



Munich Personal RePEc Archive

## **The Relation among retail price main of consumption center of fruit and vegetables and Region of Mediterranean (Turkey) : Test of Market Integration**

Mutlu, Seval; Aktas, Erkan and KARAHAN UYSAL, Özlem  
Çukurova Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi  
Böl, Köy Hizmetleri Tarsus Araştırma Enstitüsü, Ege  
Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Böl

2004

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/8656/>  
MPRA Paper No. 8656, posted 07. May 2008 / 20:42

# Akdeniz Bölgesi ve Başlıca Tüketim Merkezlerinde Yaş Meyve ve Sebze Perakende Fiyatları Arasındaki İlişkiler: Pazar Entegrasyonunun Testi

Seval MUTLU<sup>1</sup> Erkan AKTAŞ<sup>2</sup> Özlem KARAHAN UYSAL<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Çukurova Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Böl., Adana, [smutlu@cu.edu.tr](mailto:smutlu@cu.edu.tr)

<sup>2</sup> Köy Hizmetleri Tarsus Araştırma Enstitüsü, Mersin, [erkan@khgm.gov.tr](mailto:erkan@khgm.gov.tr)

<sup>3</sup> Ege Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Böl., İzmir, [karahan@ziraat.ege.edu.tr](mailto:karahan@ziraat.ege.edu.tr)

## ÖZET:

Türkiye yaş meyve ve sebze sektöründe önemli üretici iller olan Adana, Mersin, Antalya ve önemli tüketim merkezleri olan İstanbul, Ankara ve İzmir illerinde bazı yaş meyve ve sebze perakende fiyatları arasındaki ilişkiler incelenmiş ve söz konusu fiyatlar açısından iller arasında pazar entegrasyonunun mevcut olup olmadığı Vektör Oto Regresyon (VAR) ve Pazar Entegrasyonunun Dinamik Analizi yöntemleri kullanılarak test edilmiştir. Kullanılan veriler, belirtilen iller için, Devlet İstatistik Enstitüsü'nden sağlanan, 1994-2004 dönemine ait meyve sebze aylık perakende fiyat serilerinden oluşmaktadır. Yaş meyve sebze perakende fiyatlarını temsilen limon, marul ve domates perakende fiyatları ele alınmıştır. Sonuç olarak, Limon piyasasında VAR model Adana'nın lider market durumunda olduğunu, diğer illerdeki limon fiyatlarının ise lider pazar olan Adana fiyatlarına bağlı olarak hareket ettiğini ortaya koymuştur. Adananın limon pazarındaki lider konumu, bu pazarda entegrasyon düzeyinin Ravallion'un dinamik analiz yaklaşımı ile test edilmesine izin vermiş, analiz sonucu ise il pazarları arasındaki entegrasyon ilişkisinin uzun dönemli denge olduğunu ortaya koymuştur. Marul piyasasında VAR model her bir ildeki perakende fiyatların diğer illerin fiyatlarından önemli ölçüde bağımsız davrandığını ortaya koymuştur. Domates fiyatlarında Antalya'nın diğer iller üzerinde kısmen etkisi olduğu gözlenmekte ise de, Adana ve Mersin'in de belirgin etki alanları olduğu saptanmıştır. Antalya'nın domates pazarındaki liderlik düzeyi, bu pazarda entegrasyon derecesinin dinamik analizi için yeterli olmamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** VAR model, Pazar Entegrasyon Testi, Yaş Meyve Sebze, Perakende Fiyatlar, Akdeniz Bölgesi

## ABSTRACT:

Spatial price differentials for selected fresh fruits and vegetables, among six cities of Turkey, namely, Adana, Mersin, Antalya, important production centers, and İstanbul, Ankara and İzmir, main consumption centers, were investigated. The relations among retail prices of different cities were analyzed using Vector Auto Regression (VAR) models for each product. The existence or not, and the level of integration -in the affirmative case- among city markets regarding each product were tried to be analyzed using Ravallion's dynamic analysis method of the market integration. Monthly data used are the retailer price series from 1994 to 2004, obtained from DIE for each of the cities. Retail prices of lemons, lettuce and tomatoes are considered as representative of fresh fruits and vegetables market. Results of the VAR model for lemons market revealed that Adana was the leader market, and that the prices of the other cities were dependent on those of the leader. The highlighted leader position of Adana in this market permitted the dynamic analysis method of market integration suggested by Ravallion to be applied in the lemons market. As the result, long-run market integration with Adana for three out of five local markets was detected. In the lettuce market, on the other hand, the VAR model suggested the retail prices in each city to behave fairly independently from each other. Regarding tomato prices, even though virtual influence of Antalya on other cities was identified examining the impulse response functions (IRF) and the variance decomposition obtained from the VAR model, Adana and Mersin were also observed to have their respective regions of impact. The level of leadership assigned to Antalya in tomatoes market was not highlighted enough for dynamic analysis of integration.

**Keywords:** Var model, Market Integration, Fruit and vegetables, Retail Price, Region of Mediterranean

## 1. Giriş:

Büyük bir ekolojik zenginliğe sahip olan Türkiye, insan beslenmesinde önemli yere sahip olan sebze ve meyve yetiştiriciliğinde önemli bir avantaja sahiptir. Ilıman iklim türlerinden tropik iklim türlerine kadar uzanan yazlık ve kışlık çok sayıda meyve ve sebze türü yetiştirilmektedir (Abak ve ark., 2002). Bu çeşitlilik taze tüketime yönelik üretimin gelişmesinde de etkili olmuştur. Halen, Türkiye yılda yaklaşık 22 milyon ton sebze üretimiyle dünyada 5. sırada ve yıllık yaklaşık 11 milyon ton meyve üretimiyle ise dünyada 9. sırada yer almaktadır (İGEME, 2002).

Bununla beraber, söz konusu üretim sektörde yaşanan çeşitli sorunların tehdidi altında bulunmaktadır. Arazilerin miras yoluyla bölünmesi

üretim alanlarını sürekli küçültmekte, bu durum da verimliliği olumsuz yönde etkilemektedir. Yaş meyve sebze üretiminin küçük ve dağınık birimlerde gerçekleştirilmekte oluşu nedeniyle, finansman sıkıntısı içinde olan üreticiler, yeni üretim teknolojilerinden yeterince yararlanamamaktadır. Ayrıca üreticilerin eğitim eksikliği, fiyat ve satış garantisine sahip olmamaları, üretimde kalitenin yükselmesini sınırlamaktadır (DTM, 2002).

Fiyatları serbest pazarlarda teşekkül eden yaş meyve ve sebzelerin çabuk bozulabilir hassas ürünler olması, arz ve talepteki değişmelere bağlı olarak bu ürünlerin fiyatlarında önemli dalgalanmalara yol açmaktadır. Belirli zamanlarda çok sayıda üretici tarafından hasadı yapılan ürünlerin, uygun koşullarda depolanabilme olanaklarının yetersizliği

nedeniyle, aynı dönemde satışa çıkarılması önemli fiyat düşüşlerine, dolayısıyla üreticilerin gelirlerinde büyük kayba neden olmaktadır (Yurdakul ve ark., 2002). Söz konusu kayıpların giderilmesine yönelik çabaların etkinliğini arttırmak açısından, yaş meyve sebze piyasasının analizinin büyük önem taşıdığı açıktır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye yaş meyve ve sebze sektöründe önemli üretici iller olan Adana, Mersin, Antalya ve önemli tüketim merkezleri olan İstanbul, Ankara ve İzmir illerinde bazı yaş meyve ve sebze perakende fiyatları arasındaki ilişkileri incelemek olmuştur. Bu kapsamda, özellikle, söz konusu fiyatlar açısından iller arasında pazar entegrasyonunun mevcut olup olmadığı test edilmiş ve mevcut olması halinde entegrasyonun düzeyi belirlenmeye çalışılmıştır.

## 2. Materyal ve Yöntem

### 2.1 Materyal

Bu çalışmada kullanılan veriler, Devlet İstatistik Enstitüsü'nden sağlanan 1994-2004 dönemine ait Adana, Mersin, Antalya, İzmir, Ankara ve İstanbul meyve sebze perakende fiyat serilerinden oluşmaktadır. Yaş meyve sebze perakende fiyatlarını temsilen limon, marul ve domates perakende fiyatları ele alınmıştır.

İncelenen illerde limon, domates ve marul üretiminin Türkiye toplam üretimleri içindeki payları Çizelge 1'de verilmiştir.

Çizelge 1. Domates, Limon ve Marul üretiminin Türkiye Toplam Üretimleri İçindeki Payları (%)

	Adana	Antalya	Mersin	İzmir	Ankara	İstanbul
Domates	0,55	16,95	5,68	6,11	1,89	0,38
Limon	20,91	8,27	61,56	2,55	-	-
Marul	6,99	1,69	14,23	9,77	12,62	0,66

Kaynak: DİE, 2001.

### 2.2 Yöntem

Akdeniz bölgesi ve başlıca tüketim merkezlerinde yaş meyve ve sebze perakende fiyatları arasındaki ilişkileri analiz etmek için VAR (Vektör Oto Regresyon) modelleri kullanılmıştır. Piyasa etkinliğinin koşullarından olan, fiyat geçişkenliği ve pazar entegrasyonunun düzeyi ise Fiyat İlişkilerinin Dinamik Analizi yöntemi (Ravallion, 1986) ile saptanmıştır.

TÜFE genel gıda indeksi baz alınarak limon, marul ve domates fiyat serileri bugünkü değerlerine çevrilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler, logaritmik olarak ifade edilmiştir. Modelleme çalışmasına başlamadan önce, birim kök testi ile serilerin durağan olup olmadıkları incelenmiştir.

#### 2.2.1. VAR Modeli

Ele alınan üretim ve tüketim merkezlerine ait perakende meyve sebze fiyatlarının, dolayısıyla

yerel pazarların arasındaki ilişkileri analiz etmek, herhangi bir piyasanın fiyatlarında meydana gelecek değişmelerin, diğer piyasalardaki fiyatlara yapacağı etkinin zamana yayılımını ortaya koyabilmek için VAR modelden yararlanılmıştır.

Eşanlı denklem sistemlerinin özel bir hali olan VAR, yapısal ekonometrik modellerde içsel ve dışsal değişkenlerin seçiminin öznel kararlara konu olması sorununu aşmak amacıyla Sims (1980) tarafından geliştirilmiştir. Yöntem teoriye uymadığı yönünde eleştiriler almışsa da (Cooley ve LeRoy, 1985; Darnell ve Evans, 1990), model kuruluşunun basit ve objektif olması, oluşturulan modelin en küçük kareler yöntemi ile kolayca tahmin edilmesi ve VAR ile tahmin edilen modelin yapısal eşanlı modellerden daha iyi öngöründe bulunması gibi nedenlerle, ekonomik analiz çalışmalarında yaygın olarak kullanılmaktadır (Greene, 1993; Enders, 1995; Darnell ve Evans, 1990).

VAR modelinin genel ifadesi Denlem (1)'de verilmiştir:

$$y_t = \mu + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

VAR Modelindeki denklemlerin bireysel ifadeleri ise, Denklemler 2'da sunulmuştur.

$$y_{mt} = \mu_m + \sum_{j=1}^p (\beta_j)_{m1} y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p (\beta_j)_{m2} y_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p (\beta_j)_{mM} y_{M,t-j} + \epsilon_{mt} \quad (2)$$

Denklemler (1) ve Denklemler (2)'de  $M$  içsel değişkenlerin ( $y_t$ ) sayısını,  $p$  bu değişkenlere ait gecikmeli değerlerin sayısını,  $\beta$  ise tahmin edilecek parametreleri temsil etmektedir.

VAR model aracılığı ile hesaplanan etki-tepki fonksiyonları (impulse-response function) (IRF), sistemdeki bağımlı değişkenlerin, denklemlerin hata terimlerinde meydana gelen şoklara tepkisini ölçmek olarak sağlamaktadır. IRF, içsel değişkenlerden herbirinin, diğer içsel değişkenlerdeki şok değişmelere zaman içinde nasıl bir duyarlılık göstereceğini ortaya koymaktadır. Burada, şok değişme, hata terimlerinde 1 standart sapmalılık değişmeyi ifade etmektedir.

#### 2.2.2. Pazarların Entegrasyonu ve Fiyat İlişkilerinin Dinamik Analizi

##### Pazarların Entegrasyonu

Belirli varsayımlar altında pazarlar arasında rekabetçi denge ve etkinliğin sağlanabileceği tezi, bir ekonomide aralarında sabit nakliye masrafları üzerinden ticaretin olduğu bölgeler için de geçerlidir (Takayama ve Judge, 1964). Böylesi bir dengenin kurulabilmesi halinde, eğer iki bölge arasında ticaret yapılmakta ise, malı satın alan bölgedeki fiyat, satıcı bölgedeki fiyat ile iki bölge arasındaki ulaşım maliyetinin toplamına eşit olacaktır. İşte bu eşitliğin sağlanması durumunda bölgesel pazarların entegrasyonundan söz edilir.

Pazar entegrasyonu rekabetçi denge ve etkinliğin yeterli koşulu olmamakla beraber, bölgesel pazarlar arasındaki entegrasyon düzeyinin belirlenmesi belirli pazarların işleyiş mekanizmasını anlamada temel verileri ortaya koyması açısından büyük ilgi uyandırmaktadır. Nitekim, pazar entegrasyonunun düzeyini belirlemeye yönelik çalışmalar, statik fiyat korelasyonlarından, durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin ortaya konulmasını sağlayan koentegrasyon analizine uzanan, çok sayıda ve sürekli gelişen yöntemler dizisini ortaya koymuştur. Son zamanlarda bölgesel tarımsal pazar entegrasyon düzeyini belirlemede çok sık başvurulmuş koentegrasyon analizi yöntemi, verilerin birim kök içermesini gerektirdiğinden, durağan seriler söz konusu olduğunda farklı yöntemlere başvurulmaktadır. Bunlar arasında en çok kullanılanları, statik regresyon analizi, dinamik analiz, VAR modellerin sunduğu etki tepki fonksiyonları ve varyans dekompozisyonu ve nihayet, Granger nedensellik testleri sayılabilir.

Sayılan bu yöntemler arasında, dinamik regresyon analizi, gerek statik modellerin ortaya koyduğu bazı sakıncaları gidermesi, gerekse Ravallion (1986)'un geliştirdiği bir mekanizma ile pazar entegrasyonunun var olup olmadığını ve düzeyini test etme olanağı sağlaması açısından literatürde geniş uygulama alanı bulmuştur. Ele alınan fiyat serilerinin durağan olduğunun belirlendiği bu çalışmada da, belirtilen nedenlerle, Bölgesel Fiyat İlişkilerinin Dinamik Analizi ve bu bağlamda Ravallion'un modeli yöntem olarak benimsenmiştir. Ayrıca, gerek, farklı dinamik modellerin oluşturulmasından önce bölgeler arası fiyat ilişkilerinin genel analizini yapabilmek amacıyla, gerekse pazarlar arasındaki ilişki modelinin Ravallion'un mekanizmasına uymadığı durumlar için, VAR modeller ve sağladıkları Etki Tepki Fonksiyonları ve Varyans Dekompozisyonlarından yararlanılmıştır.

Kullanılan dinamik analiz yöntemi aşağıda açıklanmaya çalışılmıştır.

#### **Fiyat İlişkilerinin Dinamik Analizi**

Yukarıda tarif edilen bölgeler arası Pazar entegrasyonunun ekonometrik olarak modellenmesi, statik olarak aşağıdaki eşitlik yardımıyla yapılabilir.

$$P_{1,t} = P_{2,t} \beta_1 T_t \beta_2 R_t \beta_3 \quad (3)$$

$P_{1,t}$ , bölgeler arası homojen malların fiyatları,  $T_t$  muamele (ulaşım, indirme, bindirme, işleme ve garanti) maliyeti ve  $R_t$  iki bölge arası fiyatı etkileyebilecek diğer gözlenemeyen değişkenleri göstermektedir.  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  ve  $\beta_4$  ise tahmin edilecek olan parametreleri göstermektedir.

Pazarların entegrasyonu  $\beta_1=\beta_2=\beta_3=1$  ve  $\beta_4=0$  olmasını gerektirir. Denklem 3'de  $T_t$  ve  $R_t$ 'yi

gözlenemeyen değerler olarak göz ardı edersek, denklemi logaritmik olarak,

$$\ln P_{1,t} = \beta_1 \ln P_{2,t} \quad (4)$$

Pazarlar arasında entegrasyonun eksik olması, diğer bir anlatımla iki bölge fiyatı arasındaki farkın muamele maliyetinden yüksek olmasında; pazarlar arası bilgi akışının eksik olması, farklı yerlerdeki ürünlerin birbirleri yerine ikame edilememesi, ticari engellerin olması, bölgeler arasında arbitrajlar yoluyla bağlantı olmaması, arbitrajcılar açısından risklerin olması, pazarlar arasında eksik rekabet olması, pazarlar arasındaki mesafe, miktar ve kalite bilgisi eksikliği, pazar büyüklüğü ve ticaret hacmi gibi faktörler etkili olabilir. *Bunun yanı sıra, çeşitli nedenlere bağlı olarak pazar entegrasyonu kısa vadede gerçekleşmeyebilir. Bu nedenlerin en önemlileri aşağıdaki gibi sıralanabilir.*

1. Pazarlarda, ürünlerin taşınması gibi arbitraj olanaklarının olduğu pazarlar arasında farklılaştırılmış fiyatların belirlenmesi ve saptanması için zamana ihtiyaç duyulmaktadır.

2. Bazı ürünler depolanmış veya orta dönemde alış-satış kontratları yapılmış olabilir.

3. Talep ve arz koşullarındaki değişim ve yeni bilgilerin uyarlanması için pazarlarda yeterli zamana ihtiyaç vardır (Sanjuan, 1996).

Yukarıda sıralanan nedenlerle, fiyat ilişkilerinin dinamik analizini pazar entegrasyonunun test edilmesinde sıkça kullanılan yöntemlerden biridir. Pazarlar arası ilişkinin dinamik analize ilk kez uyarlaması Ravallion (1986) tarafından yapılmıştır. Buna göre;

$$P^1_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i P^1_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i P^2_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bölgesel veya yerel pazardaki ürün fiyatı ( $P^1$ ), geçmiş dönemdeki fiyatı ( $P^1_{t-i}$ ) ve lider pazar fiyatlarının ( $P^2_{t-i}$ ) fonksiyonu olarak ifade edilebilir. Tahmin edilen parametrelerle aşağıda belirtilen hipotezler test edilebilir.

**a)** Pazar bölümlenme:  $\beta_i=0$  ise lider pazardaki fiyatlar, pazar fiyatını etkilemez.

**b)** Kısa dönemde entegrasyon:  $\beta_0=1$  ve  $\beta_i = \gamma_i = 0$  ise,  $P_1$  yerel pazarı  $P_2$  lider pazarı ile bir dönem içinde entegredir denilebilir. Kısa dönemde entegrasyon kısıtı aşağıdaki şekildedir.

$$\sum_{i=1}^n \beta_i + \gamma_i = 0$$

Bu kısıtlamanın sağlanması durumunda pazarlar arasındaki kısa dönem entegrasyonu zayıf formda kabul edilmektedir.

**c)** Uzun dönemde entegrasyon: Uzun dönem dengesinde pazar fiyatları zaman içinde sabittir.

$$\sum_{i=1}^n \gamma_i + \sum_{i=0}^n \beta_i = 1$$

Yukardaki kısıt kabul edilirse uzun dönemde fiyatlar arasında dengenin var olduğunu gösterir. Kısa dönemde entegrasyon uzun döneme göre daha

kısıtlayıcıdır. Yani, kısa dönemde iki pazar arasında entegrasyon varsa uzun dönemde de vardır. Ancak bunun tersi geçerli olmayabilir. Pazarların uzun dönemli entegrasyonunda bölgelerdeki farklı fiyatlar uzun dönemde denge paritesini sağlar. Ancak kısa dönem dengeden sapmalar ve düzensizlikler mümkündür. Uzun dönemde ise, arbitraj faaliyetleri denge paritesini sağlayıcı etki yapacak olan ekonomik güçlerdir.

### 3. Bulgular ve Tartışmalar

Çizelge 2’de limon, domates ve marul perakende fiyatlarının ADF Birim Kök Durağanlık testi sonuçları verilmiştir. %1 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırıldığında incelenen fiyat serilerinin durağan I(0) olduğu belirlenmiştir. ADF testi 1 gecikmeli olarak uygulanmıştır.

Çizelge 2. Limon, Domates ve Marul Perakende Fiyatları için ADF Birim Kök Durağanlık Testi Sonuçları

	Adana	Antalya	Mersin	Ankara	İstanbul	İzmir
Limon	-	-	-	-	-	-
Domates	5.65	5.38	4.45	3.83	4.15	4.33
Marul	5.76	5.62	5.11	5.22	5.78	5.58
	6.64	6.63	5.83	6.14	6.44	5.29

MacKinnon Kritik Değeri (%1): -3,48

Çizelgeden izlenebileceği gibi, ADF testi sonucunda, ele alınan serilerin orijinal haliyle durağan olduğu belirlenmiştir. Bu bulgu, pazarlar arasında fiyat ilişkilerinin analizinde kullanılan VAR modellerin değişkenlerin farklarını almaksızın

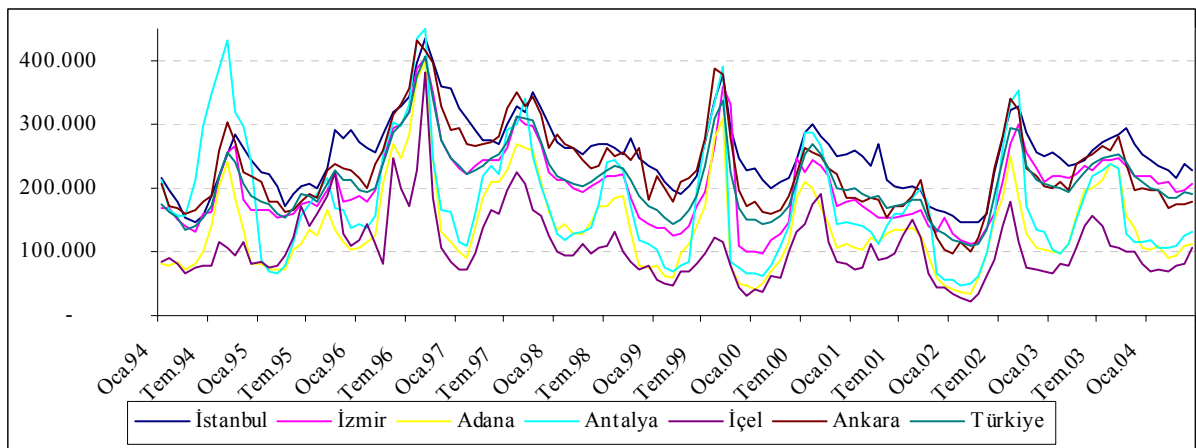
oluşturulabileceği anlamına gelmektedir. Seriler entegre olmadıkları için pazar entegrasyonunu koentegrasyon analizi ile test etme olanağı bulunmamaktadır. Dolayısıyla, çalışmada pazar entegrasyonu, uygun dinamik model üzerinde Ravallion (1986)’un hipotezleri ile test edilmiştir.

### 3.1. Limon Fiyatlarının Analizi:

Şekil 1’de perakende aylık limon reel fiyatları verilmiştir. Eylül ayından Şubat ayına kadar olan dönem limon ihracatının yapıldığı dönemlerdir (AKİB, 2000). Genel olarak Eylül ayında perakende fiyatlara en yüksek düzeyde bulunmaktadır. Kış aylarında fiyatlar düşmekte bahar aylarında ise tekrar yükselme seyri izlemektedirler. Akdeniz Bölgesi özellikle limon üretiminde önemli bir bölgedir. Türkiye toplam limon üretiminin %62’si Mersin ilinde, %21’i Adana ilinde ve %8’i Antalya’da üretilmektedir (Çizelge 1).

Çizelge 3’de üretici ve tüketici bölgeler arasındaki limon perakende fiyatları için VAR model tahmin edilmiştir. Modelde içsel değişkenler olarak, illerin perakende fiyatları ve dışsal değişken olarakta, kukla değişkenler ve sabit terim alınmıştır. Aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken kullanılmıştır. Bu model seçilirken; AIC(Akaike Information Criteria) ve SC(Schwarz Criteria) değerlerin küçük olmasına dikkat edilmiştir. Çeşitli denemeler sonucunda iki gecikmeli VAR modelin veri setine en uygun seçeneği oluşturduğu belirlenmiştir. Bir ve iki gecikmeli Adana limon perakende fiyatlarının, İstanbul, İzmir ve Ankara limon perakende fiyatlarında etkisi olduğu belirlenmiştir.

Şekil 1. Limon Aylık Reel Fiyatları TL/kg (1994-2004)



Çizelge 3. Limon Perakende Fiyatları için VAR model tahmini

	Adana	Antalya	Mersin	Ankara	İstanbul	İzmir
C	-0.127735 (-0.13617)	1.067842 (1.04075)	0.063929 (0.05851)	0.617586 (1.23741)	0.893179* (2.49918)	0.879896*** (1.73892)
Adana (-1)	0.838486* (5.32039)	0.040687 (0.23603)	0.356053*** (1.93981)	0.211010*** (2.51649)	0.132957** (2.21434)	0.394535* (4.64097)
Adana (-2)	-0.268844* (-1.63751)	-0.206686 (-1.15096)	-0.280370 (-1.46626)	-0.212248* (-2.42979)	-0.143116** (-2.28801)	-0.294742* (-3.32812)
Antalya (-1)	0.083970 (0.72053)	0.761983* (5.97781)	0.068673 (0.50595)	0.080587 (1.29969)	-0.006505 (-0.14651)	0.018454 (0.29356)
Antalya (-2)	-0.063920 (-0.56373)	-0.068570 (-0.55289)	-0.057396 (-0.43463)	-0.080024 (-1.32647)	-0.025472 (-0.58963)	0.004534 (0.07413)
Mersin (-1)	0.048935 (0.52730)	0.095963 (0.94539)	0.598182* (5.53440)	0.039060 (0.79108)	0.012486 (0.35315)	-0.094972*** (-1.89720)
Mersin (-2)	0.033241 (0.35844)	0.040888 (0.40309)	0.102124 (0.94551)	-0.040892 (-0.82876)	-0.015954 (-0.45154)	0.085383*** (1.70681)
Ankara (-1)	0.286687 (1.33083)	0.376118 (1.59627)	-0.107466 (-0.42833)	0.746012* (6.50885)	0.282409* (3.44097)	0.090936 (0.78258)
Ankara (-2)	-0.070674 (-0.31398)	-0.079858 (-0.32436)	0.055256 (0.21078)	0.147566 (1.23218)	-0.105529 (-1.23056)	-0.078856 (-0.64946)
İstanbul (-1)	0.077969 (0.24713)	0.008507 (0.02465)	0.514153 (1.39926)	0.124403 (0.74111)	0.756252* (6.29161)	0.336973** (1.98006)
İstanbul (-2)	-0.062419 (-0.20872)	-0.227108 (-0.69429)	-0.283743 (-0.81463)	-0.169388 (-1.06455)	-0.058718 (-0.51534)	-0.271341*** (-1.68201)
İzmir (-1)	0.121911 (0.64138)	0.277570 (1.33510)	0.138436 (0.62534)	-0.071364 (-0.70566)	0.082356 (1.13725)	0.673627* (6.57002)
İzmir (-2)	-0.041783 (-0.24238)	-0.157269 (-0.83406)	-0.145528 (-0.72482)	0.142332 (1.55180)	-0.012858 (-0.19577)	0.034725 (0.37343)
R <sup>2</sup>	0.889792	0.879988	0.836918	0.905735	0.922768	0.909488
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.864444	0.852385	0.799409	0.884054	0.905005	0.888670
Log Likelihood		635.3322				
Akaike AIC		-7.924713				
Schwarz SC		-4.649547				

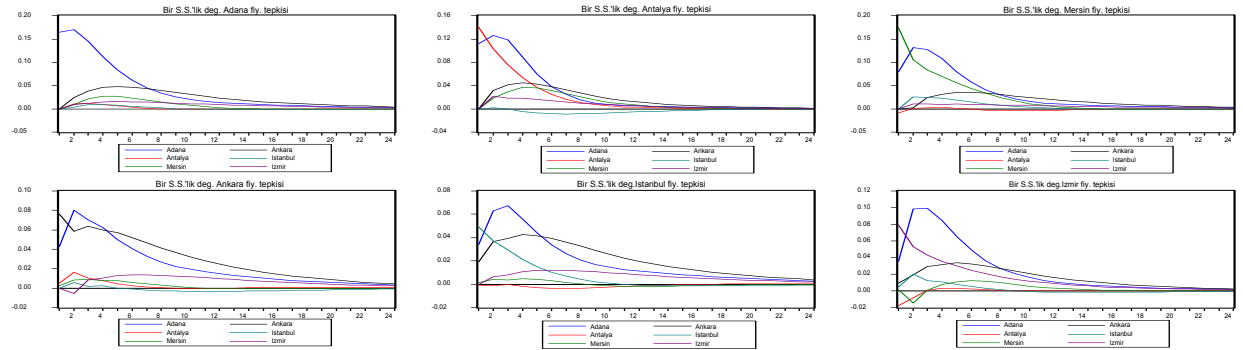
\*%1 önem düzeyinde anlamlı, \*\* %5 önem düzeyinde anlamlı, \*\*\* %10 düzeyinde anlamlı. <sup>a</sup> parantez içinde belirtilen değerler t istatistikleridir.

Not: Tabloda aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken gösterilmektedir. T testi sonuçları anlamlıdır.

Var modellerden elde edilen etki-tepki (impulse-response) fonksiyonlarına göre, çeşitli illerdeki limon fiyatlarında bir standart sapmalı değişime, farklı illerdeki tepki Şekil 1'de görülmektedir. Grafikler bir bütün olarak değerlendirildiğinde, her ildeki fiyatın, kendi fiyatındaki şok değişimlerin yanı sıra, en çok Adana'daki şok fiyat değişimlerinden etkilenmekte olduğu fade edilebilir. Buradan Adana'nın ele alınan limon pazarları arasında lider konumda olduğu anlaşılmaktadır. Bir başka ifade ile, Adana ili perakende limon fiyatlarındaki her hangi bir şok değişim diğer illerdeki limon fiyatları üzerinde önemli ve uzun süreli etkiler yaratırken, diğer illerin limon fiyatlarında meydana gelecek bir şok değişimin

Adana ilindeki limon fiyatlarına etkisi sınırlı ölçekte ve kalıcılıkta olmaktadır. Örneğin, ilk grafikte (sol üst köşe) diğer illerin fiyatlarındaki bir standart sapmalı değişim karşısında Adana fiyatlarının 12 ay gibi bir sürede eski haline döndüğü görülmektedir. Oysa, sağ üst köşede, benzer bir durumda Ankara'daki limon fiyatlarının eski haline dönmesi için 20 aya yakın zaman geçtiği anlaşılmaktadır. Adana'nın belirgin liderliği dışında, Ankara'daki fiyat değişiminin İstanbul üzerindeki etkisi önemli ve uzun süre kalıcı görünmektedir. İzmir-Antalya ve Mersin'deki şok fiyat değişimlerinin her bir ildeki fiyatlar üzerinde kısmen etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 1. Limon Perakende Fiyatlarındaki Şokların İllere göre Etkileri



Adana'nın limon pazarındaki bu etkileyici konumu, aynı zamanda, bu bölgesel pazar fiyatları aracılığı ile ele alınan tüm illerin limon pazarları arasında belirli düzeyde entegrasyonun varlığını işaret etmektedir. Nitekim, Ravallion'un pazar

entegrasyonun düzeyini belirlemede kullandığı dinamik model de böylesi bir lider pazarın varlığını gerekli kılmaktadır. VAR modelin ortaya koyduğu sonuçlar, yöntem bölümünde belirtilen lider pazarın Adana olabileceği yönünde ip uçları ortaya

koyduğundan, çalışmada bu varsayıma dayalı olarak Ravallion'un ortaya atmış olduğu bölgesel pazar entegrasyonu hipotezleri test edilmiştir. Bu amaçla, öncelikle, Adana ili fiyatları için kendi ve diğer illerdeki geçmiş dönem limon fiyatlarına bağlı, otoregresif bir regresyon modeli oluşturulmuştur. Daha sonra, Adana ili limon fiyat serisi bu model yardımı ile yeniden hesaplanmış ve diğer illere ait

fiyat serilerinin modellenmesinde kullanılmıştır. Buna göre, diğer illere ait her bir modelde bağımsız değişkenler, ile ait fiyat serisinin uygun sayıdaki gecikmeli değerleri ile, Adana için hesaplanan fiyat serisine ait bugünkü ve gecikmeli değerlerden oluşmaktadır. Adana serisi için tahmin edilen değerlerin kullanılma nedeni, illere ait regresyon modellerindeki eş anlılığı gidermek olmuştur.

Çizelge 4. Türkiye'de Bölgesel Yaş Meyve Sebze Pazarlarının Entegrasyonuna İlişkin Testler

Hipotezler	Antalya	Mersin	İstanbul	Ankara	İzmir
Pazar segmentasyonu	37,39(2, 105)	8,59(5, 96)	15,98(3, 102)	20,19(3, 102)	26,52(3, 102)
Kısa Dönem Entegrasyonu	66,93(3, 105)	23,94(9, 96)	563,85(5, 102)	256,16(5, 102)	211,21(5, 102)
Uzun Dön. Ent. Empoze edildikten sonra					
Kısa Dön. Ent.	52,34(3, 109)	12,91(8, 102)	-	150,04(4, 108)	-
Kısa Dönem Entegrasyon (zayıf versiyon)	76,23(2, 105)	77,10(2,96)	1033,62(2,102)	487,09(2,102)	451,66(2, 102)
Uzun Dönem Entegrasyon	4,96*(1, 105)	2,22***(1, 96)	12,34(1,102)	5,06*(1, 102)	12,49(1,102)
Bölgesel mevsimsel dalgalanma yok	5,66(11, 105)	1,63***(11,96)	0,87***(11,102)	1,69***(11,102)	2,64(11, 102)
Modeldeki gecikme sayısı	1	4	2	2	2

Kısıtsız regresyon modeli, 6 nolu eşitliğin her bir il için hesaplanması ile elde edilmiştir. Çizelgede her bir hipotez testine ait F testi değerleri verilmektedir. \* (%1 önem düzeyinde), \*\* (%5 önem düzeyinde) ve \*\*\* (%10 önem düzeyinde) işareti taşıyanlar dışında tüm kısıtlamalar reddedilmiştir.

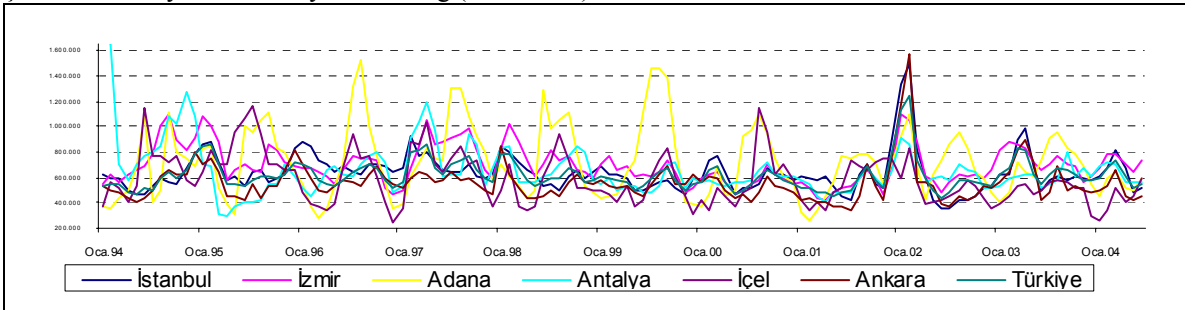
<sup>a</sup> parantez içinde belirtilen değerler, ilgili F testlerine ait serbestlik derecelerini göstermektedir.

Elde edilen nihai modellere, yöntem bölümünde açıklanan Pazar entegrasyon hipotezleri empoze edilmiştir. Hipotezlere ait kısıtlamalar altında elde edilen F testi sonuçları Çizelge 4'de verilmiştir. Buna göre, pazar segmentasyonu, yani illerdeki limon fiyatlarının Lider Pazar olan Adana fiyatlarından bağımsız hareket ettiği hipotezi, beklenildiği üzere, her bir ilde reddedilmiştir. Bununla beraber, kısa dönemde Pazar entegrasyonu hipotezi de, ne katı ne de daha esnek versiyonu ile hiç bir ilde kabul görmemiştir. Ancak, pazarlar arasında uzun dönemli bir entegrasyon olduğu hipotezi, ele alınan beş ilin üçü için (sırası ile Mersin, Antalya, Ankara) doğrulanmıştır. Mevsimsel fiyat dalgalanmalarını gidermek amacıyla modele ilave edilen ve ayları temsil eden 11 kukla değişkenin toplu olarak önemli olup olmadığına ait test sonuçları, Mersin, İstanbul ve Ankara'da kukla değişkenlerin aylara bağlı fiyat dalgalanmalarının modelde kullanımını onaylamaktadır. Antalya ve İzmir'de bu değişkenlerin toplu olarak anlamlılığı kabul görmese Şekil 3. Reel Aylık Marul Fiyatları TL/kg (1994-2004)

de, bu durumun bağımsız değişkenler arasındaki yüksek korelasyon ihtimalinden (multi collinearity) doğabileceği ifade edilerek, değişken sayısının azaltılması önerilmemektedir (Ravallion, 1996).

### 3.2. Marul Fiyatlarının Analizi

Şekil 3'te üretici ve tüketici bölgelerdeki aylık reel perakende marul fiyatları verilmiştir. Perakende marul fiyatları yaz aylarında artarken, üretimin yoğun olduğu kış ve bahar mevsimlerinde düşmektedir. 2002 yılı başlarında Çukurova bölgesinde Aralık ve Ocak aylarında m<sup>2</sup> ye 671,8 kg yağış düşmüştür. Bu iki ay yağın toplam yağmur yıllık ortalama yağıştan (620,6) daha fazla olmuştur (KHGM, 2003). Bunun sonucu olarak, marul fiyatları taban yapacağı bir dönemde tavan yapmıştır. Türkiye toplam marul üretiminin %21'inin gerçekleştiği Adana ve Mersin'deki perakende fiyatlar incelenen diğer illere göre daha düşüktür. Fakat yaz aylarında tam tersi bir durum yaşanmaktadır. Bunun nedeni, yaz aylarında aşırı sıcak nedeniyle bu illerde üretim yapılamayışı ve aynı zamanda mevsimsel tüketim alışkanlığıdır.



Çizelge 5'de marul perakende fiyatları için tahmin edilen VAR model verilmiştir. Modelde içsel değişkenler olarak, illerin perakende fiyatları, dışsal değişken olarak ise, kukla değişkenler ve sabit terim alınmıştır. Modelde, aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken kullanılmıştır. Bir gecikmeli

VAR modelinin marul perakende fiyatları arasındaki ilişkiyi en iyi açıklayan model olduğu tespit edilmiştir.

VAR modelden elde edilen etki-tepki (impulse-response) fonksiyonlarına göre, çeşitli illerdeki marul fiyatlarında bir standart sapmalı



değişime, farklı illerdeki tepki Şekil 4'de görülmektedir.

Grafikler bir bütün olarak değerlendirildiğinde, her ildeki fiyat, en çok kendi fiyatındaki şok değişimlerden etkilenmektedir. Genel olarak her bir ildeki marul perakende fiyatları diğer illerin fiyatlarından çok az etkilenip, birbirlerinden bağımsız hareket etmektedir. Marul fiyatlarında da Adana'nın diğer iller üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Ancak bu etkinin düzeyi

düşüktür. Herhangi bir ilde bir standart sapmalı fiyat şokunun ardından marul fiyatlarının eski haline dönmesi için Adana, Antalya, Mersin ve İstanbul'da yaklaşık 12-14 ay; Ankara ve İzmir'de ise 14-18 ay zaman geçtiği anlaşılmaktadır. Ravallion'un pazar entegrasyonun düzeyini belirlemede kullandığı dinamik model lider bir pazar varlığını gerekli kılmaktadır. Ancak bu marul piyasası için tespit edilememiştir.

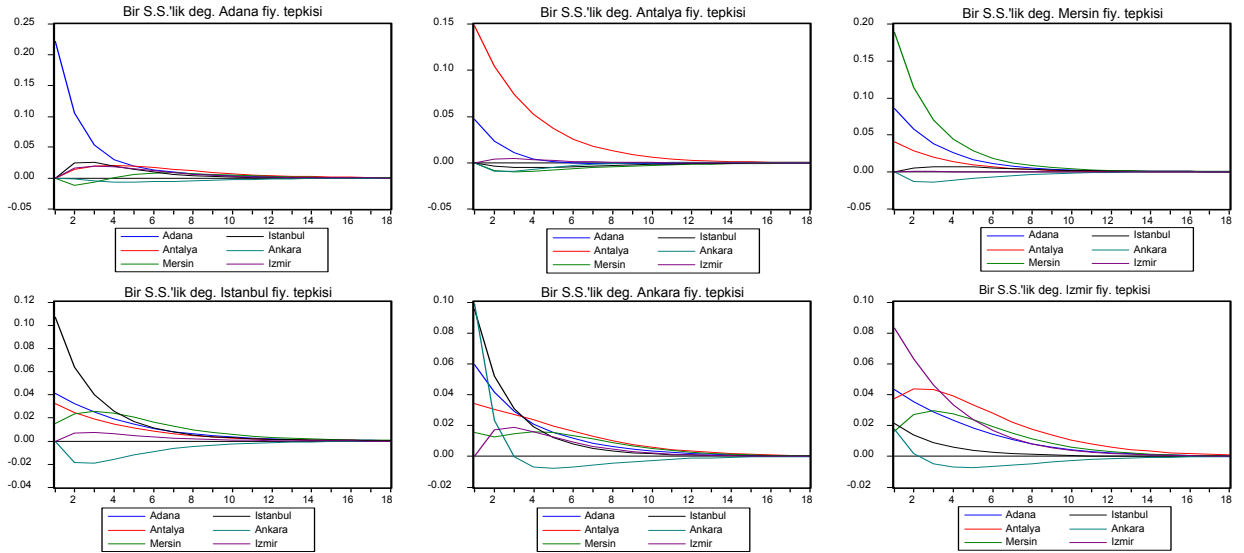
Çizelge 5. Marul Perakende Fiyatları için VAR model tahmini

	Adana	Antalya	Mersin	İstanbul	Ankara	İzmir
C	3.194628*	4.672832*	3.875607**	3.654493*	3.218797*	1.719509***
	(1.68179) <sup>a</sup>	(3.53255)	(2.15346)	(3.55427)	(2.43624)	(1.89519)
LADA(-1)	0.436686*	-0.021087	0.029291	0.013524	0.030759	-0.023007
	(4.30830)	(-0.29875)	(0.30501)	(0.24650)	(0.43629)	(-0.47522)
LANT(-1)	0.034000	0.721221*	0.019115	0.004233	0.046157	0.093283**
	(0.36712)	(11.1829)	(0.21785)	(0.08445)	(0.71655)	(2.10877)
LMER(-1)	-0.094795	-0.046453	0.601494*	0.072779	0.011457	0.080851***
	(-0.99805)	(-0.70232)	(6.68416)	(1.41562)	(0.17342)	(1.78219)
LIST(-1)	0.228852	0.048325	0.157445	0.757551*	0.264957**	0.080527
	(1.06905)	(0.32417)	(0.77628)	(6.53774)	(1.77948)	(0.78756)
LANK(-1)	-0.042039	-0.105657	-0.129650	-0.199734**	0.200781	-0.116233
	(-0.20920)	(-0.75504)	(-0.68098)	(-1.83630)	(1.43654)	(-1.21101)
LIZM(-1)	0.186811	0.049293	0.009857	0.084333	0.204875***	0.756758*
	(1.15190)	(0.43647)	(0.06415)	(0.96068)	(1.81625)	(9.76937)
R <sup>2</sup>	0.665784	0.635949	0.588785	0.690256	0.514189	0.739149
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.612684	0.578109	0.523452	0.641044	0.437004	0.697705
Log Likelihood		450.2561				
Akaike AIC		-5.476097				
Schwarz SC		-3.032434				

\* %1 önem düzeyinde anlamlı, \*\* %5 önem düzeyinde anlamlı, \*\*\* %10 düzeyinde anlamlı. <sup>a</sup> parantez içinde belirtilen değerler t istatistikleridir.

Not: Tabloda aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken gösterilmemiştir. T testi sonuçları anlamlıdır.

Şekil 4. Marul Perakende Fiyatlarındaki Şokların İllere göre Etkileri



### 3.3. Domates Fiyatlarının Analizi:

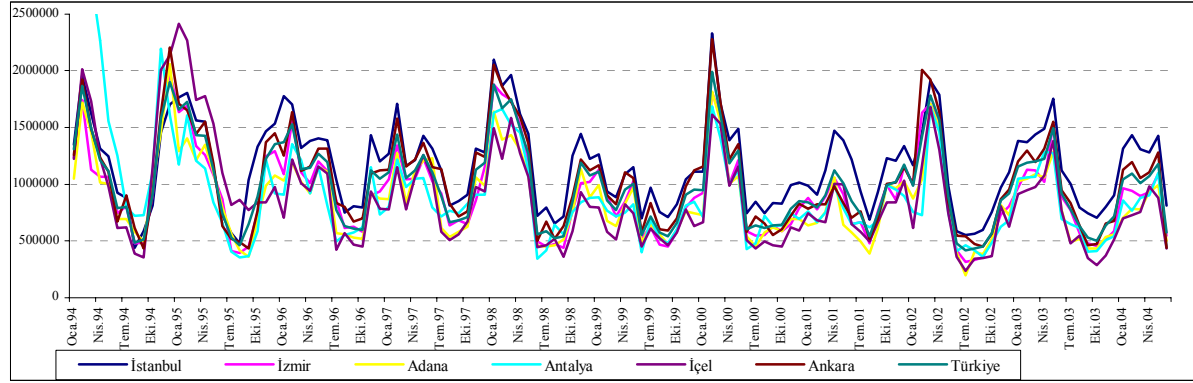
Şekil 5'de illerdeki aylık reel perakende domates fiyatları verilmiştir. Domates perakende fiyatları kış aylarında artarken, üretimin yoğun olduğu yaz aylarında düşmektedir. Domates fiyatlarında üretici ve tüketici bölge fiyatları arasında önemli farklar görülmemektedir.

Çizelge 6'da domates perakende fiyatları için VAR modeli tahmin edilmiştir. Modelde içsel değişkenler olarak, illerin perakende fiyatları ve dışsal değişkenler olarak da kukla değişkenler ve sabit

terim alınmıştır. Modelde, aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken kullanılmıştır. Bir gecikmeli VAR modelin ele alınan illerde domates perakende fiyatları arasındaki ilişkiyi en iyi açıklayan model olduğu tespit edilmiştir. Bu model, illere göre fiyat serilerindeki değişkenliği yüzde 70'ler düzeyinde açıklamaktadır. İller arasındaki fiyat ilişkilerine ait katsayıların önemli kısmı anlamlı bulunmuştur.



Şekil 5. Reel Aylık Domates Fiyatları TL/kg (1994-2004)



Çizelge 6. Domates Perakende Fiyatları için VAR model tahmini

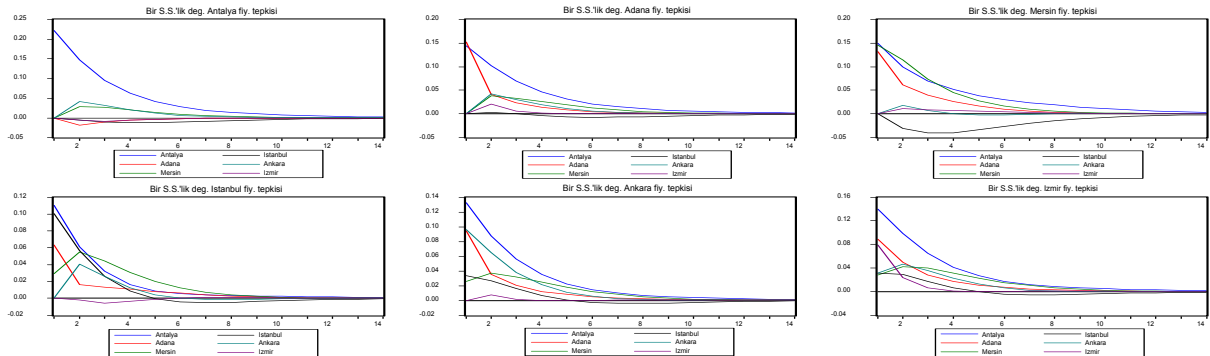
	Antalya	Adana	Mersin	İstanbul	Ankara	İzmir
C	4.979097* (3.46354)	5.401530* (3.97760)	6.684750* (4.19912)	6.364564* (5.96765)	5.317143* (4.25477)	4.029441* (3.27850)
Antalya (-1)	0.688679* (6.96670)	0.161810*** (1.73280)	0.117709 (1.07529)	0.004732 (0.06452)	0.073177 (0.85155)	0.049074 (0.58066)
Adana (-1)	-0.432098** (-2.01034)	-0.192800 (-0.94958)	-0.309393 (-1.29988)	-0.509851* (-3.19740)	-0.330210*** (-1.76729)	-0.242823 (-1.32141)
Mersin (-1)	0.169526 (1.51246)	0.189477*** (1.78952)	0.811221 (6.53567)	0.223258* (2.68484)	0.120972 (1.24154)	0.150417 (1.56965)
İstanbul (-1)	-0.180543 (-0.94511)	-0.176233 (-0.97662)	-0.397525*** (-1.87919)	0.422505* (2.98126)	0.021282 (0.12815)	0.066525 (0.40733)
Ankara (-1)	0.460873** (1.92705)	0.363480 (1.60889)	0.142393 (0.53766)	0.429522* (2.42082)	0.640873* (3.08257)	0.387112*** (1.89326)
İzmir (-1)	-0.076707 (-0.30983)	0.261521 (1.11822)	0.152757 (0.55717)	-0.024307 (-0.13234)	0.096078 (0.44641)	0.299920 (1.41693)
R <sup>2</sup>	0.745515	0.744999	0.731503	0.769613	0.775019	0.795003
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.705083	0.704485	0.688845	0.733010	0.739274	0.762434
Log Likelihood		496.6664				
Akaike AIC		-6.218662				
Schwarz SC		-3.774999				

\* %1 önem düzeyinde anlamlı. \* %5 önem düzeyinde anlamlı \*\*\* %10 düzeyinde anlamlı. <sup>a</sup> parantez içinde belirtilen değerler t istatistikleridir. Not: Tabloda aylık fiyat hareketlerini ifade eden 11 kukla değişken gösterilmemiştir. T testi sonuçları anlamlıdır.

Var modelden elde edilen etki-tepki fonksiyonlarına göre, çeşitli illerdeki domates fiyatlarında bir standart sapmalılık değişime, farklı illerdeki tepki Şekil 6'da görülmektedir. Grafikler bir bütün olarak değerlendirildiğinde, her ildeki fiyatın, kendi fiyatındaki şok değişimlerden ve Antalya ili fiyatlarından etkilendiği ifade edilebilir. Herhangi bir ilin domates fiyatında bir standart sapmalılık şok fiyat değişiminin ardından domates fiyatlarının eski haline dönmesi için, hemen tüm illerde 10-12 aya yakın zaman geçmesi gerekmektedir. Etki tepki fonksiyonlarına ve ilgili varyans ayrışımı bulgularına göre Antalya'nın domates pazarında önemli ölçüde lider rol oynadığı

tespit edilmektedir. Ancak, Antalya bu pazarda liderlik özelliğini Adana ve Mersin ile paylaştığından, Ravallion'un pazar entegrasyonu modeli domates piyasasının bütünü için de oluşturulamamıştır. Yine de, ele alınan iller arasındaki domates pazarında fiyatlar açısından Antalya, Adana ve Mersin gibi üretici pazarlar merkez olmak üzere, önemli bir bütünleşme olduğu ifade edilebilir. İstanbul'da domates fiyatları, Antalya'nın ardından önemli ölçüde Mersin pazarından etkilenirken, Ankara ve İzmir pazarları için, ikinci derecede etkili pazarın Adana olduğu görülmektedir.

Şekil 6. Domates Perakende Fiyatlarındaki Şokların İllere göre Etkileri



#### 4. Sonuçlar:

Fiyatları serbest pazarlarda oluşan yaş meyve ve sebzenin çabuk bozulabilir hassas ürünler olması, arz ve talepteki değişimlere bağlı olarak bu ürünlerin fiyatlarında önemli dalgalanmalara neden olmaktadır. Bu nedenle yaş meyve sebze pazarlarında fiyat hareketlerinin ve bu kapsamda bölgesel fiyatlar arasındaki ilişkilerin incelenmesi önemli bir konudur.

Çalışmada VAR modeli analiz sonucu, herhangi bir ildeki şok limon fiyatı değişiminin ardından fiyatların eski seviyelerine geri dönmesi Adana, Antalya ve Mersin üretici illerinde 18-20 ay sürerken, bu süre, İstanbul, Ankara ve İzmir'de 24 ayı geçmektedir. Ele alınan illerin limon perakende pazarları arasındaki entegrasyon düzeyini belirlemeye yönelik dinamik model analizinin sonuçlarına göre, illerdeki limon fiyatlarının lider pazar olan Adana fiyatlarından bağımsız hareket ettiği hipotezi, her bir ilde reddedilmiştir. Kısa dönemde pazar entegrasyonu hipotezi kabul görmemiştir. Ancak, pazarlar arasında uzun dönemli bir entegrasyon olduğu hipotezi, Mersin, Antalya ve Ankara için doğrulanmıştır. Limon perakende pazarı için elde edilen tüm bu sonuçlar bir arada değerlendirildiğinde, limon pazarlarında, lider konumda bulunan Adana aracılığı ile, uzun süreli denge modeline uygun bir entegrasyon sağlandığı sonucuna varılmıştır.

Bu ürünlere karşılık gelen VAR model sonuçlarına göre, Marul pazarında entegrasyon düzeyinin düşük olduğu ve fiyatların önemli ölçüde bağımsız hareket ettiği; Domates pazarında ise, Antalya pazarı kısmen öne çıkmakla birlikte, liderliğin bu il ile Adana ve Mersin arasında paylaşıldığı anlaşılmıştır. Domateste, Antalya'nın ardından, İstanbul için Mersin, Ankara ve İzmir için ise Adana ikinci derecede etkili pazar görünümündedirler. VAR modellerden elde edilen etki-tepki fonksiyonları incelendiğinde, şok fiyat değişimlerinin etkisinin illere göre, marulda 12-18; domateste ise 12-14 ay içinde atlatıldığı anlaşılmaktadır. Ravallion'un pazar entegrasyonunun düzeyini belirlemede kullandığı dinamik model tek bir lider pazarın varlığını gerektirdiğinden, söz konusu modele dayalı analiz, marul ve domates için uygulanamamıştır.

Üç ürün ve altı il bazında yapılan bu inceleme sonucunda, üretimin belirli il ve bölgelerde yoğunlaştığı ürünlerde pazar entegrasyonu düzeyinin de arttığı görülmektedir. Marul üretim bölgelerinin dağınık ve fazla olmasının, bu üründe fiyatların limona göre daha bağımsız hareket etmesinde etkili olduğu söylenebilir. Limonda ise en önemli üretici ve ihracatçı bölgenin Çukurova olması Adana'nın lider pazar olmasında etkili olmuştur. Lider pazarların üretici il pazarları olması, üretimdeki dalgalanmaların fiyat hareketlerinin oluşumundaki

etkisini ortaya koymaktadır. Talep esnekliği düşük ve çabuk bozulan nitelikteki tarım ürünleri için bu bulgunun beklenen ile uyumlu olduğu ifade edilebilir. Ele alınan limon perakende pazarları arasında uzun dönemde de olsa entegrasyonun sağlanması, söz konusu pazarın performansı hakkında olumlu bir göstergedir. Ancak, kısa dönemde, ayrıca İstanbul ve İzmir için uzun dönemde, entegrasyon hipotezlerinin reddedildiği de dikkate alınmalıdır.

Türkiye tarım ürünleri pazarında entegrasyon eksikliğinden doğan etkinlik kayıplarının belirlenip sayısallaştırılabilmesi için, fiyat ve pazar entegrasyonu analizine yönelik çalışmaların tüm ürünleri kapsayacak şekilde yaygınlaşması ve her bir ürün için yapılacak araştırmaların çok daha ayrıntılı şekilde ele alınması gerekmektedir. Bu araştırmaların sonuçları, tarım ürünlerinde pazarlama performansının artırılmasına yönelik çalışmalar için önemli temel oluşturacaktır.

#### Kaynaklar:

- Abak, K., Erkan, O., Eser, B., Halloran, N., Yanmaz, R., Sarı, N., Ekiz, H. Sebze Tarımında 2000'lerde Üretim Hedefleri, Teknik Kongre 2002.
- AKİB, 2000, Turunçgil Dünyası, Akdeniz İhracatçılar Birliği, İçel, s.23.
- Cooley, T.F., LeRoy, S.F., 1985. Atheoretical macroeconometrics; a critique, Journal of Monetary Economics, 16, 283-308.
- Darnell, A.C., Evans, J.L., 1990. The Limits of Econometrics, USA.
- DİE, 2001. Tarımsal Yapı ve Üretim.
- DTM, 2002. <http://www.foreigntrade.gov.tr>
- Enders, W., 1995. Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc.
- Erkal, S., Şafak A., 1991. Türkiye'de Yaş Meyve ve Sebze Pazarlaması, TOK Dergisi Sayı: 59, Ankara.
- Greene, W.H., 1993. Econometric Analysis, 2nd. Ed., Macmillan Publ.Co., New York.
- İGEME, 2002. Sektör Profilleri, [www.igeme.org.tr](http://www.igeme.org.tr)
- Karahan, 2003. Relaciones Dinamicas y Prediccion de los Precios Regionales del Maiz en Espana. Master Tezi. IAMZ-CIHEAM, Zaragoza, İspanya.
- KHGM, 2003. Köy Hizmetler Tarsus Araştırma Enstitüsü Yıllığı 2002. Genel Yayın No: 206, Rapor Seri No:140. Tarsus
- Ravallion, M., 1986, Testing Market Integration, American Journal of Agricultural Economics, 68, s:102-109.
- Sanjuan, A.I., 1996, Integracion Espacial de los Mercados de Porcino Europeos, Master Tezi, IAMZ, CIHEAM, Zaragoza.
- Sims, C., 1980. Macroeconomics and Reality. Econometrica 48 (Jan. 1980), 1-49.
- Takayama, T., Judge, G.G., 1964. Equilibrium among Spatially Seperated Markets: Reformulation. Econometrica 32: 510-524.
- Yurdakul, O., Emeksiz, F., Şengül, S., Çökmez N., 2002. Tarım Ürünleri İç ve Dış Pazarlaması [www.zmo.org.tr/etkinlikler/5tk02/07.pdf](http://www.zmo.org.tr/etkinlikler/5tk02/07.pdf)