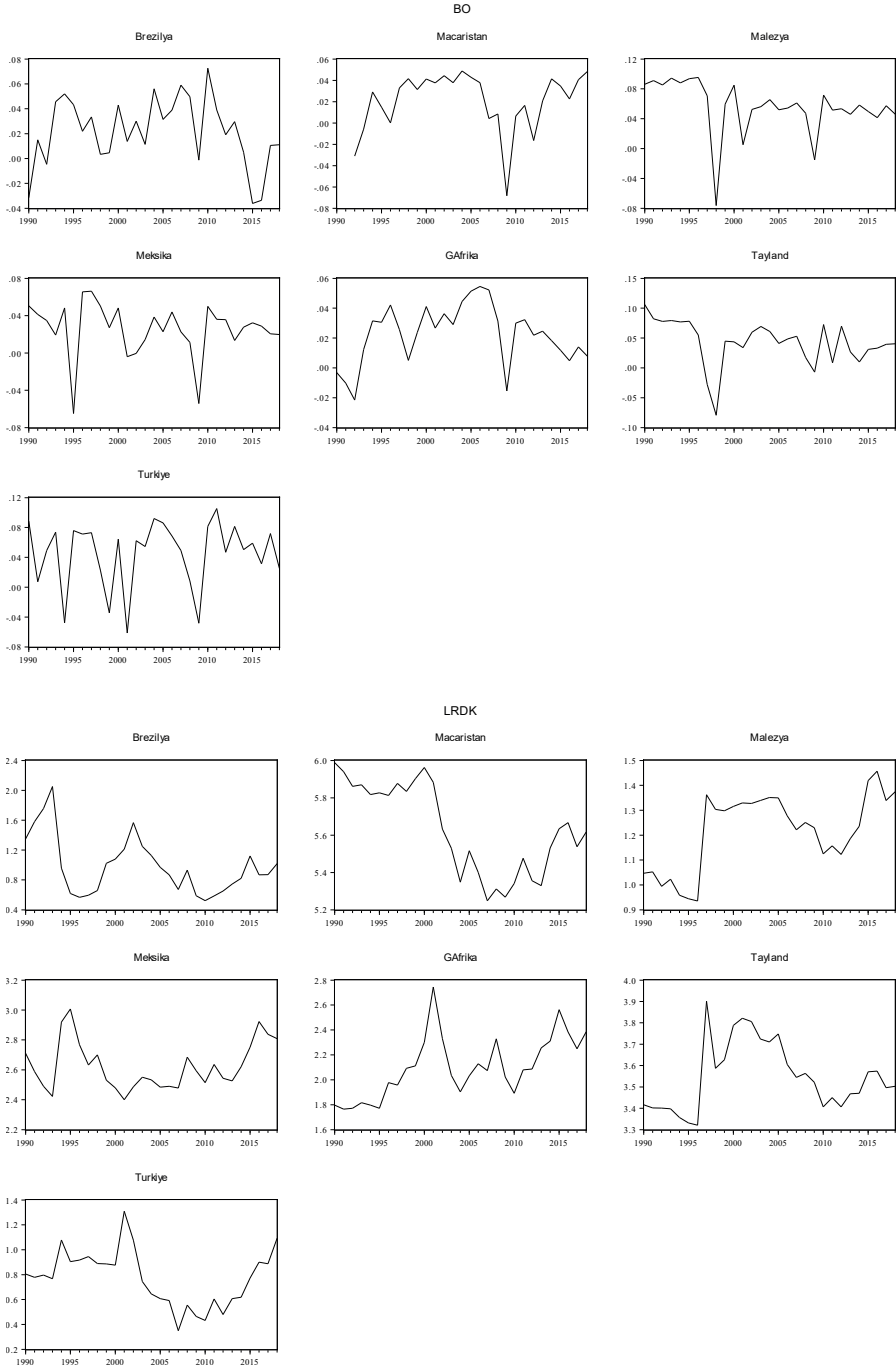
Ekler

EK 1: Doğrusal VAR(3) Modeli Katsayı Tahminleri

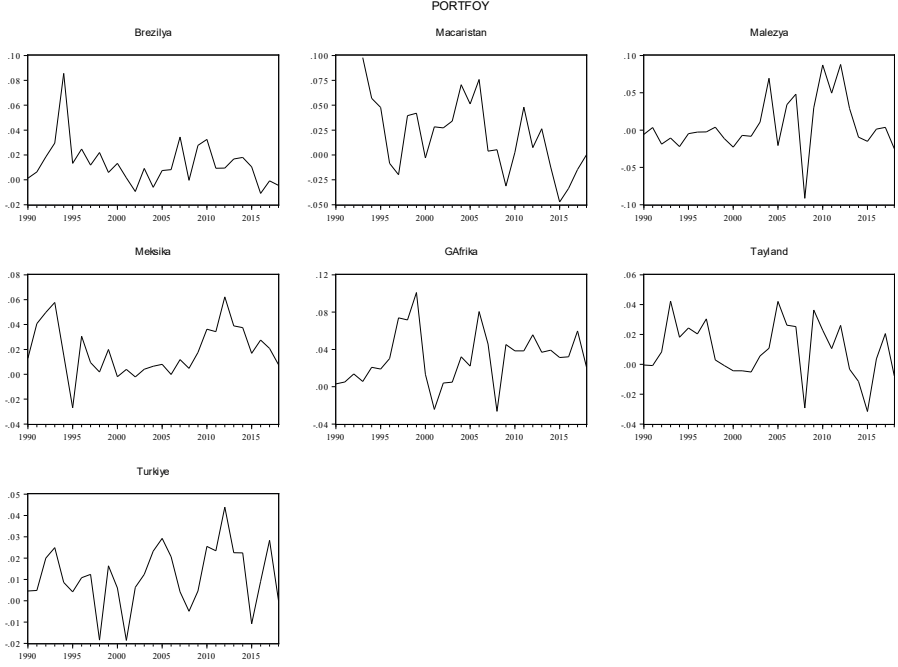
Değişkenler	BO		ΔLRDK		PORTFÖY/GSYİH	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
BO _{t-1}	-0.623	-7.450	-0.011	-0.366	-0.073	-0.708
BO _{t-2}	-0.645	-7.900	0.002	0.074	-0.002	-0.018
BO _{t-3}	-0.508	-6.180	-0.022	-0.784	0.012	0.121
PORTFÖY/GSYİH _{t-1}	0.643	2.200	0.361	3.560	0.255	0.709
PORTFÖY/GSYİH _{t-2}	0.217	0.688	-0.039	-0.357	0.076	0.195
PORTFÖY/GSYİH _{t-3}	0.582	1.990	0.089	0.876	0.752	2.090
ΔLRDK _{t-1}	-0.205	-2.460	-0.080	-2.770	-0.016	-0.156
ΔLRDK _{t-2}	-0.059	-0.666	0.003	0.103	-0.128	-1.170
ΔLRDK _{t-3}	-0.101	-1.160	0.011	0.380	-0.038	-0.353
Sabit	0.002	0.107	0.000	-0.061	-0.028	-0.998
S1	-0.062	-2.010	0.007	0.685	0.022	0.583
S2	0.035	0.903	0.016	1.160	-0.001	-0.011
S3	0.073	2.470	0.010	1.010	0.044	1.190
LM	1.275 (0.127)					
JB	95.348 (0.000)					
White	0.733 (0.981)					

**parantez içindeki değerler t-istatistikleridir.*

EK 2- Panel Veri Değişkenlerinin Zaman Yolu Grafikleri



EK2-Devamı



EK 3: TVAR(3) Modeli Katsayı Tahminleri

	Normal Rejim					
	BO	Δ LRDK	PORTFÖY/ GSYİH	Δ LRDK	PORTFÖY/ GSYİH	
BO_{t-1}	-0.934	-0.002	-0.026	-0.618	-0.001	0.002
	[-5.443]	[-1.395]	[-1.128]	[-6.398]	[-0.924]	[0.098]
BO_{t-2}	-0.859	0.000	0.007	-0.879	0.000	0.004
	[-9.366]	[0.654]	[0.535]	[-15.252]	[-0.224]	[0.392]
BO_{t-3}	-0.890	-0.001	-0.034	-0.580	-0.001	0.007
	[-4.912]	[-0.902]	[-1.380]	[-5.946]	[-0.630]	[0.342]
Δ LRDK $_{t-1}$	-3.414	0.219	3.057	-29.924	-0.087	-0.024
	[-0.148]	[1.446]	[0.988]	[-2.353]	[-0.774]	[-0.009]
Δ LRDK $_{t-2}$	-1.171	-0.516	2.742	-12.457	-0.205	0.645
	[-0.049]	[-3.309]	[0.861]	[-0.915]	[-1.697]	[0.241]
Δ LRDK $_{t-3}$	-17.979	0.168	1.528	-7.931	-0.067	-0.166
	[-0.778]	[1.101]	[0.490]	[-0.604]	[-0.580]	[-0.064]
PORTFÖY/GSYİH $_{t-1}$	-0.138	0.009	0.106	-0.296	0.006	0.196
	[-0.177]	[1.667]	[1.012]	[-0.592]	[1.254]	[1.995]
PORTFÖY/GSYİH $_{t-2}$	1.223	-0.004	0.048	0.745	-0.001	-0.037
	[1.984]	[-0.912]	[0.580]	[1.222]	[-0.135]	[-0.310]
PORTFÖY/GSYİH $_{t-3}$	-0.238	0.006	0.054	0.730	0.007	0.146
	[-0.263]	[1.083]	[0.441]	[1.365]	[1.455]	[1.386]
Sabit	3.777	-0.031	3.190	1.867	-0.019	1.082
	[1.623]	[-2.045]	[10.168]	[1.504]	[-1.710]	[4.436]
R^2	0.772	0.394	0.198	0.815	0.156	0.113
\bar{R}^2	0.710	0.229	-0.021	0.787	0.027	-0.022
F-istatistiği	12.439	2.387	0.902	28.884	1.209	0.838
Log likelihood	-148.469	67.398	-62.302	-238.567	87.516	-126.279
AIC	7.371	-2.670	3.363	7.205	-2.247	3.950
SC	7.780	-2.260	3.772	7.529	-1.923	4.274
Log likelihood		-141.471			-265.774	
AIC		7.975			8.573	
SC		9.204			9.544	

EK 4: PVAR(2) Modeli Katsayı Tahminleri

Değişkenler	BO		Δ LRDK		PORTFÖY/GSYİH	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
BO_{t-1}	0.127	0.99	0.053	0.08	-0.015	-0.17
BO_{t-2}	0.103	0.92	-1.118	-2.07	0.095	1.19
$PORTFÖY/GSYİH_{t-1}$	0.177	1.66	0.049	0.11	0.335	2.81
$PORTFÖY/GSYİH_{t-2}$	-0.153	-1.96	0.809	1.59	-0.024	-0.19
$\Delta LRDK_{t-1}$	-0.054	-2.51	0.023	0.25	0.002	0.768
$\Delta LRDK_{t-2}$	0.011	0.77	-0.062	-0.62	-0.012	0.256

Doğrusal Olmayan Panel Veri Modelleri ve Bir Uygulama

Dr. Emre Çevik

 ÖZGÜR
YAYINLARI

ISBN 978-975-447-722-1

9 789754 477221