

PAPER DETAILS

TITLE: LATIN AMERIKA VE ABD HISSE SENEDI PIYASALARI ARASINDA RISK YAYILIMI:
MOMENTLERDE NEDENSELLIK TESTLERINDEN YENI BULGULAR

AUTHORS: Bülent GÜLOGLU,Pinar KAYA

PAGES: 230-254

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/623281>

LATİN AMERİKA VE ABD HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDA RİSK YAYILIMI: MOMENTLERDE NEDENSELLİK TESTLERİNDEN YENİ BULGULAR

RISK SPILLOVERS AMONG LATIN AMERICAN AND US STOCK EXCHANGE MARKETS: NEW EVIDENCE FROM MOMENT CAUSALITY TESTS

Bülent GÜLOĞLU*
Pınar KAYA**

Özet

Çalışmanın genel amacı kuyruk bağımlılığı ölçümündeki yeni ekonometrik tekniklerden yararlanarak Latin Amerika ülkeleri ve ABD hisse senedi piyasaları arasında risk yayılımını incelemek, finansal bulaşma olgusunu ortaya çıkarmaktır. Momentlerdeki Granger nedensellik testleri, ortalama ve varyanstaki Granger nedensellik testlerinden farklı olarak, dağılımın kuyruklarındaki nedenselliği ifade etmekte ve bu da riskteki yayılmayı göstermesi bakımından önem arz etmektedir. Bu çalışmada 16/01/2008 – 20/05/2015 dönemi için Merval (Arjantin), BOVESPA (Brezilya), COLCAP (Kolombiya), IPC (Meksika), IPSA (Şili) ve S&P 500 (ABD) borsalarının günlük verileri analiz edilecektir. Bulgularımıza göre Brezilya endeks getirisi dağılımının sol kuyruğu, diğer endeks getirileri dağılımlarının sol kuyruğunun nedenidir. Bu sonuçlar piyasaların aşağı yönlü hareketlerinde ve genellikle Brezilya merkezli olarak bulaşma etkisine işaret etmektedir. Buna ek olarak S&P 500'den Latin Amerika hisse senedi piyasalarına doğru nedensellik tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Bulaşma, Kantil Nedensellik, Hisse Senetleri Piyasaları, GARCH

JEL Sınıflandırması: C58, E44, F30, G10

Abstract

The main purpose of this paper is to analyze the risk spillovers, “financial contagion” among the stock exchange markets of Latin American countries and the USA by using the recently developed econometric techniques. Causality test in moments differ from the Granger causality tests in means and

* Prof. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Ekonomi Bölümü, Maçka 34367 İstanbul, guloglu@itu.edu.tr, Orcid İd:0000-0001-2345-6789

** Arş. Gör. Dr., Marmara Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Almanca İşletme Enformatiği Bölümü, Göztepe Kampüsü, pinar.kaya@marmara.edu.tr, Orcid İd:0000-0003-0509-9794

variances in describing the causality in the tails of the distribution and describing their risk spillovers. In this study we analyze daily index values of Merval (Argentina), BOVESPA (Brazil), COLCAP (Colombia), IPC (Mexico), IPSA (Chile) and S&P 500 (USA) spanning the period from 1/16/2008 to 5/20/2015. Our findings suggest that the left tail of Brazilian stock return distribution could Granger cause the left tails of others. These result indicates that there exists contagion during negative periods and Brazil can be considered as the driver of spillover. In addition causality is detected from S&P 500 to stock exchange markets of Latin American Countries.

Keywords: Financial contagion, Quantile Causality, Equity markets, Asymmetric GARCH

JEL Classification: C58, E44, F30, G10

1. Giriş

Küreselleşme sürecinde sayıları artan ulus ötesi şirketler ve gelişen uluslararası ticaret ağı, Avrupa Birliği gibi siyasi ve ekonomik birliklerin varlığı sermaye piyasalarını birbirleri ile bütünleşme eğilimine yöneltmiştir. Piyasalar arasındaki artan bütünleşme ise riskin çeşitlendirilmesi ve dağıtılmasında olumsuz bir rol oynamaktadır. Riskin çeşitlendirilmesi ve dağıtılmasının analizi hem yatırımcılar hem de araştırmacılar için önemli bir konudur.

Bu çalışmanın amacı biryandan Latin Amerika ülkeleriyle ABD piyasaları arasındaki, diğer yandan da Latin Amerika piyasalarının kendi aralarındaki risklerin yayılma mekanizmasını incelemek ve uluslararası risk çeşitlendirmesinin hangi piyasalar arasında mümkün olduğunu ortaya koymaktır. Daha açık ifadeyle çalışmanın hedefi, momentlerde Granger nedensellik yardımıyla, finansal piyasa serilerinin özellikle kuyruk dağılımları arasında nedensellik ilişkilerini belirleyerek, Latin Amerika ve ABD piyasaları arasında risk yayılmalarını “finansal bulaşma” ya da “bağımlılık” olarak olarak niteleyebilmek ve piyasalar arasında risk çeşitlendirme imkânının olup olmadığını ortaya koymaktır.

Latin Amerika ülkeleri borsaları üzerinde önemli bir etkisi olduğundan S&P 500 (ABD) borsası da çalışmaya dâhil edilmiştir. Çalışmanın amaç ve hedeflerine ulaşılabilmesi için finansal ekonometrideki son gelişmelerden yararlanılmıştır. Bu bağlamda Chen (2016) tarafından geliştirilen ve sadece ortalama ve varyansta değil, serilerin kuyruk dağılımlarında da Granger nedensellik testlerine izin veren momentlerde (kantillerde) nedensellik testleri kullanılmaktadır¹. Özellikle dağılımın kuyrukları arasındaki nedensellik ve dolayısıyla riskteki yayılmayı göstermesi bakımından bu testler önem arz etmektedir. Hisse senedi getiri dağılımlarının sol kuyrukları arasındaki nedensellik bulaşma etkisine işaret etmektedir. Böylece Granger nedensellik testleri sonucu piyasalar aralarındaki risk yayılmaları, finansal bulaşma olarak kategorize edilmektedir. Bu sınıflamanın, risklerini çeşitlendirmek ve azaltmak isteyen yatırımcılara önemli bilgiler sunması ayrıca politika yapıcılara ve araştırmacılara da yol gösterici olması beklenmektedir.

1 Chen, Y.T. (2016). Testing for Granger Causality in Moments, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 78 (2): 265-288.

Piyasalar arasındaki risk yayılma durumları Latin Amerika ülkeleri açısından önemli çikarsamaların yapılmasını sağlayabilir. Daha açık ifadeyle piyasalar arasında bulaşma olgusunun bulunması risk çeşitlendirme fırsatının düşük olduğunu göstermektedir.

Bu çalışma literatürdeki mevcut çalışmalardan başta kullanılan yöntem olmak üzere birçok açıdan farklılaşmaktadır. Benzer veri setiyle Güloğlu vd. tarafından yapılan çalışmada nedensellik analizi sadece ortalama ve varyansta nedenselliği ele almıştır². Nedensellik analizi yapılırken Hong testi kullanılmıştır³. Bunun en önemli nedeni Güloğlu vd. çalışmaya başlarken henüz Chen testinin literatüre girmemiş olmasıdır. Bu çalışma da ise sadece ortalama ve varyansta değil tüm momentlerdeki nedensellik ve özellikle risk yayılımının en önemli göstergesi olan kuyruklardaki nedensellik incelenecektir. Buna ilaveten mevcut çalışmalarda finansal bulaşma ve bağımlılık arasında ayırım yapılmamıştır. Finansal bulaşma kısa dönemle ilgili bir kavramken bağımlılık daha ziyade uzun dönemle ilgilidir. Bu çalışmada kullanılan momentlerde nedensellik testinin de yardımıyla bu iki olgu arasında ayırım yapılabilmektedir. Çalışma bu yönüyle mevcut literatüre önemli katkıda bulunmaktadır.

Bu çalışmanın katkısı üç maddede özetlenebilir. İlk olarak Latin Amerika ülkeleri piyasaları ile ABD piyasası arasındaki risk yayılmalarını finansal bulaşma veya bağımlılık olarak sınıflandırılacaktır. İkinci olarak önceki çalışmalardan farklı olarak, korelasyon analizi yerine yayılmanın yönünü gösterebilen Granger nedensellik testi uygulanacaktır. Üçüncü olarak, Chen tarafından yeni geliştirilen test ile hisse senetleri piyasaları arasındaki ilişkiler incelenecektir. Oynaklık asimetrisi de dikkate alınarak EGARCH modeli ile tahmin edilen borsa getiri dağılımları arasındaki nedensellik ilişkisi bulaşma ve bağımlılık olgularını gösterecektir.

Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra konuyla ilgili literatür taraması ikinci bölümde verilmiştir. Üçüncü bölümde kullanılan veri seti, dördüncü bölümde ekonometrik yöntem tanıtılmıştır. Beşinci bölümde çalışma bulguları yorumlanmıştır. Altıncı bölüm sonuç bölümüdür.

2. Literatür

Finansal piyasalarda yükselen oynaklık ve piyasalar arasındaki risk yayılmasının artan önemi, finansal riskin kontrol edilmesi ve izlenmesi üzerine yoğunlaşan çalışmaları yaygın hale getirmiştir. Ekonomik birimler riskten korunma modellerinin yanı sıra sağlam politikalar uygulamak için aşağı yönlü büyük piyasa hareketlerinin hangi olasılıkla ortaya çıktığını takip ederler. Ekstrem piyasa hareketlerinin gerçekleştiği ve oynaklığın yüksek olduğu bu dönemlerde büyük miktarda sermaye el değiştirmektedir. Oynaklık ile ilgili önceki çalışmalar yaygın olarak risk ölçümünden bahsetmekte ve oynaklık yayılmasına odaklanmaktadır. Bu bağlamda Cheung

2 Güloğlu, B., Kaya, P. ve Aydemir, R. (2016). Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 462: 330-340.

3 Hong, Y. (2001). A test for volatility spillover with applications to exchange rates, *Journal of Econometrics*, 103: 183-224.

ve Ng (1990) finansal varlık getirilerinin koşullu varyansları arasında nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya çıkarmıştır⁴.

Engle vd., Yen/Dolar döviz kurunu inceledikleri çalışmalarında bir piyasadan diğer bir piyasaya bilgi geçişini araştırmışlardır⁵.

Engle ve Susmel, hisse senedi getiri varyanslarının zamana bağlı olarak değişen yapısından faydalanarak farklı iki uluslararası hisse senedi piyasasının aynı oynaklık sürecini izleyip izlemediğini araştırmışlardır. Yazarlar çalışmalarında, bazı uluslararası hisse senedi piyasalarında zamana bağlı oynaklıkların benzer olduğunu vurgulamışlardır⁶.

Hamao vd., üç temel uluslararası hisse senedi piyasası arasında fiyat ve fiyat oynaklık bağımlılığını incelemişlerdir. Tokyo, Londra ve New York hisse senedi piyasalarının günlük açılış ve kapanış verileri ile çalışmışlardır. Çalışmalarında fiyatlar arasındaki ilişkileri incelemek üzere ARCH tipi modeller kullanarak, New York'dan Tokyo'ya, Londra'dan Tokyo'ya ve New York'dan Londra'ya fiyat oynaklık yayılmalarının varlığını tespit etmişlerdir⁷.

Benzer şekilde, King ve Wadhwani 1987 yılının Ekim ayında hemen hemen tüm borsaların eş zamanlı olarak düşüşünü konu almışlardır. Tokyo, Londra ve New York hisse senedi piyasaları üzerine yaptıkları araştırmalarda piyasalar arasında yayılma etkisi olduğunu vurgulamışlardır. Bu çalışmada, farklı ekonomik yapılarıdaki piyasalar arasında bile rasyonel bireylerin diğer piyasalardaki değişimleri haber alması nedeniyle yayılma etkisinin varlığına işaret etmişlerdir⁸.

King vd., 16 ülkenin ulusal borsa endeks verileri ile çok değişkenli faktör modeli tahmin etmişler ve sermaye piyasalarının entegrasyonunu araştırmışlardır. Zamana bağlı olarak değişen hisse senedi kovaryans yapılarına çoğunlukla gözlemlenemeyen değişkenlerin neden olduğunu ortaya koymuşlardır⁹.

Lin vd. de Tokyo ve New York piyasalarını ele almış ve borsa endeks getirileri ve oynaklıkları arasındaki korelasyonu araştırmışlardır¹⁰. Oynaklık yayılması alanındaki bir diğer çalışma da Hong (2001)'in standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki örneklem çapraz korelasyon karelerinin ağırlıklı toplamına bağlı olan testidir. Bu testte, Cheung ve Ng'nin testi ve Granger'ın

- 4 Cheung, Y.W., Ng, L.K. (1990). The dynamics of S&P 500 index and S&P 500 futures intraday price volatilities, *Review of Futures Markets*, 9: 458-486.
- 5 Engle, R.F., Ito, T. ve diğerleri (1990). Meteor shower or heat wave? Heteroskedastic intradaily volatility in the foreign exchange market, *Econometrica*, 59: 524-542.
- 6 Engle, R.F., Susmel, R. (1993). Common volatility in international equity markets, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11: 167-176.
- 7 Hamao, Y., Masulis, R.W. ve diğerleri (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- 8 King, M., Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets, *Review of Financial Studies*, 3: 5-33.
- 9 King, M., Sentana, E. ve diğerleri (1994). Volatility and links between national stock markets, *Econometrica*, 62: 901-933.
- 10 Lin, W.L., Engle, R.F. ve diğerleri (1994). "Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility, *Review of Financial Studies*, 7: 507-538.

regresyona dayanan testinden farklı olarak tüm örneklem çapraz korelasyonları kullanılarak her gecikme için daha esnek bir ağırlıklandırma yöntemi oluşturulmuştur¹¹. Dolar/Mark ve Dolar/Yen döviz kurlarının haftalık verileri kullanılarak iki döviz kuru arasındaki Granger nedenselliği araştırılmıştır. Çalışmada, Alman Mark'ının geçmiş oynaklık değişimlerinin, Japon Yen'indeki cari oynaklık değişiminin nedeni olduğunu fakat aksi yönde bir ilişkinin olmadığını vurgulamıştır.

Choudhry altı Latin Amerika ülkesi ve Amerika Birleşik Devletleri borsaları arasında uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Birim kök testleri, eşbütünleşme testleri ve hata düzeltme modeliyle uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ve nedensellik ilişkisini ortaya koymuştur¹². Christofi ve Pericli ise çalışmalarında beş Latin Amerika ülkesi (Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika) arasındaki sistematik ilişkiyi araştırmışlardır. VAR ve EGARCH modeli kullanarak oynaklıkların asimetrik yayılmalarını ortaya koymuşlardır¹³.

Eşbütünleşme analizi ve VAR tekniği kullanarak Chen vd. altı Latin Amerika ülkesi arasında dinamik bağımlılığı incelemişlerdir¹⁴. Çalışma bulgularına göre bu ülkelerin borsa endeksleri uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler ve 1999 yılına kadar Latin Amerika piyasaları risk çeşitlendirme konusunda kısıtlı imkânlar sunmaktadır. Buna rağmen 1999-2000 yıllarında farklı Latin ülkeleri hisseleri ile oluşturulan portföyün tek bir ülkenin hisseleri ile oluşturulan portföye kıyasla daha az riskli olduğuna dikkat çekmişlerdir.

Henry¹⁵ vd., Cheung ve Ng¹⁶'ın ortalama ve varyansta nedensellik testlerini kullanarak hisse senedi piyasasında getiri ve oynaklık yayılmalarını sekiz Güney Asya ülkesi (Endonezya, Filipinler, Güney Kore, Hong-Kong, Japonya, Malezya, Singapur, Tayland) için incelemişlerdir. Çalışma Filipinler, Güney Kore, Singapur ve Tayland'ın Endonezya üzerinde anlık olarak ikili oynaklık yayılma etkisinin olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Araştırmalarında Türkiye'de finansal piyasaları konu alan Okur ve Çevik, vadeli işlemler endeksi ve hisse endeksleri arasındaki oynaklık yayılmalarını analiz etmişlerdir¹⁷. Bu doğrultuda, Hong¹⁸

- 11 Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37: 424-438.
- 12 Choudhry, T. (1997). Stochastic Trends in Stock Prices: Evidence from Latin American Markets," *Journal of Macroeconomics*, 19: 285-304.
- 13 Christofi, A., Pericli, A. (1999). Correlation in Price Changes and Volatility of Major Latin American Stock Markets," *Journal of Multinational Financial Management*, 9: 79-93.
- 14 Chen, G.M., Firth, M. ve diğerleri (2002). Stock Market Linkages: Evidence from Latin America," *Journal of Banking & Finance*, 26: 1113-1141.
- 15 Henry, O. T., Olekalns, N. ve diğerleri (2007). Identifying Interdependencies between South-East Asian Stock Markets: A Non-Linear Approach, *Australian Economic Papers*, 46(2): 122-135.
- 16 Cheung, Y.W., Ng, L.K. (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices, *Journal of Econometrics*, 72: 33-48.
- 17 Okur, M., Çevik, E. (2013). Testing Intraday Volatility Spillovers in Turkish Capital Markets: Evidence from ISE, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 26(3): 99-116.
- 18 Hong, 2001, 205.

ve Hafner ve Herwartz'ın varyansta nedensellik testini uygulamışlardır¹⁹. Çalışma sonuçlarına göre spot piyasası vadeli işlemler piyasasının Granger nedenidir. Hisse senedi piyasaları arasında oynaklık yayılmalarını inceleyen diğer bir çalışma da Türkiye ve Brezilya piyasalarını inceleyen Taşdemir ve Yalama'nın araştırmasıdır. Araştırma sonuçlarına göre São Paulo borsasından Borsa İstanbul'a oynaklık yayılması gözlenmiştir. Buna ek olarak, finansal kriz dönemlerinde de Türkiye'den Brezilya'ya oynaklık yayılması olduğu vurgulanmıştır²⁰. Soytaş ve Oran, Cheung-Ng yaklaşımıyla dünya petrol fiyatları, BIST 100 VE BIST elektrik endeks getirileri arasındaki ilişkileri incelemişlerdir²¹. Korkmaz ve Çevik çalışmalarında ABD'de zımni oynaklık endeksi (VIX)'nin gelişmekte olan 15 ülkenin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini GJR-GARCH yöntemi ile analiz etmişlerdir²². Araştırma sonuçlarına göre, gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının koşullu varyansında kaldıraç etkisinin olduğu ve piyasaya gelen kötü haberlerin oynaklığı daha fazla arttırdığını vurgulamışlardır. Çalışmalarında, zımni oynaklık endeksinin Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili, Peru, Macaristan, Polonya, Türkiye, Malezya, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkileyerek oynaklıklarını arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Jeong vd.parametrik olmayan bir test yaklaşımıyla petrol fiyatları, döviz kuru ve altın fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini kantil nedensellik testiyle sınımlamışlardır²³.

Candelon vd. Hong vd.²⁴'nin öne sürdüğü test sürecini geliştirerek, dağılımların kuyrukları arasındaki çoklu risk seviyeleri için Granger nedensellik testini ortaya koymuşlardır²⁵. Bu testi petrol piyasalarında kullanarak özellikle aşırı fiyat hareketleri olduğu dönemlerde bu piyasaya ilişkin bilgiler elde etmişlerdir. Bulgularına göre, aşırı hareketli dönemlerde petrol piyasaları arasındaki entegrasyon azalma eğilimi göstermektedir. Balcılar vd. çalışmalarında petrol fiyatları ve Güney Afrika tarımsal ürün fiyatları arasındaki nedenselliği araştırmışlardır. (2005-2014 dönemini ele alan araştırmada günlük petrol fiyatları, soya fasulyesi, buğday, ay çiçeği ve mısır fiyatları kullanılmıştır²⁶. Bu doğrultuda, Jeong v.d'nin kantillerde nedensellik testinden faydalanmışlardır. Bulgularına göre petrol fiyatlarının tarımsal ürün fiyatları üzerine etkisi, koşullu dağılımın farklı kantilleri arasında farklılık göstermektedir. Kuyruklar üzerindeki

- 19 Hafner, C.M., Herwartz, H. (2006). Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration, *Journal of International Money and Finance*, 25: 719-740.
- 20 Taşdemir, M., Yalama, A. (2014). Volatility spillover effects in interregional equity markets: empirical evidence from Brazil and Turkey, *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(2): 190-202.
- 21 Soytaş, U., Oran, A. (2011). Volatility spillover from world oil spot markets to aggregate and electricity stock index returns in Turkey, *Applied energy*, 88(1): 354-360.
- 22 Korkmaz, Turhan., Çevik, İsmail. (2009). Zımni Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 3(2): s.93.
- 23 Jeong, K., Härdle, W.K. ve diğerleri (2012). A Consistent Nonparametric Test For Causality in Quantile, *Econometric Theory*, 28: 861-887.
- 24 Hong, Y., Liu Y. ve diğerleri (2009). Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets, *Journal of Econometrics*, 150: 271-287.
- 25 Candelon, B., Joëts, M. ve diğerleri (2013). Testing for Granger causality in distribution tails: An application to oil markets integration, *Economic Modelling*, 31: 276-285.
- 26 Balcılar, M., Chang, S. ve diğerleri (2014). The Relationship between Oil and Agricultural Commodity Prices: A Quantile Causality Approach", Working Paper.

etkinin dağılımının geneline göre daha hafif olduğunu vurgulamışlardır. Bununla birlikte, petrol fiyatları ve tarımsal ürün fiyatları arasındaki doğrusal olmayan bağımlılık nedeniyle bilinen Granger nedensellik testlerinin yanlış sonuçlar verdiğini belirtmişlerdir. Balcılar vd. gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerden oluşan 16 ülkenin Amerikan doları karşısındaki döviz kuru getirileri ve oynaklıklarını analiz etmişlerdir. Analizlerinde parametrik olmayan kantillerde nedensellik testi yöntemini kullanarak, 1999-2012 dönemi için aylık verilerle çalışmışlardır²⁷. Kantillerde nedensellik yaklaşımı, birinci moment olan ortalamanın yanında dağılımın kuyruklarındaki nedenselliği de test etmelerini sağlamıştır. Bununla birlikte, varyansta da nedenselliği test ederek oynaklık yayılmalarını araştırmışlardır. Candelon ve Tokpavi ise iki zaman serisinin dağılımının her yerinde Granger nedenselliğini test etmişlerdir²⁸. Bouhaddioui ve Roy'un portmanto testinden türetilen bu yaklaşım dağılımın farklı bölgeleri arasındaki nedenselliği test edebildiği için oldukça kullanışlıdır²⁹.

Corsi vd. finansal kurumların kaliteye kaçış olgusunu analiz etmişlerdir. 36 ülkenin bono getirileri ve 33 bankanın hisse senedi getirileri ile risk yayılımını incelemişlerdir. Bu çalışmaya göre Avrupa bölgesi krizi sırasında, dünyadaki belli başlı bankalar bono piyasasında kaliteyi takip etmişlerdir³⁰.

Güloğlu vd. beş Latin Amerika ülkesinin borsaları arasında varyanstaki yapısal kırılmaları ele alarak oynaklık yayılmalarını araştırmışlardır. DCC-GARCH yöntemi ile kırılmaları ve asimetriyi de dikkate almışlardır. Bulgularına göre dinamik korelasyonlar oynaklık yayılmalarının çok güçlü olmadığını göstermiştir. Ortalamada nedensellik testleri ise Brezilya'dan diğer piyasalara tek yönlü bir nedensellik olduğunu ve varyansta nedensellik testi ise yine Brezilya'dan Şili'ye tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Buna göre ülkeler arasında karşılıklı bir bağımlılık olmadığını çıkarsamışlardır³¹.

3. Veri Seti

Bu çalışmada 16/01/2008 – 20/05/2015 yılları arasındaki Merval (Arjantin), BOVESPA (Brezilya), COLCAP (Kolombiya) IPC (Meksika), IPSA (Şili) ve S&P (Amerika) borsalarının günlük verileri analiz edilmektedir. Borsa endeks getirileri, Thomson and Reuters DataStream'den elde edilen günlük endeks verilerinden aşağıdaki şekilde elde edilmiştir:

$$r_t = 100 \times [\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}] \quad (1)$$

27 Balcılar, M., Gupta, R., Kyei, C., & Wohar, M. E. (2016). Does Economic policy uncertainty predict Exchange rate returns and volatility? Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test. *Open Economies Review*, 27(2): 229–250.

28 Candelon, B., Tokpavi, S. (2015). A Nonparametric Test for Granger-causality in Distribution with Application to Financial Contagion, Research Centre for International Economics Working Paper

29 Bouhaddioui C., Roy, R. (2006). A generalized portmanteau test for independence of two infinite order vector autoregressive series, *Journal of Time Series Analysis*, 27(4): 505-544.

30 Corsi, F., Lillo, F., Pirino, D. (2015). Measuring Flight-to-Quality with Granger-Causality Tail Risk Networks, SYRTO Working Paper Series.

31 Güloğlu, vd., 2016, 340.

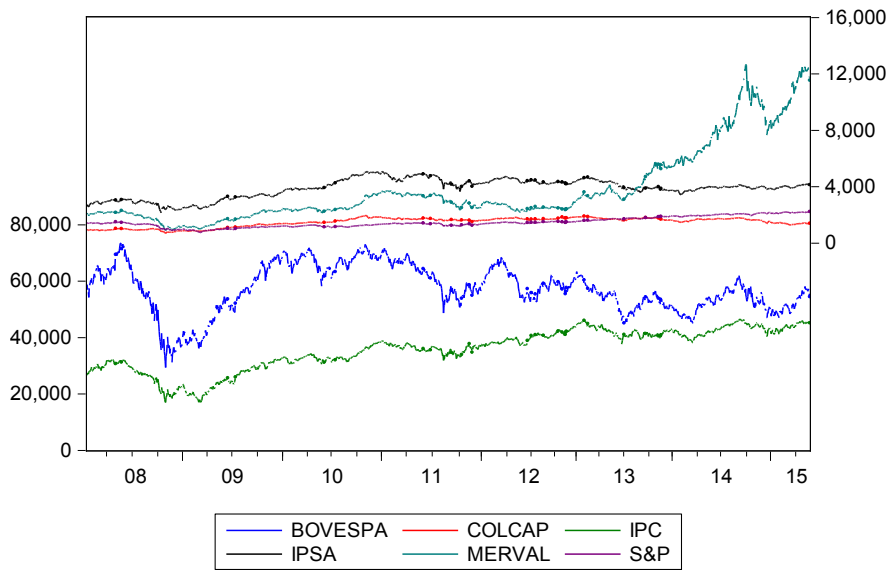
Burada r getiriyi, P ise endeks değerini göstermektedir. Şekil 1’ de borsa endeks getirilerinin zaman serisi çizimleri mevcuttur. Betimleyici istatistikler ise Tablo 1’ de gösterilmektedir. Tablodan da görüldüğü gibi piyasa getirileri dağılımı basık (kalın kuyruklu) ve negatif çarpıktır. Bununla birlikte Ljung-Box Q ve Q^2 istatistikleri oldukça anlamlıdır. Bunlar finansal zaman serilerinin tipik özelliklerindendir. Bu özellikler ARCH tipi modelleme teknikleri gerektirmektedir. Buna ek olarak birim kök testleri yapılmıştır. Serilerin logaritmik farklarının yani getirilerin durağan olduğu saptanmıştır.

Tablo 1: Borsa getirilerinin betimleyici istatistikleri

	S&P	IPSA	IPC	COLCAP	MERVAL	BOVESPA
ARCH1-2	120.75***	18.83 ***	68.13***	275.54***	60.8***	124.4***
ARCH1-5	83.732***	22.061***	66.07***	118.96***	42.71***	79.300 ***
ARCH1-10	72.32***	15.52***	61.75 ***	64.64***	27.1***	74.93***
$Q(20)$	99.36***	59.66 ***	60.89 ***	55.99 ***	34.17**	28.27*
$Q^2(20)$	2582.32***	346.52 ***	2042.6***	1431.7***	825.44***	2378.7***
Çarpıklık	-0.325893	0.762753	0.322927	-0.404428	-0.54893	0.128723
Basıklık	11.30323	22.51622	10.48861	9.410213	7.612456	9.532895
J-B	4566.757	25227.99	3719.344	2748.217	1479.936	2814.046

Not: ***, **, * istatistikler %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlıdır***, **, * istatistikler %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlıdır.

Grafik 1: Borsa endekslerinin zamana göre grafiği



4. Metodoloji

Bu çalışmada Latin Amerika hisse senedi piyasaları arasındaki risk yayılmalarının incelenmesi amaçlandığından, bu amaca uygun olarak son dönemde geliştirilen Momentlerde Granger nedensellik Chen testi kullanılmıştır³². Söz konusu test tekniği dağılımın tümünü dikkate alması ve istenilen momentler için nedenselliğin test edilmesine imkân vermesi nedeniyle piyasalar arası etkileşim hakkında çok daha geniş kapsamlı bilgi vermektedir. Daha açık olarak ifade etmek gerekirse mevcut Granger nedensellik testlerinden farklı olarak bu yeni test hem ortalama, hem varyans hem de tüm kantil ve momentler için Granger nedenselliğinin test edilmesini sağlamaktadır. Bu test istatistiksel açıdan mevcut testlere göre bazı üstünlüklere sahiptir.

Nedensellik testlerinin uygulanacağı hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olmaları ayrıca birden fazla modelin hata terimlerinin karşılıklı bağımsız olmaları varsayımı bu testte mevcut değildir. Bu test kullanılarak ortalama ve varyansta Granger nedenselliğinin yanı sıra herhangi bir moment (çarpıklık, basıklık vb.) ya da herhangi bir kantil için Granger nedensellik test edilebilir. Bu test genel ve parametrik olmayan bir test olup, herhangi bir modelden, herhangi bir ekonometrik teknikle elde edilmiş tüm kalıntılara uygulanabilir. Dolayısıyla büyük bir kullanım esnekliğine sahiptir. Böylece kuyruk bağımlılığı ve riskte nedensellik (bulaşma ve kaçış) olguları istatistiksel açıdan belirgin ve güvenilir biçimde test edilebilir. Momentlerde nedensellik testi genel bir test olup daha önceki Box-Pierce tipi Granger nedensellik testlerini birleştirmekte ve genelleştirmektedir.

Bu çalışmada momentlerde Granger nedensellik testi kullanılarak her bir piyasa çifti için ortalama ve varyansta Granger nedensellik testlerinin yanında (0, 0.2), (0.2, 0.4), (0.4, 0.6), (0.6,0.8) ve (0.8,1) kantil çiftlerinin tüm kombinasyonları için Granger nedensellik testleri yapılmaktadır. Böylece testler sonucu, piyasalar için finansal bulaşma ve bağımlılık olguları ortaya çıkarılacaktır. Momentlerde Granger testleri yapılırken Chen (2016) takip edilerek üstel GARCH modeli (AR(m)-EGARCH(p, q),) kullanılmakta ve böylece oynaklık asimetrisi dikkate alınmaktadır.

Belirtmek gerekir ki momentlerde Granger nedensellik testi Newey³³ ve Tauchen'in³⁴ tam örneklem moment testleriyle bunların örneklem dışı karşılıkları olan West³⁵ ile West ve McCracken testlerinin³⁶ birleştirilmesinden oluşmakta olup mevcut birçok nedensellik testinin genelleştirilmiş şeklidir. Başka bir ifadeyle Pierce³⁷ ve Pierce ve Haugh'un ortalama Granger

32 Chen, Y.T. (2016). Testing for Granger Causality in Moments, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 78 (2): 265-288.

33 Newey, W. K. (1985). Maximum likelihood specification testing and conditional moment tests, Econometrica, 53: 1047-1070.

34 Tauchen, G. (1985). Diagnostic testing and evaluation of maximum likelihood models, Journal of Econometrics, 30: 415-443.

35 West, K.D. (1996). Asymptotic inference about predictive ability, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1067-1084.

36 West, K.D., McCracken, M.W. (1998). Regression-based tests of predictive ability". Working Paper

37 Pierce, D.A. (1977). Relationships-and the lack thereof-between economic time series, with special reference to money and interest rates, Journal of the American Statistical Association, 72(357): 11-22.

nedensellik testi³⁸, Cheung ve Ng ve Hong'un varyansta nedensellik testleri ve Hong vd.'nin kantil nedensellik testleri³⁹ Chen momentlerde nedensellik testinin özel durumudur⁴⁰.

5. Test Yaklaşımı

$\{y_{it}\}$ durağan sürekli rassal değişkenler kümesi olsun. Buradaki t , zamanı, $Y_{i,t-1}$ de $i=1,2$ ve tüm $k > 0$ için $y_{i,t-k}$ 'lerden oluşturulan bilgi kümesini temsil etsin. $Y_{t-1} = (Y_{1,t-1}, Y_{2,t-1})$ $Y_{t-1} = (Y_{1,t-1}, Y_{2,t-1})$ olsun. Ayrıca $i=1,2$ için $F_i(\cdot | Y_{i,t-1})$ ve $F_i(\cdot | Y_{t-1})$, sırasıyla $y_{it} | Y_{i,t-1}$ ve $y_{it} | Y_{t-1}$ 'nin koşullu dağılımları olsun.

Eğer $Y_{2,t-1}$, $F_1(\cdot | Y_{t-1})$ 'nin öngörüsüne

$$F_1(\cdot | Y_{t-1}) = F_1(\cdot | Y_{1,t-1}) \quad (2)$$

olacak biçimde katkı sağlamıyorsa y_{2t}, y_{1t} 'in dağılımında Granger nedeni değildir, aksi takdirde y_{2t}, y_{1t} 'in dağılımında Granger nedenidir (Granger, 1980).

$\phi(\cdot)$ p boyutlu integral moment fonksiyonu olsun. Denklem (2), $E[\phi(y_{1t}) | Y_{t-1}]$ 'in öngörüsünde $Y_{2,t-1}$ 'in gereksiz olduğunu göstermektedir bu da demek oluyor ki y_{2t}, y_{1t} 'in momentlerinde Granger nedeni değildir:

$$E[\phi(y_{1t}) | Y_{t-1}] = E[\phi(y_{1t}) | Y_{1,t-1}] \quad (3)$$

5.1 Çapraz Korelasyon Testi

$\phi_1(\cdot)$, $\phi_2(\cdot)$, $\phi_q(\cdot)$ moment fonksiyonlarına karşılık gelen hata teriminin şu dönüşümlerini tanımlayalım:

$$\begin{aligned} \varphi_{it}^{(1)} &= \varepsilon_{it} \\ \varphi_{it}^{(2)} &= \varepsilon_{it}^2 - 1 \end{aligned}$$

ve

$$\varphi_{it}^{(q)} = I(Q_{\varepsilon, it}(\tau_1 | \beta_i) < \varepsilon_{it} \leq (Q_{\varepsilon, it}(\tau_2 | \beta_i))) - (\tau_2 - \tau_1)$$

Burada $Q_{\varepsilon, it}(\tau | \beta_i)$, $g_{it}(\cdot | \beta_i)$ 'nin τ - kantilini göstermektedir.

$\varphi_{it} = \varphi_{it}(\theta_i)$, $\varphi_{it}^{(1)}$, $\varphi_{it}^{(2)}$, $\varphi_{it}^{(q)}$ veya $i=1,2$ için ε_{it} 'nin sıfır ortalamalı bir dönüşümü olsun.

38 Pierce, D., Haugh, L. (1977). Causality in temporal systems, Journal of Econometrics, 5: 265-293.

39 Hong, Y., Liu Y., Wang, S. (2009). Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets, Journal of Econometrics, 150: 271-287.

40 Chen, 2016, 268.

φ_{1t} ve φ_{2t} 'nin fonksiyonel formu farklı olabilir.

$$\varphi_{i,ot} = \varphi_{it}(\theta_{i0}), \varphi_{i,ot}^c = \varphi_{i,ot} - E[\varphi_{i,ot}], \sigma_i^2 = E[(\varphi_{i,ot}^c)^2], \hat{\varphi}_{it} = \varphi_{it}(\hat{\theta}_{it}), \bar{\varphi}_i = P^{-1} \sum_{t=R+1}^T \hat{\varphi}_{it}, \\ \hat{\varphi}_{it}^c = \hat{\varphi}_{it} - \bar{\varphi}_i \text{ ve } \bar{\sigma}_i^2 = P^{-1} \sum_{t=R+1}^T (\hat{\varphi}_{it}^c)^2 \text{ olsun}$$

Bir değişkendeki $\varphi_{1,ot}$, cari şok ile diğer bir değişkendeki $\varphi_{2,ot-k}$, k gecikme sonraki şok arasında nasıl bir ilişki olduğu genelleştirilmiş çapraz korelasyonlar kullanarak belirleyebiliriz:

$$\rho_k = \text{corr}(\varphi_{1,ot}, \varphi_{2,ot-k}) = \frac{1}{\sigma_1 \sigma_2} E[\varphi_{1,ot}^c \varphi_{2,ot-k}^c], (4)$$

$$k = 1, \dots, n, n \ll P$$

Yukarıdaki çapraz korelasyonun örneklem karşılığı şu şekilde elde edilebilir:

$$\hat{\rho}_k = \frac{1}{P-k} \sum_{t=R+1+k}^T \left(\frac{\hat{\varphi}_{it}^c}{\bar{\sigma}_1} \right) \left(\frac{\hat{\varphi}_{2,t-k}^c}{\bar{\sigma}_2} \right) (5)$$

$$\hat{\rho} := (\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2, \dots, \hat{\rho}_n)' \text{ ve } \hat{V} := (\bar{\sigma}_1 \bar{\sigma}_2) \times I_n \text{ olsun.}$$

S, $q \leq n \leq n$ olmak üzere $q \times n$ boyutunda ağırlık matrisi, $\tilde{\Omega}$ ise varyans kovaryans matrisi olsun. Bu genelleştirilmiş çapraz korelasyon test istatistiği

$$G_P := P(S\hat{\rho})'(S\hat{V}^{-1}\tilde{\Omega}\hat{V}^{-1}S')(S\hat{\rho}) (7)$$

şeklinde ifade edilebilir.

G_P testi, momentlerde Granger nedenselliği için oluşturulan çapraz korelasyon testlerinden birisidir. Bu test ortalamada Granger nedenselliğini test etmek üzere $\varphi_{1t} = \varphi_{1t}^{(1)}$, varyansta Granger nedenselliği test etmek üzere $\varphi_{1t} = \varphi_{1t}^{(2)}$ ve kantilde Granger nedenselliği test etmek üzere $\varphi_{1t} = \varphi_{1t}^{(q)}$ farklı $(\varphi_{1t}, \varphi_{2t})$ 'lara uygulanabilir.

6. Bulgular

Bu bölümde çalışmadan elde edilen bulgular sunulmuş ve yorumlanmıştır. Testler yapılırken Chen'in çalışması takip edilerek ağırlık matrisi S birim matris olarak alınmış ve 1, 5 ve 10. gecikmeler için testler yapılmıştır⁴¹. Test sonuçları ekteki tablolarda (Tablo Ek 1-16) gösterilmiştir. Nedensellik testleri tüm piyasa çiftleri için ortalama, varyans ile (0, 0.2), (0.2, 0.4), (0.4, 0.6), (0.6, 0.8) ve (0.8, 1) kantil çiftlerinin tüm kombinasyonları için yapılmıştır. Bu bağlamda $(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(1)}, \Phi_{2t}^{(1)})$ sıfır hipotezi 2.seriden birinci seriye ortalamada Granger nedenselliğinin

41 Chen, 2016, 277.

olmadığını test ederken, $(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(2)}, \Phi_{2t}^{(2)})$ sıfır hipotezi varyansta Granger nedenselliğinin olmadığını test etmektedir.

Tablo Ek 1’de Kolombiya borsasından (COLCAP) Brezilya borsasına (BOVESPA) ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 4.71 değerini almakta ve istatistiksel olarak % 5 düzeyinde anlamlıdır. Ayrıca varyansta nedenselliğe baktığımızda, COLCAP’ tan BOVESPA’ya varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği anlamlı bulunamamıştır. Buna göre Kolombiya borsa getirisi Brezilya borsa getirisinin ortalamada zayıf nedeniyken varyansta nedeni değildir. Yine Tablo Ek 1’de BOVESPA’dan COLCAP’a ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 26.0 olup %1 düzeyinde anlamlı iken varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 2.680 olup anlamlı değildir. Bu doğrultuda yorumlamak gerekirse Brezilya borsa getirisi (BOVESPA) Kolombiya (COLCAP) borsa getirisinin ortalamada nedeniyken varyansta nedeni değildir.

İkinci piyasa çifti ise BOVESPA ve IPC (Meksika)’dan oluşmaktadır. Tablo Ek 2’de görüldüğü üzere ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 4.9, %5 düzeyinde anlamlı bulunduğu ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 1.855 anlamlı olmadığından, IPC, BOVESPA’nın ortalamada zayıf Granger nedeni iken varyansta Granger nedeni değildir. Diğer taraftan, 9.7 olan ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği %1 düzeyinde anlamlı bulunduğu ve 0.033 olan ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği anlamlı bulunamadığından BOVESPA, IPC’nin ortalamada nedeni iken varyansta nedeni değildir.

Tablo Ek 3’de üçüncü borsa çiftini incelediğimizde, ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiğinin 30.8, %1 düzeyinde anlamlı olduğu gözlemlenmektedir. Varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 0.478 ise anlamlı olmadığından, Brezilya borsası Şili (IPSA) borsasının ortalamada nedeniyken varyansta nedeni değildir. Diğer taraftan, ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 3.8, %5 düzeyinde anlamlı bulunduğu ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 0.033 anlamlı olmadığından, IPSA, BOVESPA’nın ortalamada nedeniyken varyansta nedeni değildir.

Tablo Ek 4’de, Merval (Arjantin)’den BOVESPA’ya herhangi bir nedensellik ilişkisi saptanamamıştır. Bununla birlikte ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 4.3, %5 düzeyinde anlamlı bulunduğu, BOVESPA, Merval’ın ortalamada zayıf Granger nedeni iken varyansta nedeni değildir.

Tablo Ek 5’de COLCAP ve IPC (Meksika)’yı incelediğimizde ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 25.2, %1 düzeyinde anlamlı bulunduğu ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 0.947 anlamlı olmadığından IPC, COLCAP’ın ortalamada Granger nedeni iken varyansta değildir. Fakat COLCAP, IPC’nin ne ortalamada ne de varyansta Granger nedenidir.

Tablo Ek 6’de COLCAP ve IPSA çifti incelendiğinde, ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 7.4, %1 düzeyinde anlamlı bulunduğu ve varyansta nedensellik ilişkisini

gösteren test istatistiği 1.888 anlamlı olmadığından COLCAP, IPSA'nın ortalamada Granger nedeni iken varyansta nedeni değildir. Diğer taraftan ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 13.3, %1 düzeyinde anlamlı bulunduğundan ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistiği 0.019 anlamlı olmadığından IPSA COLCAP'ın ortalamada nedeniyken varyansta nedeni değildir.

COLCAP ve Merval için, Tablo Ek 7 de verilen istatistikler (14.4) ve (9.2) anlamlı olup Kolombiya ve Arjantin borsaları birbirlerinin ortalamada Granger nedeni iken varyansta nedeni değildir.

Tablo Ek 8'de IPC ve IPSA çiftinde ise IPC, IPSA'nın ortalamada nedeni iken varyansta değildir. Ancak IPSA, IPC'nin hem ortalamada hem de varyansta Granger nedenidir.

Tablo Ek 9'de görüldüğü gibi IPC ve Merval çiftleri birbirlerinin ortalamada Granger nedeni iken varyansta nedeni değildir. Tablo Ek 10'da incelediğimiz ortalamada nedensellik ilişkisini gösteren test istatistikleri 17.0 ve 9.6, %1 düzeyinde anlamlı bulunduğundan ve varyansta nedensellik ilişkisini gösteren test istatistikleri 0.072 ve 0.531 anlamlı olmadığından Şili ve Arjantin borsaları birbirlerinin ortalamada Granger nedeni iken varyansta nedeni değildir.

Latin Amerika Ülkeleri ve ABD için piyasalar arası etkileşime bakacak olursak: Brezilya ve ABD piyasalarına ilişkin test istatistikleri Tablo Ek 11' de raporlanmıştır. Buna göre S&P500'den BOVESPA'ya varyansta nedensellik olduğu gözlemlenmektedir. Tablo Ek 12'de Kolombiya ve ABD piyasaları arasındaki nedensellik test edilmiş ve raporlanmıştır. Bu istatistikler doğrultusunda S&P500, COLCAP'ın ortalamada nedenidir. Tablo Ek 13'de ise Meksika ile ABD borsaları arasındaki momentlerde nedensellik ilişkisi araştırılmış, S&P500' ün ortalamada ve varyansta IPC'nin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır Amerika ve Şili borsaları arasındaki nedensellik ilişkilerini gösteren Tablo Ek 14' de dağılımın pek çok yerinde S&P500' den IPSA'ya nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Özellikle ortalamada ve kuyruklardaki nedensellik ilişkisi dikkat çekmektedir. Buna göre Şili borsası Amerikan borsasındaki hareketlerden oldukça etkilenmektedir.

Tablo Ek 15' de Arjantin borsası ile Amerikan borsası arasındaki ilişkiye yönelik istatistikler raporlanmıştır. Diğer bütün Latin Amerika ülkelerinde olduğu gibi nedenselliğin yönü S&P500'den Merval'a doğrudur. S&P500, Merval'ın ortalamada ve varyansta zayıf nedenidir.

Kuyruklardaki nedensellik ise $(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(q1)}, \Phi_{2t}^{(q1)})$, $(\Phi_{1t}^{(q1)}, \Phi_{2t}^{(q5)})$ ve $(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(q5)}, \Phi_{2t}^{(q1)})$ hipotezleriyle test edilebilir. Bu bağlamda tablo Ek 1-Ek 15 den borsalar için kuyruklar arası nedensellik ile elde edilen istatistikler ve yönleri şu şekildedir.

$(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(q1)}, \Phi_{2t}^{(q1)})$ hipotezinin, COLCAP, IPC, IPSA ve Merval ile BOVESPA çiftleri için test edildiği G istatistikleri sırasıyla 18.3, 5.6, 17.5 ve 8.6 olup %1 düzeyinde anlamlıdır. Bunun anlamı Brezilya borsa getirisi dağılımının sol kuyruğu diğer Latin Amerika borsa endeks getiri dağılımlarının sol kuyruğunun nedenidir.

$(\Phi_{1t}, \Phi_{2t}) = (\Phi_{1t}^{(q1)}, \Phi_{2t}^{(q1)})$ hipotezinin test sonuçları IPC, IPSA ve MERVAl'dan COLCAP'a doğru sırasıyla (21.8), (12.7) ve (13.9) olup anlamlıdır. Buna göre Meksika, Şili, Arjantin borsalarından Kolombiya borsasına risk yayılmaktadır. Negatif dönemlerde Kolombiya riskin yayıldığı ülkedir. Bu hipotez Meksika ile Şili ve Arjantin borsaları içinde anlamlı Meksika'nın sol kuyruğu Şili ve Arjantin'in sol kuyruğunun nedenidir.

7. Sonuç

Bu çalışmada Latin Amerika hisse senedi piyasaları arasındaki risk yayılmalarının incelenmesi amaçlanmış, bu amaca uygun olarak son dönemde geliştirilen momentlerde Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Söz konusu test tekniği dağılımın tümünü dikkate alması ve istenilen momentler için nedenselliğin test edilmesine imkân vermesi sayesinde piyasalar arası etkileşim hakkında çok daha geniş kapsamlı bilgi vermektedir. Normal dönemdeki nedensellik ilişkisi uzun süreli karşılıklı bağımlılıkla açıklanmaktadır. Finansal bulaşma ise daha ziyade kriz dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle dağılımların sol kuyruğu arasındaki nedensellik bulaşma etkisini göstermektedir. Böylece, bir ülkedeki aşağı yönlü hareketlerin bir başka ülkedeki aşağı yönlü hareketlerin öngörülmesinde başarılı olup olmadığı ortaya konmaktadır.

Özellikle kuyruklardaki nedensellik incelendiğinde Brezilya hisse senedi piyasasının Latin Amerika ülkeleri arasında belirleyici olduğunu görülmektedir. Çalışma bulgularına göre Brezilya endeks getirisi dağılımının sol kuyruğu, diğer endeks getirileri dağılımlarının sol kuyruğunun nedenidir. Bu sonuçlar negatif dönemlerde ve genellikle Brezilya merkezli olarak bulaşma etkisine işaret etmektedir. Ayrıca Meksika, Şili, Arjantin borsalarından Kolombiya borsasına risk yayılmaktadır. Bu piyasalardaki aşağı yönlü hareketler Kolombiya'da da riski arttırmaktadır.

Bu sonuçlar literatürdeki bu ülkeler için yapılan diğer çalışmalarla örtüşmektedir. Latin Amerika ülkelerinin ele alındığı mevcut çalışmalara baktığımızda Choudhry piyasalar arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına ve nedensellik ilişkisine işaret etmiştir⁴². Christofi ve Pericli asimetric oynaklık yayılmalarından bahsetmiştir⁴³. Yine Chen vd. bu ülkelerin ulusal borsa endekslerinin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini ortaya koymuştur⁴⁴. Bir diğer çalışmada Güloğlu vd. oynaklık yayılmalarının çok güçlü olmadığını göstermişlerdir⁴⁵. Ortalamada nedensellik testleri ise Brezilya'dan diğer piyasalar tek yönlü bir nedensellik olduğunu ve varyansta nedensellik testi ise yine Brezilya'dan Şili'ye tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Buna göre ülkeler arasında karşılıklı bir bağımlılık olmadığını çıkarsamışlardır.

42 Choudhry, T. (1997). Stochastic Trends in Stock Prices: Evidence from Latin American Markets," Journal of Macroeconomics, 19: 285-304.

43 Christofi, A., – Pericli, A. (1999). Correlation in Price Changes and Volatility of Major Latin American Stock Markets," Journal of Multinational Financial Management, 9: 79-93.

44 Chen, G.M., Firth, M. and Rui, O.M. (2002). Stock Market Linkages: Evidence from Latin America," Journal of Banking & Finance, 26: 1113-1141.

45 Güloğlu, vd., 2016, 240.

Bu çalışmada birçok piyasa çifti arasında ortalamada karşılıklı nedensellik görülmüştür. Varyansta nedensellik ise sadece Şili'den Meksika'ya görülmüştür. Bu bakımdan bir önceki çalışmadan farklı bir sonuca ulaşılmaktadır. Buna göre piyasalar arasında karşılıklı etkileşim yani bağımlılık söz konusudur. Fakat özellikle aşağı yönlü hareketlerin olduğu dönemlerde Brezilya'dan yayılan risk olgusu her iki çalışmada da vurgulanmaktadır. Sonuç olarak, Latin Amerika ülkeleri ele alındığında Brezilya risk ortamını belirleyici bir piyasadır.

Buna ek olarak S&P 500'den Latin Amerika hisse senedi piyasalarına doğru nedensellik tespit edilmiştir. Buna göre S&P500'den BOVESPA'ya varyansta nedensellik olduğu gözlemlenmektedir. Kolombiya ve Amerika piyasaları için S&P500, COLCAP'ın ortalamada nedenidir sonucuna ulaşılmıştır. Bir diğer Latin Amerika ülkesi Meksika ile Amerika arasındaki momentlerde nedensellik ilişkisi araştırılmış, S&P500'ün ortalamada ve varyansta IPC'nin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Amerika ve Şili arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde ise dağılımın pek çok yerinde S&P500' den IPSA'ya nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Özellikle ortalamada ve kuyruklardaki nedensellik ilişkisi dikkat çekmektedir. Buna göre Şili borsası Amerikan borsasındaki hareketlerden oldukça etkilenmektedir.

KAYNAKÇA

- BALCILAR, M., Chang, S., Gupta, R., Kasongo, V., Kyei, C. (2014). The Relationship between Oil and Agricultural Commodity Prices: A Quantile Causality Approach, Working Paper.
- BALCILAR, M., Gupta, R., Kyei, C., & Wohar, M. E. (2016). Does Economic policy uncertainty predict Exchange rate returns and volatility? Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test. *Open Economies Review*, 27(2): 229–250.
- BOUHADDIOUI C., Roy, R. (2006). A generalized portmanteau test for independence of two infinite order vector autoregressive series, *Journal of Time Series Analysis*, 27(4): 505-544.
- CANDELON, B., Joëts, M., Tokpavi, S. (2013). Testing for Granger causality in distribution tails: An application to oil markets integration, *Economic Modelling*, 31: 276-285.
- CANDELON, B., Tokpavi, S. (2015). A Nonparametric Test for Granger-causality in Distribution with Application to Financial Contagion, Research Centre for International Economics Working Paper
- CHEN, G.M., Firth, M. and Rui, O.M. (2002). Stock Market Linkages: Evidence from Latin America,” *Journal of Banking & Finance*, 26: 1113-1141.
- CHEN, Y.T. (2016). Testing for Granger Causality in Moments, *Oxford Bulletin of Economics ve Statistics*, 78 (2): 265-288.
- CHEUNG, Y.W., Ng, L.K. (1990). The dynamics of S&P 500 index ve S&P 500 futures intraday price volatilities, *Review of Futures Markets*, 9: 458-486.
- CHEUNG, Y.W., Ng, L.K. (1996). A causality-in-variance test and its application to financial market prices, *Journal of Econometrics*, 72: 33-48.
- CHRISTOFI, A., ve Pericli, A. (1999). Correlation in Price Changes and Volatility of Major Latin American Stock Markets,” *Journal of Multinational Financial Management*, 9: 79-93.
- CHOUDHRY, T. (1997). Stochastic Trends in Stock Prices: Evidence from Latin American Markets,” *Journal of Macroeconomics*, 19: 285-304.

- CORSI, F., Lillo, F., Pirino, D. (2015). Measuring Flight-to-Quality with Granger-Causality Tail Risk Networks, SYRTO Working Paper Series.
- ENGLE, R.F., Ito, T., Lin, W. (1990). Meteor shower or heat wave? Heteroskedastic intra daily volatility in the foreign exchange market, *Econometrica*, 59: 524-542.
- ENGLE, R.F., Susmel, R. (1993). Common volatility in international equity markets, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11: 167-176.
- GRANGER, C.W. (1980). Testing for causality: a personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and control*, 2: 329-352.
- GRANGER, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37: 424-438.
- GÜLOĞLU, B., Kaya, P. ve Aydemir, R. (2016). Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 462: 330-340.
- HAFNER, C.M., Herwartz, H. (2006). Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration, *Journal of International Money and Finance*, 25: 719-740.
- HAMAO, Y., Masulis, R.W., Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- HENRY, O. T., Olekalns, N., Lakshman, R. W.D. (2007). Identifying Interdependencies between South-East Asian Stock Markets: A Non-Linear Approach, *Australian Economic Papers*, 46(2): 122-135.
- HONG, Y. (2001). A test for volatility spillover with applications to exchange rates, *Journal of Econometrics*, 103: 183-224.
- HONG, Y., Liu Y., Wang, S. (2009). Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets, *Journal of Econometrics*, 150: 271-287.
- JEONG, K., Härdle, W.K., Song, S. (2012). A Consistent Nonparametric Test For Causality in Quantile, *Econometric Theory*, 28: 861-887.
- KING, M., Sentana, E., Wadhwani, S. (1994). Volatility and links between national stock markets, *Econometrica*, 62: 901-933.
- KING, M., Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets, *Review of Financial Studies*, 3, 5-33.
- KORKMAZ, T., Çevik, İ. (2009). Zımnî Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 3(2).
- LIN, W.L., Engle, R.F., Ito, T. (1994). "Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility, *Review of Financial Studies*, 7: 507-538.
- NEWKEY, W. K. (1985). Maximum likelihood specification testing and conditional moment tests, *Econometrica*, 53: 1047-1070.
- OKUR, M., Cevik, E. (2013). Testing Intraday Volatility Spillovers in Turkish Capital Markets: Evidence from ISE, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 26(3): 99-116.
- PIERCE, D., Haugh, L. (1977). Causality in temporal systems, *Journal of Econometrics*, 5: 265-293.
- PIERCE, D.A. (1977). Relationships-and the lack thereof-between economic time series, with special reference to money and interest rates, *Journal of the American Statistical Association*, 72(357): 11-22.
- SOYTAS, U., Oran, A. (2011). Volatility spillover from world oil spot markets to aggregate and electricity stock index returns in Turkey, *Applied energy*, 88(1): 354-360.
- TAŞDEMİR, M., Yalama, A. (2014). Volatility spillover effects in interregional equity markets: empirical evidence from Brazil and Turkey, *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(2): 190-202.

- TAUCHEN, G. (1985). Diagnostic testing and evaluation of maximum likelihood models, *Journal of Econometrics*, 30: 415-443.
- WEST, K.D. (1996). Asymptotic inference about predictive ability, *Econometrica*, 1067-1084. doi:10.2307/2171956.
- WEST, K.D., McCracken, M.W. (1998). Regression-Based Tests of Predictive Ability, *International Economic Review*, 39, 4, 817-840. doi:10.2307/2527340.

EKLER

Tablo Ek 1: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{BOVESPA}, y_t^{COLCAP})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{COLCAP}, y_t^{BOVESPA})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		4.7**	0.197	3.8**	0.963	26.0***	2.916	29.9***	14.2***
		5		8.405	1.312	4.76	3.495	37.3***	6.869	39.2***	15.8***
		10		15.03	6.18	12.33	11.59	45.7***	14.858	44.4***	23.5***
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.599	0.012	0.327	0.441	0.178	2.680	0.528	3.061
		5		1.078	4.958	2.546	2.343	1.297	8.805	1.101	10.220
		10		8.901	15.671	10.36	6.674	5.832	14.659	9.718	10.436
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		2.384	0.439	2.833	0.142	16.1***	4.7**	18.3***	6.0**
		5		4.156	8.199	4.688	2.293	18.8***	11.4**	28.0***	10.589
		10		10.410	17.632	12.740	7.036	28.9***	16.914	38.2***	18.8**
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		1.847	0.286	1.356	0.012	21.4***	0.027	19.6***	11.9***
		5		6.420	6.740	3.678	7.870	28.2***	5.278	23.6***	16.3***
		10		10.101	12.710	6.096	13.869	34.0***	11.010	25.6***	23.1***

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 2: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{BOVESPA}, y_t^{IPC})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{IPC}, y_t^{BOVESPA})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		4.9**	0.282	3.7**	1.09	9.7***	2.933	7.0***	4.9**
		5		9.541	3.016	4.01	5.21	13.8***	4.840	8.853	7.649
		10		14.48	12.201	9.314	11.07	16.7***	20.4**	11.934	15.458
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.236	1.855	5.934	0.001	4.2**	0.033	1.593	1.260
		5		0.583	6.028	6.064	1.820	7.432	2.556	4.180	7.706
		10		2.089	10.839	7.699	4.848	10.590	6.105	7.096	13.017
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		2.465	0.065	0.283	0.711	6.3***	0.76	5.6***	5.6***
		5		3.895	2.583	1.002	3.951	10.265	3.027	6.891	7.826
		10		7.035	9.493	4.983	4.981	12.678	15.327	13.293	16.582
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		1.142	0.715	3.367	0.116	11.9***	1.711	5.5***	5.3**
		5		7.069	6.938	5.064	5.551	16.4***	4.592	6.291	10.204
		10		13.62	10.435	8.836	14.800	21.5***	10.629	6.573	23.5***

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 3: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{BOVESPA}, y_t^{IPSA})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{IPSA}, y_t^{BOVESPA})$								
Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
Momentlerde Granger nedenselliği	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1	3.8**	0.412	3.9**	1.305	30.8***	5.4**	30.8***	11.9***
		5	15.2***	1.903	5.626	7.865	34.2***	12.4**	35.5***	16.2***
		10	17.8**	13.063	7.273	12.48	42.3***	20.9**	43.7***	30.8***
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1	0.468	0.033	3.542	0.42	0.006	0.478	0.091	0.042
		5	1.705	3.611	6.398	2.890	3.072	6.683	2.535	4.967
		10	8.893	9.440	9.457	9.050	3.784	14.434	5.118	8.882
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1	3.383	1.473	1.056	3.669	23.2***	3.445	17.5***	14.2***
		5	8.179	2.082	3.554	7.628	28.3***	10.9**	22.9***	17.4***
		10	10.740	10.223	3.845	9.597	33.3***	18.4**	28.6***	25.7***
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1	1.874	0.011	3.008	0.012	32.1***	1.911	32.5***	10.0***
		5	8.799	5.847	5.190	2.328	33.8***	8.616	37.8***	14.1***
		10	12.457	14.612	10.88	4.255	38.4***	21.3***	39.0***	24.3***

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 4: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{BOVESPA}, y_t^{MERVAL})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{MERVAL}, y_t^{BOVESPA})$								
Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
Momentlerde Granger nedenselliği	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1	1.008	0.011	0	1.315	4.3**	0.158	8.4***	5.4**
		5	6.295	0.933	2.251	4.952	9.780	3.271	13.7***	10.7**
		10	9.865	10.014	4.185	14.358	15.211	13.224	16.370	17.600
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1	0.007	0.037	0.411	0.071	1.290	0.035	0.123	0.118
		5	4.482	1.894	2.005	7.106	2.472	3.742	2.180	4.016
		10	9.860	5.169	10.557	10.723	5.050	14.529	8.258	10.613
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1	3.227	0.434	0.055	0.457	4.1**	2.871	8.6***	8.2***
		5	5.730	1.245	0.244	4.612	11.4**	4.767	15.2***	15.7***
		10	9.525	11.385	4.058	10.799	14.059	6.122	17.453	20.0**
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1	0.285	0.018	0.144	0.013	2.517	0.381	4.3**	2.297
		5	2.479	2.419	1.473	3.193	7.892	4.610	7.219	5.142
		10	5.996	16.396	2.882	12.654	10.472	9.664	9.039	8.234

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 5: G test istatistiği, S = In

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{COLCAP}}, y_t^{\text{IPC}})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{IPC}}, y_t^{\text{COLCAP}})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		25.2***	4.0**	30.7***	12.2***	0.634	10.6***	3.8**	0.162
		5		32.3***	6.078	34.7***	15.9***	5.465	13.9***	5.467	9.519
		10		38.9***	11.012	41.1***	26.0***	13.159	27.9***	19.2**	19.2**
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		3.333	0.947	3.548	0.286	0.001	1.305	0.059	0.283
		5		6.250	3.552	6.773	1.369	8.878	5.409	6.571	4.262
		10		13.495	7.585	17.489	12.603	14.986	8.470	8.256	8.771
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		26.9***	2.868	21.8***	21.1***	0.027	6.9***	1.315	0.096
		5		28.7***	4.399	22.9***	26.0***	3.119	8.925	2.454	1.840
		10		42.3***	10.037	38.3***	35.3***	9.395	28.4***	15.690	7.156
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		14.2***	2.062	20.6***	2.749	0.698	21.5***	4.4**	1.040
		5		21.5***	3.351	23.5***	6.707	2.282	24.2***	5.524	1.916
		10		22.8***	9.266	24.0***	9.683	3.490	32.1***	14.941	3.446

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 6: G test istatistiği, S = In

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{COLCAP}}, y_t^{\text{IPSA}})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{IPSA}}, y_t^{\text{COLCAP}})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		13.3***	0.749	19.1***	1.884	7.4***	0.02	6.111	2.088
		5		24.1***	3.065	29.8***	6.074	9.468	4.342	7.896	5.117
		10		35.5***	6.316	41.1***	17.376	22.1***	15.665	18.3**	21.5***
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.532	0.019	0.222	2.207	0.007	1.888	0.241	0.319
		5		2.171	3.175	2.725	9.922	5.281	7.501	0.946	5.646
		10		9.435	17.620	12.121	13.861	10.864	19.0**	5.578	10.752
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		14.8***	0.944	12.7***	1.919	3.218	1.385	0.292	0.003
		5		22.3***	1.768	25.8***	9.103	3.793	8.820	2.432	4.204
		10		32.5***	5.187	39.7***	19.0**	22.8***	14.418	11.822	21.6***
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		8.8***	0.002	11.3***	6.4***	7.8***	0.001	16.9***	2.076
		5		12.1**	1.743	16.9***	7.014	11.6**	5.228	17.5***	8.685
		10		21.174	7.432	19.1**	16.479	13.325	13.792	19.1**	12.886

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 7: G test istatistiği, S = In

$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{COLCAP}}, y_t^{\text{MERVAL}})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{MERVAL}}, y_t^{\text{COLCAP}})$											
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		14.4***	1.059	11.3***	3.8**	9.2***	0.363	2.869	4.3**
		5		21.6***	5.499	17.3***	12.4**	11.5**	2.656	3.071	9.700
		10		28.9***	13.246	22.8***	18.0**	16.809	9.986	9.590	18.9**
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.003	0.053	1.399	1.092	0.651	0.38	0.05	0.84
		5		3.882	5.460	5.773	5.342	2.470	2.457	1.990	1.644
		10		9.217	11.214	10.020	9.074	3.450	13.905	8.421	2.703
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		14.0***	1.480	13.9***	4.6**	9.4***	0.152	2.704	3.6**
		5		20.5***	3.109	18.0***	16.2***	12.0**	7.794	7.387	7.968
		10		27.1***	6.976	29.2***	19.5**	13.697	10.067	17.083	11.499
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		3.155	0.135	1.835	0.844	2.324	1.527	0.144	1.047
		5		3.791	1.117	4.640	3.896	5.952	3.778	0.521	6.300
		10		6.314	9.045	6.915	5.012	6.375	5.561	1.473	10.075

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 8: G test istatistiği, S = In

$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{IPC}}, y_t^{\text{IPSA}})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{\text{IPSA}}, y_t^{\text{IPC}})$											
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		10.4***	0.901	4.0**	6.5***	18.7***	0.365	18.9***	10.5***
		5		20.9***	3.983	9.192	15.2***	23.0***	6.174	21.7***	15.9***
		10		26.0***	15.058	13.798	20.8**	28.7***	17.115	26.9***	20.1**
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		1.030	4.9**	1.198	0.184	2.529	0.078	0.61	7.0***
		5		1.933	8.660	3.056	3.306	3.639	3.004	2.226	8.782
		10		6.669	11.463	7.283	13.468	6.468	9.868	12.029	11.669
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		4.5**	0.361	0.616	5.7***	14.3***	1.308	10.5***	12.7***
		5		11.6**	3.333	4.413	8.824	16.5***	7.475	14.9***	15.4***
		10		13.574	10.911	10.317	11.163	27.0***	12.109	19.7**	26.7***
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		7.2***	0.2	3.9**	3.173	3.6**	0.83	4.8**	1.863
		5		11.8**	5.223	6.336	6.476	7.203	5.284	6.766	10.304
		10		18.6**	20.0**	10.610	16.426	13.250	9.770	10.421	12.648

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 9: G test istatistiği, S = In

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_{1t}^{IPC}, y_{1t}^{MERVAL}) \quad (y_{1t}, y_{2t}) = (y_{1t}^{MERVAL}, y_{1t}^{IPC})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		9.5***	0.884	4.7**	4.5**	10.9***	0.219	6.4***	10.7***
		5		17.2***	2.300	5.891	9.741	14.6***	3.246	13.0**	14.5***
		10		22.9***	10.843	11.457	14.215	18.3**	8.550	16.295	25.5***
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.422	0.486	0.228	0.497	0.022	0.13	0.644	1.187
		5		3.136	3.478	6.946	2.595	2.967	3.529	1.829	5.199
		10		6.406	9.921	10.795	5.347	7.221	5.346	5.372	7.143
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		8.3***	1.033	4.496	4.7**	6.4***	0.001	4.3**	10.6***
		5		17.4***	2.088	6.647	16.4***	10.8**	2.311	12.0**	15.3***
		10		19.3**	12.046	13.922	20.1**	14.144	8.205	13.460	25.4***
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		2.470	1.139	2.059	1.053	4.2**	1.143	0.751	3.101
		5		7.285	6.737	6.900	6.253	12.3**	8.016	7.379	8.784
		10		10.041	12.426	12.544	10.535	14.606	9.002	9.213	16.298

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 10: G test istatistiği, S = In

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_{1t}^{IPSA}, y_t^{MERVAL}) \quad (y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{MERVAL}, y_t^{IPSA})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		17.0***	3.6**	14.2***	5.1**	9.6***	1.182	8.8***	5.0**
		5		19.1***	9.831	15.7***	12.1**	13.2**	3.422	12.1**	7.785
		10		34.5***	14.407	21.4***	26.2***	15.454	8.001	12.560	15.363
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.416	0.072	0.677	0.071	0.62	0.531	2.173	0.243
		5		4.483	5.494	7.906	6.129	3.413	2.739	4.170	2.920
		10		9.528	11.279	13.225	17.618	15.632	4.656	9.652	8.233
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		12.5***	0.039	6.1***	10.6***	3.047	0.075	1.378	2.526
		5		18.6***	2.392	8.257	26.5***	4.364	2.956	1.974	4.547
		10		28.9***	11.619	18.3***	34.3***	13.767	8.795	7.236	13.253
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		8.6***	2.997	10.2***	3.396	12.9***	1.985	12.5***	6.5***
		5		11.6**	16.8***	13.9***	7.337	19.7***	3.285	17.3***	8.356
		10		19.1**	30.0***	20.5**	14.718	24.7***	7.586	19.3**	17.013

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 11: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{BOVESPA}, y_t^{SP})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{SP}, y_t^{BOVESPA})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		2.202	0.061	1.191	0.209	1.632	3.44*	2.651	0.009
		5		4.601	1.729	1.124	4.700	3.232	12.5**	3.830	10.568
		10		5.205	11.450	2.734	7.219	9.098	29.67***	5.580	17.841
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		1.653	20.8***	8.29***	0	0.305	0.355	0.377	0.123
		5		3.262	22.01***	9.152	0.851	2.810	4.873	4.078	3.354
		10		8.962	24.73***	17.065	4.643	4.808	9.086	7.506	5.324
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		0.293	1.754	0	0.024	6.491	1.713	4.28**	3.12*
		5		1.083	6.964	1.335	2.919	9.707	7.993	5.120	12.6**
		10		3.008	16.402	2.613	7.200	13.199	24.15***	9.628	19.1**
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		0.107	4.29**	1.742	1.088	0.768	4.1**	2.039	2.246
		5		3.314	5.990	2.757	2.306	3.785	18.9***	4.325	13.5***
		10		6.311	14.762	4.619	6.140	6.764	26.4***	7.368	22.8***

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 12: G test istatistiği, $S = In$

		$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{COLCAP}, y_t^{SP})$ $(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{SP}, y_t^{COLCAP})$									
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		20.6***	4.7**	33.3***	5.72***	1.092	4.23**	2.101	0.039
		5		28.2***	7.803	37.5***	17.8***	6.604	9.654	7.525	9.816
		10		36.4***	11.310	43.4***	25.5***	11.397	13.316	11.884	13.238
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.227	0.811	1.356	0.475	1.486	3.28*	2.068	0.079
		5		2.847	3.285	6.509	3.422	3.987	11.5**	7.864	2.385
		10		17.655	8.608	18.2**	8.170	8.775	16.6*	10.810	4.637
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		6.06***	3.885	7.5***	1.153	1.029	4.2**	1.284	0.527
		5		10.8**	7.389	10.9**	7.244	5.025	8.563	6.639	9.744
		10		27.2***	10.739	21.03**	11.728	11.680	17.978	14.320	16.555
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		11.8***	6.8***	25.1***	1.299	0.006	0.554	0.005	0.885
		5		18.9***	10.9**	28.1***	14.501	5.718	3.174	4.420	4.370
		10		20.5**	12.313	30.5***	15.458	6.834	5.731	6.335	5.425

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 13: G test istatistiği, $S = In$

$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{IPC}, y_t^{SP}) \quad (y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{SP}, y_t^{IPC})$										
Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		7.8***	0.389	6.9***	6.08***	1.644	1.262	5.09**	0.016
	5		20.3***	3.247	9.8*	20.8***	4.468	12.3**	8.786	12.3**
	10		25.7***	9.690	12.004	29.4***	7.453	19.9***	14.036	19.07**
$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		0.567	12.8***	0.977	1.871	0.313	0.23	0.035	2.353
	5		1.176	14.4***	1.390	5.138	1.417	4.368	3.239	4.288
	10		6.015	17.22*	8.153	6.774	3.481	14.541	7.472	5.302
$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		1.786	1.070	2.296	6.9***	4.8**	1.738	5.4**	0.628
	5		14.6***	3.534	10.301	18.9***	9.358	6.452	9.678	11.9**
	10		21.4***	13.745	13.111	25.2***	13.195	19.964	12.292	20.8**
$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		1.029	2.012	3.256	0.062	0.561	0.224	3.003	0.304
	5		16.2***	6.325	7.333	4.363	6.342	9.130	6.784	11.6**
	10		21.6***	14.521	7.788	10.092	10.317	11.081	7.832	17.2*

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 14: G test istatistiği, $S = In$

$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{IPSA}, y_t^{SP}) \quad (y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{SP}, y_t^{IPSA})$											
Momentlerde Granger nedenselliği	Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$
	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1		17.3***	1.430	18.9***	10.7***	1.457	4.064	2.439	0.001
		5		20.3***	16.6***	20.4***	19.2***	6.913	6.285	7.432	8.665
		10		24.5***	28.7***	23.5***	24.9***	9.396	9.643	9.481	13.144
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1		1.097	0.009	0.014	2.094	0.021	1.362	0.044	0.162
		5		4.224	0.546	1.728	5.186	1.153	3.067	2.739	3.259
		10		8.602	6.964	9.287	10.414	12.092	8.193	12.786	11.323
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1		8.7***	0.017	6.7***	9.9***	1.850	0.205	3.028	0.498
		5		13.7***	2.943	12.6**	16.8***	8.726	6.253	3.733	11.568
		10		16.8*	9.855	15.196	23.4***	10.407	16.110	4.418	15.186
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1		3.678	3.2*	12.6***	0.314	1.012	2.836	1.955	0
		5		4.690	11.0**	13.8***	6.034	3.831	3.610	6.850	6.969
		10		7.016	17.0*	16.2*	11.741	11.935	6.860	13.649	14.913

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Tablo Ek 15: G test istatistiği, $S = In$

$(y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{MERVAL}, y_t^{SP}) \quad (y_{1t}, y_{2t}) = (y_t^{SP}, y_t^{MERVAL})$										
Φ_{2t}	n	$\Phi_{1t} =$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$	$\Phi_{1t}^{(1)}$	$\Phi_{1t}^{(2)}$	$\Phi_{1t}^{(q1)}$	$\Phi_{1t}^{(q5)}$

Momentlerde Granger nedenselliği	$\Phi_{2t}^{(1)}$	1	3.9**	0.729	5.7***	4.461	0.106	0.016	0.029	0.029
		5	4.868	3.742	10.6**	6.734	2.460	11.5**	10.561	10.561
		10	8.302	13.500	11.792	14.838	9.329	19.7**	13.622	13.622
	$\Phi_{2t}^{(2)}$	1	0.09	5.6***	2.970	1.692	0.881	0.302	0.285	0.285
		5	5.067	12.4**	8.047	7.289	2.512	3.621	2.045	2.045
		10	15.274	13.620	14.179	11.417	6.884	8.583	7.274	7.274
	$\Phi_{2t}^{(q1)}$	1	2.788	0.644	1.664	6.394	0.669	0.099	0.188	0.188
		5	4.613	4.524	4.221	9.320	8.470	2.410	14.5***	14.5***
		10	7.789	15.914	5.615	21.360	14.865	17.259	21.03**	21.03**
	$\Phi_{2t}^{(q5)}$	1	1.759	0.014	10.05***	0.023	0.802	2.8*	3.286	3.286
		5	5.582	1.785	17.7***	4.073	3.595	22.7***	4.582	4.582
		10	8.794	6.187	19.5***	8.722	4.478	27.3***	9.216	9.216

Not: ** ve *** istatistikler sırasıyla 5% ve 1% düzeyinde anlamlıdır.

Extended Abstract

The main purpose of this paper is to analyze the risk spillovers, “financial contagion” among the stock exchange markets of Latin American countries and the USA by using the recently developed econometric techniques. We employ the Granger causality tests in moments to investigate the contagion and interdependence phenomena. Causality test in moments differ from the Granger causality tests in means and variances in describing the causality in the tails of the distribution and describing their risk spillovers. More precisely the test allows us to analyze causalities in mean, variance and the other moments such as quantile pairs of (0, 0.2), (0.2, 0.4), (0.4, 0.6), (0.6, 0.8) and (0.8, 1) of the stock markets. Unlike the existing tests which can be used or extended to test causality in all moments, the test developed by Chen do this simultaneously. Therefore, it reduces family wise error rate. The advantage of these tests over the existing ones is that we can determine whether a negative shock to a market influences the other market positively or not. Taking the whole distribution into consideration to measure contagion would change the results. This is one of the important shortcomings of the previous studies that we try to overcome by using a recent Granger causality test in moments (Chen 2016). This new test enables us to test for causality for the whole distribution as well as for specific percentiles of the distribution including mean and variance. In particular, the test of causality between the tails of the distribution of the series is important as it informative about the risk spillovers. The causality between the left tails of the stock returns indicates the contagion effect. In this study we analyze daily index values of stock exchanges markets: Merval, BOVESPA, COLCAP, IPC, IPSA and S&P 500 (USA). The data set covers daily index values of stock exchange market indices spanning the period from 1/16/2008 to 5/20/2015. Daily return series are calculated as log differences of price levels. Our findings suggest that the left tail of Brazilian stock return distribution could Granger cause the left tails of others. These result indicates that there exists contagion during negative periods and Brazil can be considered as the driver of spillover. Moreover, we observe risk spillovers from Mexico, Chile, and Argentina to Colombia. These results coincide with other studies in this literature. One of the other studies about Latin American Countries, Choudhry (1997) pointed

out that there exist long term and causal relationship between these markets. In this study we find evidence that causal relationship in mean between many market pairs. The only causality in variance relation was observed from Chile to Mexico. In this regard we have a different result comparing our previous study. According to these finding there exist interdependence among the markets. However, the risk spillover phenomenon from Brazil to other markets in the periods of downward movements are underlined in both studies. To sum up, Brazil is a key country in Latin American financial markets. In addition causality is detected from S&P 500 to stock exchange markets of Latin American Countries. With regard to this, it can be seen that causality in variance from USA to Brazil. Besides we observed that there exist causality in mean from S&P 500 to COLCAP (Colombia). We investigated the causal relationship between Mexico and USA and we found causality from S&P 500 to IPC both in mean and variance. Finally we conclude that there exist causal relationship in many parts of distribution between Chile and USA stock exchange markets. The direction of causality is from S&P 500 to IPSA. In this context, we suggest that Chile stock exchange is highly influenced by USA stock exchange. The result suggest important implications for both policy makers and investors to use in the case of sudden capital flights.