

Küresel İklim Değişikliğinin Üretim Üzerine Etkisi: İstanbul İli Sıcaklık Değişimleri ile Üretim Endeksi İlişkisi

Influence of Global Climate Change on Production: Correlation between the Production Index and Temperature Changes in Istanbul

Cemal ELİTAŞ

Yalova Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
Uluslararası Ticaret ve Finansman
Bölümü, Yalova, Türkiye
cemalelitas@gmail.com

Erol MUZIR

Yalova Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
İktisat Bölümü,
Yalova, Türkiye
erolmuzir@gmail.com

Özet

Bu çalışmanın amacı küresel iklim değişikliğinin üretim endeksi üzerindeki muhtemel etkilerini ortaya koyabilmektir. Bu amaçla, 1986 ve 2008 yılları arasında İstanbul iline ait sıcaklıkların¹ aylık ortalamaları ile üretim endeksinin aylık ortalamalarına ait gözlem değerleri kullanılarak eşbütünleşme, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik analizleri gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, sıcaklık değişimlerinin endeks oynaklığı üzerindeki belirleyiciliğinin tespitine yönelik olarak EGARCH modeli oluşturulmuştur. Elde edilen bulgular doğrultusunda, iklim değişikliğinin önemli bir göstergesi olarak değerlendirilen sıcaklık değişimlerinin üretim endeksi üzerinde % 1 anlamlılık düzeyi için anlamlı ve paralel bir etki meydana getirdiği tespit edilmiştir. Bununla birlikte, üretim endeksinin kendi içsel değişimlerinden daha çok etkilendiği, sıcaklık değişimlerinden kaynaklı etkilerin ise 4,31 % gibi sınırlı bir düzeyde kaldığı anlaşılmıştır. Diğer yandan, 12 aylık hareketli ortalamalar yardımıyla mevsimsellikten arındırılmış sıcaklık ve endeks serileri üzerinde gerçekleştirdiğimiz korelasyon analizi, sıcaklık ve üretim endeksi arasında anlamlı ve pozitif bir ilişkinin var olduğuna ilişkin kanaatimizi güçlendirici kanıtlar sunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Küresel İklim Değişikliği, Üretim Endeksi, İstanbul, Eşbütünleşme, Varyans Ayrıştırma, EGARCH.

Abstract

The purpose of this study is to unveil possible effects of global climate change on production index. To achieve this, cointegration, variance decomposition, and Granger causality analyses have been conducted with the data on monthly average temperatures

¹ İstanbul iline ait günlük sıcaklık verileri Boğaziçi Üniversitesi Kandilli Rasathanesi ve Deprem Araştırma Enstitüsü'nün veri bankasından elde edilmiştir. Bu bağlamda verileri paylaşan anılan kuruma teşekkür ederiz.

in Istanbul and the production index averages for the period from 1986 through 2008. Moreover, an EGARCH model has been established so as to explore the influence of temperature changes over the volatility of production index. In accordance with the findings obtained, temperature shifts that are considered to be an outstanding manifestation of global climate change prove to have a statistically significant parallel effect on the production index, even at 1 % significance level. Additionally, it is seen that the production index is majorly affected by the changes in itself while only a limited fraction (at most 4,37 %) of the index changes is caused by the temperature changes. On the other hand, our correlation analysis based on the deseasonalized index and temperature series through 12-month moving averages provides material evidence that strengthens our previous conclusion of a significant positive relationship between the index and temperatures.

Keywords: *Global Climate Change, Production Index, Istanbul, Cointegration, Variance Decomposition, EGARCH*

1. GİRİŞ

İnsanoğlu yüzyıllar boyunca tüm faaliyetlerini iklim koşullarına uygun şekilde düzenlemiştir. Hava ve iklim, insanların barınak, yiyecek ve enerji üretimi gibi faaliyetlerini doğrudan etkilemiştir (Türkeş 2007, 39).

O halde iklimi tanımlamak gerekirse şu şekilde ifade edilebilir; iklim; hava olaylarının, atmosferik süreçlerin ve iklim elemanlarının değişkenlikleri, uç oluşum ve ortalama değerleri gibi uzun süreli istatistiklerle nitelendirilebilen bir kavramdır (Türkeş, Sümer ve Çetiner 2000, 2).

Çağımızda en çok vurgu yapılan sosyal konulardan birisi küresel iklim değişikliğidir. Bu değişimin ısınma² yönlü mü yoksa soğuma yönlü mü olacağı üzerinde çeşitli tartışmalar devam etmektedir³. Ancak ortak payda bir iklim değişikliğinin yaşanacağı(yaşanmakta)dır. Yakın geçmişte ve günümüzde, öngörülen iklim değişikliğinin kendisini genellikle ekstrem hava olayları ve doğal felaketler şeklinde gösterdiği görülmekte olup, söz konusu bu ekstrem gelişmelerin temelinde atmosferde yaşanan sıcaklık artışının yattığı düşünülmektedir (Agriculture and Manufacturing Magazine, 2014). Bu bağlamda, bu çalışma ile amaçlanan söz konusu iklim değişikliğinin üretim üzerinde nasıl bir etkisinin olacağıdır. Bu amaçla üretim sektörünün Türkiye’de yoğunlukla bulunduğu Marmara Bölgesi’nden İstanbul ili seçilerek ampirik inceleme yapılmaya çalışılmıştır.

Nüfus artışı, üretilen mamul ve hizmetlerin giderek çeşitlenmesi ve üretim miktarının ihtiyaçlar doğrultusunda artması, işletmelerin üretim ihtiyacını karşılamak amacıyla üretim kapasitelerini artırması ve tüm bu işlemlerin yoğun sera gazı etkisi barındırması gibi sebeplerden dolayı (Demireli ve Hepkorucu 2010, 38) küresel iklimin etkilendiğini söylemek mümkündür.

Küresel iklim değişikliği temalı bir çok farklı alanda çalışma olmasına karşın muhasebe-finans literatüründe bu yönlü çok fazla çalışma olmaması bu konu üzerine yoğunlaşmamızı sağlamıştır.

² Kemfert, C. (2004). “Die Ökonomischen Kosten des Klimawandels”, Wochenbericht, Yıl:71, Sayı: 42/2004, ss. 615-622, Berlin, çalışmada 20. Yüzyıl’da sıcaklıkların 0,6 derece arttığını belirtmektedir.

³ Hakim görüş küresel ısınma yönündedir. Ancak bu çalışmanın amacı küresel iklim değişikliğinin ısınma mı yoksa soğuma yönlü mü olduğunu tespit etmek olmadığından diğer görüşe de yer verilmiştir.

Almanya ekonomisine olan maliyetinin 2050 yılına kadar 800 Milyar Avro civarında olabileceği tespitinde bulunmuştur. Çalışma daha çok iklim değişikliğinin hangi sektörleri etkileyebileceği ve ekonomik zararı odaklıdır.

Küresel iklim değişikliğinin ekolojik sistem ve tarımsal çıktılar üzerinde yaratacağı muhtemel olumsuz etkilerin önemine dikkat çeken Trevors'a (2010) göre; 2050 yılına kadar 9,2 milyara ulaşması beklenen dünya nüfusu, tarımsal rekoltenin iklim değişiklikleri neticesinde kritik alt düzeylere yaklaşmasıyla birlikte kıtlık sorununa neden olabilecektir. Rekolte beklenen bu düşüşün temel nedenleri arasında; ortalama sıcaklık değerlerindeki artışlar, yağış miktarındaki azalışlar ve yoğun buharlaşma sorunundan bahsedilmektedir. Brenda v.d. (2008) ise Latin America ülkelerindeki kahve üretimini konu aldıkları çalışmalarında, küresel iklim değişikliğine bağlı olarak tarım faaliyetlerinde gerçekleşeceği öngörülen çıktı yönlü verim azalışının, değişen çevre koşullarına göre uyarlanabilen dinamik üretim teknikleri (gölge yönetimi, vb.) ve politikaları yardımıyla kısmen yavaşlatılabileceğini destekleyen bulgular ortaya konulmuştur.

Ortalama sıcaklık değişimleri ile tarım faaliyetleri arasındaki ilişkiyi irdeleyen ve Amerika Birleşik Devletleri'nin güneydoğu bölgelerini konu alan bir başka çalışmada ise söz konusu etkileşimin ters yönlü olabileceği, başka bir deyişle, tarımsal uygulamaların sıcaklık değişimine yol açabileceği yönünde tespitler ortaya konulmuştur. Bahsi geçen çalışmada, böcek ilaçlarının tarım arazilerinde kullanılmasının ilgili bölgenin yüzey sıcaklığını değiştirebildiğine dair ampirik bulgular ortaya konulmuştur (Jianmin vd., 2007).

Konuya yakın ve tespit edilen temel çalışmalar yukarıdaki şekilde sıralanabilir. Karbon borsası, emisyon muhasebesi, emisyon piyasaları v.b. temelli pek çok çalışma bulmak mümkündür, ancak burada ana araştırma konusundan ayrılmamak adına bu literatüre değinilmemiştir.

3. ARAŞTIRMANIN AMACI VE YÖNTEMİ

Bu çalışmada, ortalama hava sıcaklığında meydana gelen değişimler ile üretim endeksi değişimleri arasındaki olası bir ilişkinin tespiti amacıyla bazı ekonometrik analizler gerçekleştirilmiştir. Sıcaklıklarda meydana gelen yukarı yönlü hareketlerin üretim endeksini olumlu etkilediği yönündeki hipotez test edilmeye çalışılmıştır.

Söz konusu hipotezin test edilmesine yönelik olarak, öncelikle İstanbul iline ait toplam üretim endeksi ve ortalama günlük sıcaklık verilerine ulaşılmıştır. Üretim endeksi verilerinin aylık bazda yayınlanıyor olması sebebiyle günlük sıcaklık değerlerinden hareketle aylık ortalamalar oluşturulmuştur. Ayrıca, üretim endeksi gözlem değerlerinin 1986 yılı başı ve 2008 yılı sonu itibarıyla hesaplanmış olması, aylık ortalama sıcaklık serisinin de aynı zaman dilimi itibarıyla analize dahil edilmesi gerekliliğini doğurmuştur. Sonuç olarak, 276 aylık gözlem değerinden müteşekkil iki zaman serisi ile analizlere başlanmıştır.

Değişkenler arasındaki bağlantının tespiti için eşbütünleşme analizinden, değişkenler arasında oynaklık etkilerinin ortaya konulması amacıyla ise EGARCH volatilité modelinden faydalanılmıştır. Bahsi geçen bu tekniklerin uygulanması öncesinde, oluşturulacak model denklemlerinin ve elde edilecek sonuçların tutarlılık düzeyini öngörebilmek amacıyla; dağılım uygunluğunun tespitinde tanımsal istatistiklere dayalı normal dağılım testleri, değişkenler arasındaki ilişkinin öncül veya

ardıl oluşlarına ilişkin tespit aşamasında Granger Nedensellik ve Çapraz Korelasyon testleri, üretim endeksinin sıcaklık değişimlerinden etkilenme düzeylerini belirleme noktasında varyans ayrıştırma analizi, otokorelasyon olgusunun varlığına yönelik tespitlerde ise ARCH-LM testi uygulanmıştır.

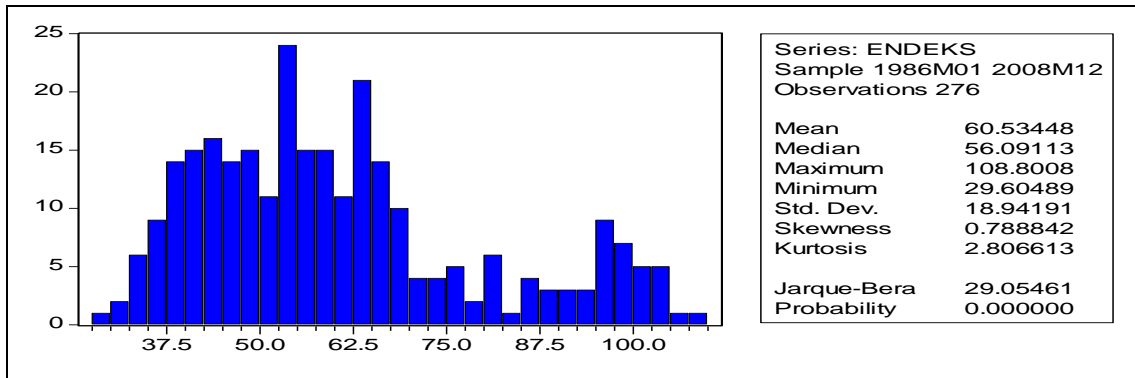
Diğer yandan, 12 aylık hareketli ortalamalar kullanılarak oluşturulan doğrusallaştırılmış yeni veri setleri yardımıyla, üretim endeksinin tahmin edilmeye çalışıldığı ve sıcaklık ölçümlerinin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı basit doğrusal regresyon modelinin sonuçlarına da bu çalışmada yer verilmiştir. Serilerin normal dağıldığı varsayımıyla hareket edilmiş ve tüm analizlerde kritik anlamlılık düzeyi, % 5 olarak kabul edilmiştir. Eviews 5.0 paket programı kullanılarak analizler ve modellemeler gerçekleştirilmiştir.

4. AMPİRİK BULGULAR

Eşbütünleşme analizi ve oynaklık modellemesi sonuçları, araştırma yönetiminin gerekli kıldığı sıra ile detaylı olarak takip eden bölümlerde sunulmuştur.

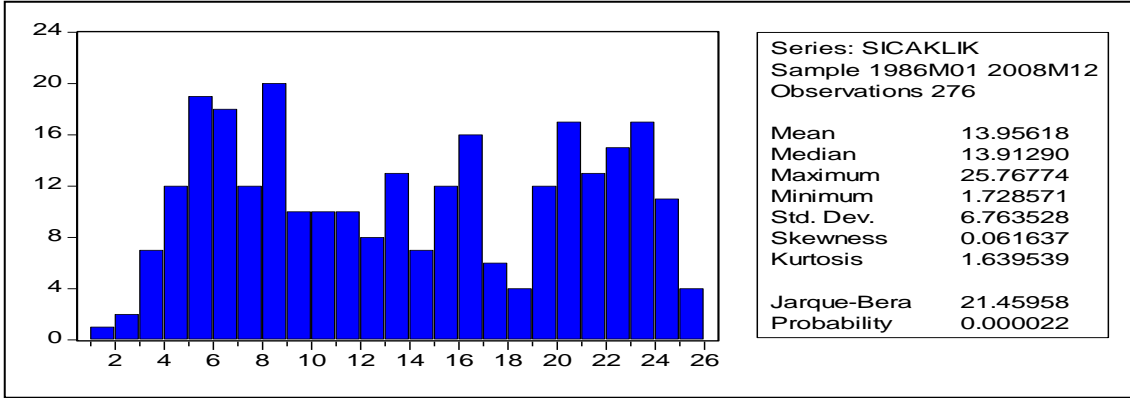
4.1. Tanımlayıcı İstatistik Sonuçları

Analizlerde kapsanan sıcaklık ve üretim endeksi serilerinin dağılım profillerinin ortaya konulduğu ve normal dağılıma uygunluklarının test edildiği tanımlayıcı istatistik analizi bulguları ve dağılım grafikleri Şekil 2 ve Şekil 3’de yer almaktadır. Bulgular ışığında, üretim endeksi serisinin normale nispeten yakın, ancak çok az basık (Kurtosis <3) ve sağa yatık (Skewness >0) bir dağılıma sahip olduğu belirlenmiştir. Standart sapma değeri ortalama değerine kıyasla oldukça yüksektir. Dağılımın oldukça değişken olduğu söylenebilir. Jarque-Bera istatistiğinin anlamlık düzeyi ise 0,05’ten düşüktür. Bu durum, dağılımın normal kabul edilemeyeceğini göstermektedir.



Şekil 2: Üretim Endeksi Serisine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

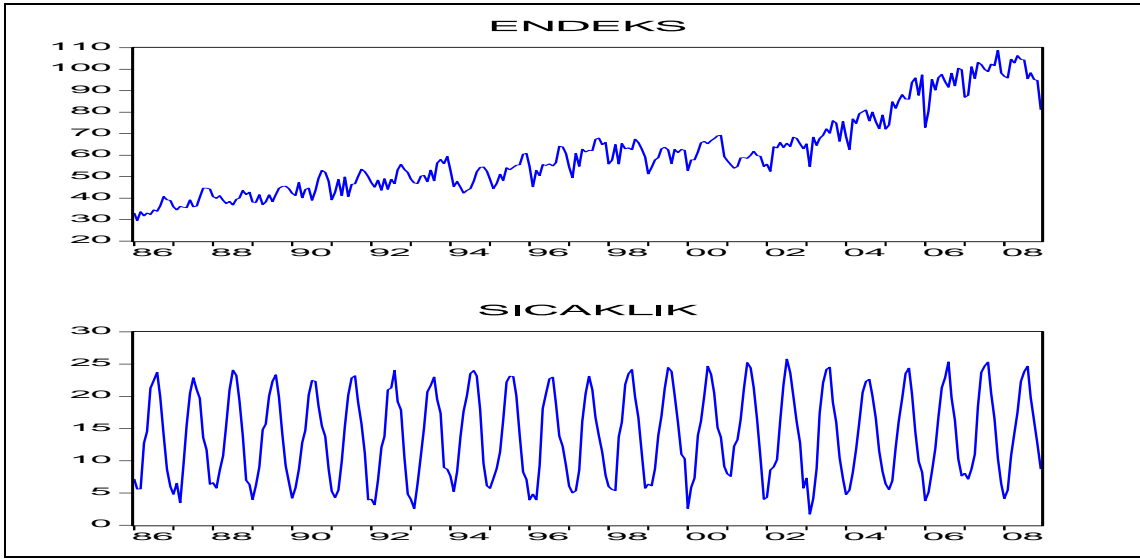
Sıcaklık serisinin endeks serisine göre normale daha yakın, ancak daha basık (Kurtosis <3) ve çok az sağa yatık (Skewness >0) bir dağılıma sahip olduğu belirlenmiştir. Üretim endeksi serisinde de olduğu gibi standart sapma değeri serinin ortalamasına kıyasla oldukça yüksektir. Bu nedenle, dağılımın oldukça değişken olduğu söylenebilir. Jarque-Bera istatistiğinin anlamlık düzeyi ise yine 0,05’ten düşüktür. Bu durum, dağılımın normal kabul edilemeyeceğini göstermektedir.



Şekil 3: Sıcaklık Serisine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken dağılımlarının normal dağılıma nispeten yakın olmaları, analizlerde normal dağılım varsayımının kullanılması halinde elde edilecek bulguların geçerliliği açısından olumlu kabul edilebilir.

Şekil 4’te yer verilen zaman serisi grafiklerine bakıldığında, üretim endeksinde yıllar itibariyle bariz bir yükseliş trendinin söz konusu olduğu görülürken, sıcaklık serisinde ise çok belirgin olmayan yukarı yönlü bir trendin mevcudiyeti ortaya çıkmaktadır.



Şekil 4: Endeks ve Sıcaklık Serilerine Ait Zaman Serisi Grafikleri

Tablo 1’deki 10 dönem öncesine kadar hesaplanan çapraz korelasyon istatistikleri değerlendirildiğinde, anlık gözlem değerleri arasında zayıf ve pozitif bir korelasyonun varlığı ortaya çıkmaktadır. 3 dönem (ay) öncesine kadar endeks serisinin ardıl değişken gibi davrandığı ve gecikmeli sıcaklık değişimlerinden aynı yönde etkilendiği tespit edilmiştir.

Tablo 1: Çapraz Korelasyon İstatistikleri

Sample: 1986M01 2008M12					
Included observations: 276					
Correlations are asymptotically consistent approximations					
ENDEKS,SICAKLIK(-i)	ENDEKS,SICAKLIK(+i)	i	lag	lead	
. *	. *	0	0.1308	0.1308	
. **	. *	1	0.1598	0.0919	
. **	. .	2	0.1574	0.0389	
. *	. .	3	0.1162	-0.0108	
. *	* .	4	0.0603	-0.0457	
. .	* .	5	0.0085	-0.0532	
. .	. .	6	-0.0152	-0.0282	
. .	. .	7	-0.0288	0.0154	
. .	. *	8	-0.0387	0.0750	
. .	. *	9	-0.0392	0.1167	
. .	. *	10	-0.0154	0.1392	

2. Durağanlık Testi ve Otokorelasyon Sonuçları

Eşbütünleşme analizlerinin yapılabilmesi için ön koşul olarak kabul edilen serilerin durağan olduklarına ilişkin varsayımın (Maddala 2004, 556) geçerliliğinin tespiti noktasında anlık gözlem değerlerine üzerinde gerçekleştirdiğimiz birim kök testlerinin sonuçlarına Tablo 2’de yer verilmiştir. Tablodaki bulgular incelendiğinde, birim kökün var olduğuna yönelik hipotezin Fisher Chi-Square istatistiği dışındaki tüm testlerde reddedilmediği görülmektedir. Başka bir ifadeyle, sıcaklık ve endeks serilerinin her ikisinde de birim kökün var olduğu ve dolayısıyla, serilerin durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Bu sebeple, birincil ve ikincil farksal gözlem değerlerini içeren serilerin oluşturulmasına ve durağanlık testlerinin tekrar yapılmasına karar verilmiştir.

Tablo 2: Seviye (Anlık) Gözlem Değerleri için Birim Kök Testi Sonuçları

Group unit root test: Summary				
Date: 11/19/13 Time: 12:08				
Sample: 1986M01 2008M12				
Series: ENDEKS, SICAKLIK				
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 11 to 13				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	8.21708	1.0000	2	526
Breitung t-stat	-1.60455	0.0543	2	524
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.04464	0.1481	2	526
ADF - Fisher Chi-square	6.28049	0.1792	2	526
PP - Fisher Chi-square	22.0168	0.0002	2	550
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	7.66502	0.0000	2	552
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Serilerin durağanlaştırılması amacıyla oluşturulan birincil ve ikincil fark değerlerinden müteşekkil seriler (SICAKLIKDIFF VE ENDEKSDIFF) üzerinde yapılan birim kök analizlerinde, en az birincil fark düzeyinde her iki seri için de durağanlığın söz konusu olduğu anlaşılmıştır. Bu nedenle, birincil fark değerlerinden oluşan sıcaklık ve üretim endeksi serilerinin takip eden analizlerde ve modellemelerde kullanılmasına karar verilmiştir. Birincil farklara dayalı serilere ait birim kök testlerinin sonuçları ise Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 3: Birincil Fark Değerleri için Birim Kök Testi Sonuçları

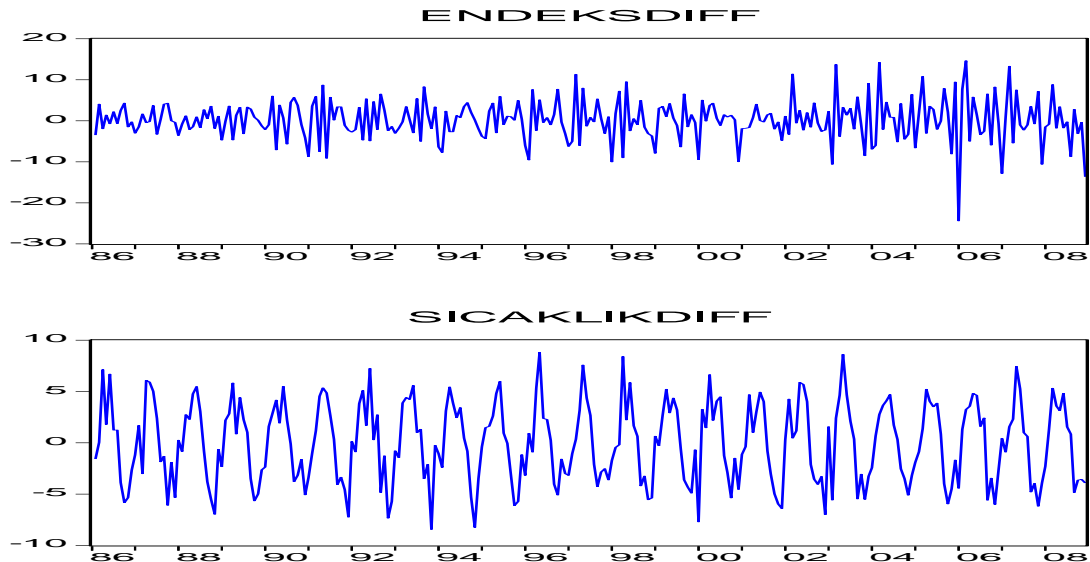
Group unit root test: Summary				
Date: 11/19/13 Time: 12:14				
Sample: 1986M01 2008M12				
Series: ENDEKS, SICAKLIK				
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 10 to 11				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	51.1909	1.0000	2	527
Breitung t-stat	-5.54483	0.0000	2	525
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-13.2964	0.0000	2	527
ADF - Fisher Chi-square	137.023	0.0000	2	527
PP - Fisher Chi-square	48.8151	0.0000	2	548
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	0.72184	0.2352	2	550
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Birincil farkları içeren gözlem serileri için 15 dönem öncesine kadar yapılan çapraz korelasyon testlerinin Tablo 4'te özetlenmiş sonuçlarına göre endeks farksal gözlem değerlerinin yine 3 dönem öncesine kadar sıcaklık değişimlerinden aynı yönde etkilendikleri ve ardıl değişken gibi davrandıkları anlaşılmıştır. Ancak, anlık değerler arasındaki korelasyon katsayısı, seviye değerleri ile mukayese edildiklerinde daha düşük hesaplanmıştır.

Tablo 4: Birincil Fark Değerleri için Çapraz Korelasyon İstatistikleri

Sample: 1986M01 2008M12				
Included observations: 275				
Correlations are asymptotically consistent approximations				
ENDEKSDIFF, SICAKLIKDIFF (-i)	ENDEKSDIFF, SICAKLIKDIFF (+i)	i	lag	lead
. *	. *	0	0.0911	0.0911
. *	. *	1	0.1248	0.0752
. **	* .	2	0.1839	-0.0483
. *	* .	3	0.1523	-0.0996
. *	** .	4	0.0761	-0.2101
* .	** .	5	-0.0606	-0.1488
* .	* .	6	-0.1255	-0.1314
** .	* .	7	-0.2016	-0.0643
** .	. *	8	-0.1631	0.1251
* .	. *	9	-0.0972	0.1293
* .	. **	10	-0.0540	0.1784
. *	. *	11	0.0753	0.1358
. .	. .	12	0.0297	0.0425
. *	. *	13	0.1392	0.0780
. **	* .	14	0.1819	-0.0829
. *	* .	15	0.1524	-0.0762

Şekil 5'te yer alan birincil fark değerlerine ait grafikler değerlendirildiğinde, serilerin seviye değerlerine göre nispeten daha durağan bir seyir içinde oldukları rahatlıkla anlaşılmaktadır. Özellikle 2000'li yıllarda üretim endeksindeki değişimlerin belirginlik kazandığı, sıcaklık serisinde ise yıllar itibariyle farklılık gösteren uç değişimlerin yaşanmış olduğu da göze çarpmaktadır.

**Şekil 5:** Birincil Farklardan Oluşan Serilerin Zaman Serisi Grafikleri

Birincil farkları içeren sıcaklık ve endeks serilerinin çok değişkenli normal dağılım testi sonuçları ise Tablo 5'teki gibidir. VAR model sonuçlarına dayandırılmış

olan tablodaki değerlerden hareketle, model tahmin hatalarının % 99 güven düzeyinde çok değişkenli normal dağılıma uygunluk gösterdikleri veya normale yaklaştıkları söylenebilir.

Tablo 5: Fark Değerlerinden Oluşan Seriler için Çok Değişkenli Normal Dağılım Testi

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Sample: 1986M01 2008M12				
Included observations: 262				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.011204	0.005481	1	0.9410
2	-0.374011	6.108271	1	0.0135
Joint		6.113752	2	0.0470
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.826147	7.450823	1	0.0063
2	3.141083	0.217291	1	0.6411
Joint		7.668114	2	0.0216
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	7.456304	2	0.0240	
2	6.325562	2	0.0423	
Joint	12.78187	4	0.0180	

Eşbütünselleşme analizinde kullanılacak en uygun gecikme uzunluğunun tespiti amaçlı ön analiz sonuçlarına göre ise, en uygun gecikme uzunluğu 13 dönem olarak belirlenmiştir. Tablo 6’da beş önemli test istatistiğine göre belirlenmiş uygun gecikme uzunlukları yer almaktadır. Test istatistiklerinin üçü 13 dönemi uygun gecikme uzunluğu olarak tayin ederken, diğer ikisi 12 ve 15 dönem gecikme uzunluğunu uygun bulmaktadır.

Tablo 6: VAR Uygun Gecikme Uzunluğu Analizi Sonuçları

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: ENDEKSDIFF SICAKLIKDIFF						
Exogenous variables: C						
Sample: 1986M01 2008M12						
Included observations: 239						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1392.494	NA	400.8748	11.66940	11.69850	11.68113
1	-1316.538	150.0037	219.5359	11.06727	11.15454	11.10244
2	-1307.717	17.27400	210.8564	11.02692	11.17238	11.08554
3	-1272.608	68.16133	162.5316	10.76659	10.97024	10.84866
4	-1240.540	61.72144	128.5129	10.53171	10.79354	10.63722

5	-1205.943	66.00904	99.48905	10.27567	10.59568	10.40463
6	-1179.294	50.39875	82.31899	10.08614	10.46433	10.23854
7	-1159.402	37.28655	72.07681	9.953156	10.38953	10.12900
8	-1134.962	45.40385	60.75407	9.782107	10.27667	9.981401
9	-1117.305	32.50556	54.20350	9.667827	10.22057	9.890568
10	-1095.947	38.96285	46.88632	9.522571	10.13350	9.768758
11	-1075.121	37.64422	40.73983	9.381765	10.05088	9.651398
12	-1040.274	62.40395	31.48190	9.123631	9.850925*	9.416710
13	-1030.175	17.91679	29.92738*	9.072591*	9.858068	9.389116*
14	-1028.492	2.957079	30.52760	9.091982	9.935643	9.431954
15	-1023.403	8.857735*	30.26690	9.082870	9.984714	9.446288

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

4.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Kısa dönemli değişimlerden hareketle uzun vadeli eşbütünselleşme ilişkisini tespit etmede Vektör Hata Düzeltme (VEC) modeli temelli Engle-Granger ve Johansen Eşbütünleşme yaklaşımları kullanılabilir (Brooks, 2008). Bu doğrultuda gerçekleştirdiğimiz Johansen Eşbütünselleşme analizi sonuçlarına göre, üretim endeksi ve sıcaklık serileri arasında en az bir eş bütünsellik ilişkisini ortaya koyan bulgular (Bkz. Tablo 7) elde edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 13 dönem olarak alınmıştır. Eigenvalue ve İz (Trace) istatistiklerine ait kuyruk olasılıklarının % 1'den küçük oldukları tespit edilmiştir. % 5 anlamlılık düzeyi için iki adet eşbütünleşme denkleminin varlığına işaret edilmektedir. Oluşturulan eşbütünselleşme denklemine göre, sıcaklıklarda meydana gelen 1 birimlik değişimin, endeks değerinde yaklaşık 16,2 birimlik aynı yönde bir değişim meydana getireceği öngörülmüştür. Üretim endeksi ile sıcaklıklar arasında uzun vadede paralel bir etkileşime hükmedilmiştir.

Tablo 7: Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Sample (adjusted): 1987M04 2008M12				
Included observations: 261 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: ENDEKSDIFF SICAKLIKDIFF				
Lags interval (in first differences): 1 to 13				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.265075	91.56613	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.041936	11.18149	3.841466	0.0008

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.265075	80.38464	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.041936	11.18149	3.841466	0.0008

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

ENDEKSDIFF	SICAKLIKDIFF
1.000000	16.23629

4.4. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Granger nedensellik testi sonuçları 5 dönem öncesine kadar sıcaklık serisinden endeks serisine doğru anlamlı bir etkinin varlığına işaret etmektedir. Tablo 8’deki genel sonuçlar irdelendiğinde, gecikme uzunluğu büyüdükçe söz konusu etkinin daha belirgin hale geldiği görülmektedir. Beklendiği üzere, endeks serisinden sıcaklık serisine doğru 3 dönem öncesine kadar anlamlı bir Granger nedensellik etkisi söz konusu değildir. Ancak, 4 ve 5 dönemlik gecikmelerde anlamlı bir nedensellik ilişkisi öngörülmektedir.

Tablo 8: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

GECİKME UZUNLUĞU (ay)	SICAKLIK SERİSİNDEN ENDEKS SERİSİNE DOĞRU		ENDEKS SERİSİNDEN SICAKLIK SERİSİNE DOĞRU	
	F-İstatistiği	Olasılık	F-İstatistiği	Olasılık
1	8.57347	0.00370	0.31703	0.57387
2	11.2910	2.0E-05	2.02870	0.13352
3	9.93874	3.1E-06	2.12664	0.09720
4	8.99638	8.0E-07	4.43940	0.00173
5	9.37138	3.2E-08	3.58963	0.00372

4.5. Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Tablo 9’a göre, endeks değişimlerinin, 10 dönem öncesine kadar, en fazla % 4,38’inin sıcaklıktaki değişimlerden kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Bahsi geçen bu etkinin ikinci ve son iki gecikme döneminde çok yüksek olduğu, diğer gecikme uzunluklarında ise nispeten azaldığı söylenebilir.

Tablo 9: Varyans Ayrıştırması Sonuçları

ENDEKSDIFF: Varyans Ayrıştırma			
DÖNEM	Standart Hata	ENDEKSDIFF	SICAKLIKDIFF
1	3.241841	100.0000	0.000000
2	3.657496	98.20349	1.796515
3	3.704196	97.86823	2.131771
4	3.741691	97.90228	2.097723
5	3.768742	97.16187	2.838129
6	3.773570	97.03714	2.962864
7	3.782214	96.93368	3.066322
8	3.786338	96.88628	3.113721
9	3.811001	95.63787	4.362126
10	3.811509	95.62366	4.376341

4.6. Oynaklık Modellemesi ve EGARCH (1,1) Modeli Sonuçları

Oynaklık modellemesi öncesinde, modelde kapsanacak değişkenler için otokorelasyon olgusunun var olup olmadığının tespiti amacıyla, birincil farkları içeren endeks serisi üzerinde gecikme uzunluğunun 13 dönem olarak alındığı ARCH-LM testi uygulanmıştır. Testin sonuçları Tablo 10'daki gibidir. Hesaplanan R^2 ve F istatistiklerine ait kuyruk olasılıklarının 0,05'ten küçük olması, seride otokorelasyon olgusunun varlığına işaret etmektedir. Bu bulgu, oluşturacağımız EGARCH oynaklık modelinin geçerliliği ve işlevselliği açısından olumlu bir sonuç olarak değerlendirilebilir.

Tablo 10: ARCH-LM Testi Sonuçları

F-İstatistiği	Olasılık	Obs*R²	Olasılık
5.837357	0.016348*	5.756734	0.016426*

* % 95 güven düzeyinde önemli

Sıcaklık değişimlerinin üretim endeksinin oynaklığı (bağımlı değişken) üzerindeki etkisini analiz etmek ve endeks oynaklığında herhangi bir asimetri etkisinin var olup olmadığını belirlemek amacıyla sıcaklık değerlerinin dışsal değişken olarak kabul edildiği, 1 dönem gecikmeli ARCH ve GARCH değişkenleri ile birlikte asimetrik etki değişkeninin de diğer açıklayıcı değişkenler olarak yer aldığı EGARCH (1,1) modeli oluşturulmuştur. Model sonuçları Tablo 11'de yer almaktadır.

Model sonuçlarına göre, regresyon sabiti (α_0) ile asimetri etkisini temsil eden değişkenin katsayısı (γ_1) dışındaki tüm model katsayıları % 95 seviyesinde önemli bulunmuşlardır. Oynaklık, bir dönem gecikmeli artık değerlerden (α_1) ve oynaklıktan (β_1) aynı yönde etkilenmektedir. Diğer taraftan, sıcaklık değişimlerinin (β_2) oynaklığı ters yönde etkilediği; sıcaklık artışlarının endeks oynaklığını azalttığı, sıcaklık düşüşlerinin ise oynaklık üzerinde artırıcı etki yaptığı belirlenmiştir.

Model tahminleri üzerinde gerçekleştirdiğimiz 5 ve 15 dönem gecikmeli otokorelasyon (ARCH-LM) testi sonuçlarına baktığımızda ise, her iki durumda da otokorelasyonun var olmadığı görülmüştür. Tahmin serisi seviye değerlerinde dahi durağan bulunmuştur. Bu bulgular, modelin geçerliliği açısından tatminkârdır.

Tablo 11: EGARCH (1,1) Model Sonuçları

$LOG(GARCH_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} + \gamma_i \varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 LOG(GARCH_{t-1}) + \beta_2 SICAKLIKDIFF$				
Varyans Denklemi				
KATSAYI	DEĞER	STANDART HATA	t-İstatistiği	Olasılık (Prob)
α_0	0.007877	0.084928	0.092748	0.9261
α_1	0.136237	0.054768	2.487532	0.0129
γ_i	-0.174325	0.095035	-1.834312	0.0666
β_1	0.966362	0.025808	37.44408	0.0000
β_2	-0.076983	0.012952	-5.943700	0.0000
LogLikelihood	-794,6759 Durbin-Watson: 2,67			
ARCH-LM (5)	F-Statistic: 1,529952 Prob: 0,1773			
ARCH-LM (15)	F-Statistic: 1,139188 Prob: 0,3149			
ADF İstatistik	Level : -18,338 (0,000) 1.Difference : -22,346 (0,000) 2.Difference : -18,357 (0,000)			

4.7. Hareketli Ortalamalar Yardımıyla Mevsimsel Etkilerden Arındırılmış Sıcaklık ve Endeks Serilerine İlişkin Korelasyon Analizi Sonuçları

Mevsimlikten arındırma işlemlerinde kullanılan serilerin durağan olmaları istendiğinden birincil farkları içeren sıcaklık ve üretim endeksi serilerinin 12 aylık hareketli ortalamalar alınarak mevsimsellikten arındırılmaları (MAENDEKSDIFF ve MASICAKLIKDIFF) sağlanmıştır. Sonrasında ise, üretim endeksinin sıcaklık değerleri kullanılarak tahmin edilmesi amacıyla, parametrik ve parametrik olmayan korelasyon analizleri gerçekleştirilmiştir. oluşturulmuştur. Analiz sonuçları Tablo 12'deki gibidir.

Parametrik nitelik taşıyan Pearson korelasyon katsayısına göre, iki değişken arasında orta düzeyde güçlü (0,353), pozitif ve istatistiksel olarak (<0,001) anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Parametrik olmayan Spearman's Rank ve Kendall's Tau-b korelasyon istatistikleri ise iki değişken arasında yine pozitif, nispeten daha güçlü (0,512 ve 0,535) ve istatistiksel olarak anlamlı (< 0,001) bir bağlantıya işaret etmektedirler.

Tablo 12: Korelasyon Analizi Sonuçları

			MAENDEKSDIFF	MASICAKLIKDIFF
Kendall's tau_b	MAENDEKSDIFF	Correlation Coefficient	1,000	0,353
		Sig. (2-tailed)	-	0,000
		N	265	265
	MASICAKLIKDIFF	Correlation Coefficient	0,353	1,000
		Sig. (2-tailed)	0,000	-
		N	265	265
Spearman's rho	MAENDEKSDIFF	Correlation Coefficient	1,000	0,535
		Sig. (2-tailed)	-	0,000
		N	265	265
	MASICAKLIKDIFF	Correlation Coefficient	0,535	1,000
		Sig. (2-tailed)	0,000	-
		N	265	265
Pearson	MAENDEKSDIFF	Correlation Coefficient	1,000	0,512
		Sig. (2-tailed)	-	0,000
		N	265	265
	MASICAKLIKDIFF	Correlation Coefficient	0,512	1,000
		Sig. (2-tailed)	0,000	-
		N	265	265

5. Sonuç ve Genel Değerlendirme

Küresel iklim değişiminin hayatın tüm alanlarını o veya bu şekilde etkilediği yönündeki görüşün ekonomik yansımalarından biri olarak kabul edebileceğimiz sıcaklık değişimleri ve üretim düzeyi arasındaki ilişkinin araştırıldığı ve ampirik bulgularına daha önceki bölümlerde yer verdiğimiz bu çalışma ile, daha önce Türkiye’de bu denli spesifik düzeyde incelenmemiş olan bir konuda önemli sayısal bulgular sunulmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda, İstanbul ili sıcaklık ortalamaları ile üretim endeksi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişkin var olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaca yönelik olarak; eşbütünleşme, durağanlık ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirilmiş, EGARCH modeli yardımıyla üretim endeksinin oynaklığı üzerinde sıcaklık değişimlerinin muhtemel etkileri ortaya konulmuş, endeks ortalamaları ile sıcaklık ortalamaları arasındaki doğrusal bağlantının parametrik ve parametrik olmayan korelasyon testleri yardımıyla tespitine çalışılmıştır.

Tüm bu analiz ve testler neticesinde ulaşılan bulgular ışığında, İstanbul ilindeki sıcaklık değişimlerinin üretim düzeyi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve paralel bir etki meydana getirdiği anlaşılmıştır. Ayrıca, sıcaklık artışlarının üretim düzeyindeki değişimleri (oynaklığı) azalttığı tespit edilmiştir. Endeks değişimlerinin daha ziyade kendi gecikmeli değişimlerinden etkilendiği, buna karşın düşük de olsa belli bir yüzdesinin (% 4,37) sıcaklık değişimlerinden kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır.

Konuyla ilgili olarak gelecekte yapılması düşünülen ampirik çalışmalarda, çalışmamızda kapsanmayan, ancak ekonomik literatürde üretim düzeyi üzerinde etkili olduğu düşünülen diğer makro faktörlerin de analiz ve modellere dahil edilmeleri suretiyle daha kapsamlı araştırmaların gerçekleştirilmesi mümkün olacaktır.

KAYNAKÇA

- Brenda, B.Lin, Ivetto Perfecto ve John Vandermeer, “Synergies between Agricultural Intensification and Climate Change Could Create Surprising Vulnerabilities for Crops” *Bioscience*, October 2008, Vol: 58, No: 9, pp.847 - 854
- Brooks, Chris, *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd Edition, UK: Cambridge University Press, 2008
- Demireli, E. ve Hepkorucu, A. (2010). “Çevre Finansmanı: Kavramsal Bir Yaklaşımla Karbon Finans Borsası”, *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, Cilt:2, Sayı: 2, ss. 37-48.
- Heymann, E. (2010). “Klimawandel und Branchen: Manche mögen’s heiß!” *Deutsche Bank Research*, 15 Nisan 2010, Gießen.
- Hübler, M., Klepper, G. ve Peterson, S. (2008). “Costs of climate change The effects of rising temperatures on health and productivity in Germany” *Ecological Economics*, doi:10.1016/j.ecolecon.2008.04.010, pp. 381-393.
- Jianmin, Ma, Li Yi-fan, Tom Harner ve Cao Zuohao, “Assessing the Relationship between Extensive Use of Organochlorine Pesticides and Cooling Trend during the Mid-20th Century in the Southeastern United States”, *Environmental Science&Technology*, 2007, Vol: 41, Issue: 21, pp.7209-7214
- Kemfert, C. (2004). “*Die Ökonomischen Kosten des Klimawandels*”, *Wochenbericht*, Yıl:71, Sayı: 42/2004, Berlin, ss. 615-622.
- Kemfert, C. (2007). “*Klimawandel kostet die deutsche Volkswirtschaft Milliarden*”, *Wochenbericht*, Yıl:74, Sayı: 11/2007, ss. 165-170, Berlin.
- Maddala, G.S. (2004). “*Introduction to Econometrics*”, 3.Baskı, Wiley: USA
- Olesen, J. E., Trnka, M., Kersebaum, K. C., Skjelvag, A.O., Seguin, B., Peltonen-Sainio, P., Rossi, F., Kozyra, J. ve Micale, F. (2010). “*Impacts and adaptation of European crop production systems to climate change*”, *European Journal of Agronomy*, doi:10.1016/j.eja.2010.11.003, Vol: 34/2011, pp. 96-112.
- Trevors, J., “Climate Change: Agriculture and Hunger”, *Water, Air & Soil Pollution*, January 2010, Vol:205, Supplement: 1, p.105
- “The Effect of Climate Change on Australian Agriculture”, *Agriculture and Manufacturing Magazine*, Mayıs 2014, Çevrimiçi, <http://www.agritripura.in/2014/05/the-effect-of-climate-change-on-australian-agriculture/>
- Türkeş, M. (2007). “Küresel İklim Değişikliği Nedir? Temel Kavramlar, Nedenleri, Gözlenen ve Öngörülen Değişiklikler”, 1. Türkiye İklim Değişikliği Kongresi-TİKDEK 2007, 11-13 Nisan 2007, İTÜ, İstanbul, ss. 38-53.
- Türkeş, M., Sümer, U., Çetiner, G. (2000). “Küresel İklim Değişikliği ve Olası Etkileri”, Çevre Bakanlığı, Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi Seminer Notları,7-24, ÇKÖK Gn. Md., Ankara.

Influence of Global Climate Change on Production: Correlation between the Production Index and Temperature Changes in Istanbul

Cemal ELİTAŞ

Yalova University,
Faculty of Economics and Administrative
Science, Department of International Trade
& Finance, Yalova, Turkey
cemalelitas@gmail.com

Erol MUZİR

Yalova University,
Faculty of Economics and Administrative
Science, Department of Economics,
Yalova, Turkey
erolmuzir@gmail.com

Extensive Summary

Agricultural production has always been shaped by climate conditions that directly affect all the activities relating to needs for sheltering, nourishment and energy. Therefore, one of the mostly concerned issues is global climate change and there exists some debate on whether that change will occur as warming or cooling. But it is a common opinion that global climate change will manifest itself with some extraordinary weather events and natural disasters. Recently, scientists and other interested parties have started searching for the effect of these changes especially on production.

As a result of rapid growth in population, diversification and expansion in the types and number of goods and services produced and consequent upward trend in production level due to this diversification, companies have increased their capacity utilization rate thereby contributing more to greenhouse gas effect. There are an enormous number of studies focusing on climate change, but not much on its consideration within the context of accounting and finance, so we are encouraged to concentrate our attention and effort on this subject. At this juncture, it is needless to say that among the important issues to question are which industries shall be influenced positively and negatively by climate change and the magnitude of these influences. Recent research has indicated that especially such industries as transportation, tourism, food and energy could be unfavorably affected while the effect on the industries such as chemistry, construction, machinery and electricity engineering, and renewable energy is supposed to be relatively favorable. Moreover, the extent to which finance, agriculture, forestry and textile industries shall be affected by any undesirable changes in climate is assumed to be dependent on the dimension of regulatory market economy.

Looking into the history of research relating to global climate changes, we observe that majority of them are concerned mainly with analyses associated with greenhouse gas and emission beat indicators, but few concrete studies emphasizing the effect of climate change on production have existed thus far. In a study carried out by Hübler et al. (2008), the impact of climate change on both human health and production activities was investigated and it was concluded that expected temperature changes could probably decrease work performance, leading to a sextuple rise in healthcare expenditures during the period of time spanning the years between 2071 and 2100. Another study done by Olesen et al. (2010) to search for possible influences of climate change on the production systems in Europe covers 26 European countries and points

out considerable variations especially in agricultural production within the recent decade. Furthermore, Kemfert (2007) provided a significant warning, as a consequence of his study, that the average temperature in Germany may tend to rise by approximately 4,5 degrees up to the year 2100 unless some precautionary measures are taken beforehand, which may lead up to huge economic losses amounting to 800 billion EUROS in the country.

It is also possible to mention many other studies in the literature pertaining to such related topics as carbon bourse, accounting for carbon beat, and so on. Being inspired of this intense and hectic interest in climate change and its effects on many aspects of life and economy, this paper is intended to explore a probable relationship between fluctuations in production index and changes in temperature in order to test our hypothesis that upward changes in temperature cause directly proportional movements in production index. To achieve the test, the data of both production index values calculated on a monthly basis and the daily temperatures measured in Istanbul for the time period between January 1986 and December 2008 were collected to apply econometric analyses on them. Since the production index data are monthly, the temperature measurements were converted to monthly averages by computing simple mean for each month. In the end, we have come up with 276 monthly observations with paired numbers.

The empirical part of our study starts with our descriptive findings to argue the validity of model assumptions regarding normality of variable distributions. Then, a Johansen Cointegration Analysis has been done to diagnose the assumed long-term relationship between the variables, followed by EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) modeling that was conducted to unveil volatility effects between them. Additionally, we have undertaken Cross Correlation and Granger Causality tests to portray a lead-lag (cause-effect) profile between temperature and production index and also conducted a Variance Decomposition Analysis to mark the extent to which the production index is affected by changes in temperature. We have also used the ARCH-LM test in our determination on the presence of autocorrelation among error terms. Finally, the study ends with some parametric and nonparametric correlation analyses on the new data set containing 12-month moving averages of production index and temperature.

According to the results of normality test, both of the variables seem to not distribute normally, but slightly skewed to the right and are platykurtic. Our cross correlation analysis results suggest that the production index variable behaves as a lagged (effect) variable for up to a three-month lag and is affected by temperature changes in direct proportion. On the other hand, the group unit root tests that we have conducted before the implementation of cointegration analysis suggest that the variables are not stationary, which has compelled us to take the first differences of each series so as to make them stationary. A further unit root test carried out on the differenced data sets has indicated that the variables are stationary and suitable for cointegration analysis while new cross-correlation results still continue to prove our previous conclusion that the production variable is an effect variable up to three months. In addition, the VAR residual normality tests on the data sets of first differences show that the distributions are almost normal or very approximate to a normal distribution.

Prior to cointegration analysis, we have determined the best lag order (or length) for both of the variables to be 13 months according to five separate criteria; LR, FPE, AIC, SC, and HQ. Subsequently, a Johansen cointegration analysis has been performed as based on this selected lag order. The analysis provides important findings supporting the idea that there is at least one cointegration relation between the variables at 5 % significance level. Respecting the proposed cointegration equation, it can be concluded that a change of one degree in temperature is expected to create a direct proportional change of 16,24 units in production index. Meanwhile, as the Granger statistics suggest, there exists a statistically significant leading effect even at 1 % from temperature to production index for all the lag orders up to 5-month lag whereas the leading effect from production index to temperature is substantial and significant only for the 4th and 5th orders at 1 %, but less important when compared to the effect from temperature to production.

Separately, our variance decomposition findings reveal that at most 4,38 % of changes in production index is being caused by temperature variation, Even though this rate of explained variation is relatively small, we consider this finding to be noteworthy in investigating an interconnection between the variables of interest.

For the presence of autocorrelation in dependent variable is an important condition that should be satisfied to be able to execute an accurate modeling study on volatility, we have tested autocorrelation phenomenon for the production index series (first differences) using the ARCH-LM test for the lag order of 13. The test statistics support the presence of autocorrelation at the 2 % significance level. Afterwards, a EGARCH (1,1) model with one-month lagged ARCH and GARCH parameters and an additional parameter representing asymmetric effect has been developed in that temperature changes are included as another independent variable. The model results demonstrate statistical significance both of the ARCH and GARCH parameters (at 2 % and 5 % respectively) and of the effect of temperature changes on the index volatility (at 1 %) while no sufficient proofs can be revealed that suggest the importance of asymmetric effect parameter at 5 %. Furthermore, the ARCH-LM statistics for 5 and 15 periods of lag lead us to produce a adequate conclusion about the absence of autocorrelation among the model error terms, which enables us to deem our model to be accurate in prediction. Similarly, the ADF unit root statistics for the model's estimation errors suggest that the error terms are stationary at all levels.

The parametric and nonparametric correlation statistics obtained for the paired data set that includes 12-month moving averages of both variables as a matter of the need to deseasonalize affirm our expectation and previous findings about the existent relationship between production and temperature. All the correlation statistics (Pearson's correlation Coefficient, Spearman's Rho, and Kendall's tau-b) are found to be significant at 1 %, showing a moderately strong connection between the variables.

It is satisfactory for us to end up with important findings and conclusions strengthening our belief that production is not independent of climate conditions, especially changes in temperature. Our hypothesis suggesting the positive connection of production level with temperature is not rejected in light of the statistical findings of this study. We recommend for further research on the topic to capture probable effects of other extraneous variables as well as temperature that are supposed to influence production performance, in order to achieve a higher degree of prediction accuracy.