

# İktisadi Büyüme ve Sefalet Endeksi Arasındaki İlişki: Geçiş Ülkeleri Örneği

## The Relationship between Economic Growth and Misery Index: Evidence from Transition Countries

Prof. Dr. Ebru Çağlayan Akay (Marmara University, Turkey)

Asst. Prof. Dr. Zamira Oskonbaeva (Kyrgyz-Turkish Manas University, Kyrgyzstan)

### Abstract

Unemployment and inflation, the main components of the misery index, continue to be vital macroeconomic problems, which draw researchers' attention both in developed and developing countries. The study investigates the interaction among economic growth and misery index in the selected transition countries using Panel ARDL. In the study, annual data for the period of 1996-2017 of selected 16 transition countries are used. The findings of the study show that there is a long-run relationship between the misery index and economic growth. In other words, it can be concluded that economic misery deteriorates economic growth. If the economy is to be sustainably improved, the misery index should be taken into account. The government needs a policy of decreasing inflation and unemployment, which is one of the fundamental macroeconomic policy priorities. This study may provide policy-makers with new insights to evaluate the role of economic misery in enhancing economic growth in transition countries.

### 1 Giriş

1990'lı yıllarda merkezi planlama sisteminden liberal ekonomik düzene geçiş yapan ülkeler yüksek enflasyon ve işsizlik sorunuyla karşı karşıya kalmışlardır. Yüksek enflasyon ve işsizlik gibi istikrarsız makroekonomik koşullar ülkelerin iktisadi büyüme performanslarını negatif etkilemişlerdir. Diğer bir deyişle söz konusu ülkelerin çoğunda küçülme, daralma olgusu gözlemlenmeye başlanmıştır.

Geçiş ülkelerinde sefalet endeksi ile iktisadi büyüme arasındaki etkileşimin boyutlarının daha yoğun hissedilmeye başlandığı söylenebilir. Sefalet endeksi olarak adlandırılan endeks iki bileşenden oluşmaktadır. Bir ülkedeki enflasyon ve işsizlik oranlarının toplamı sefalet endeksini vermektedir. Sefalet endeksi 1960'larda Arthur Okun tarafından enflasyon ve işsizliğin sosyal maliyetlerinin açık bir göstergesi olarak ortaya atılmıştır (Lovell ve Tien, 2000). Daha sonra diğer makro iktisadi değişkenlerin de eklenmesi ile genişletilmeye başlanmıştır (Barro, 1999; Setterfield, 2009).

Makroekonomik sefalet endeksi veya iktisadi hoşnutsuzluk endeksi olarak da tanınan (Lovell ve Tien, 2000) bu endeksin daha yüksek oranlara ulaşmasının önemli ekonomik ve sosyal maliyetleri beraberinde getirdiği varsayılmaktadır. Yüksek endeks değeri bir ekonomi için depresif bir ekonomik iklimin söz konusu olduğunun göstergesidir (Akçay, 2018). Sefalet endeksi iktisadi hoşnutsuzluğun nesnel bir ölçüsü olarak da kullanılmaktadır (Barro ve Gordon, 1983; Blanchard ve Fisher 1989; MacRae, 1977; Nordhaus, 1989).

Bu çalışmanın amacı, seçilmiş geçiş ülkelerinde (Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Kazakistan, Kırgız Cumhuriyeti, Letonya, Litvanya, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya Federasyonu, Slovak, Slovenya, Ukrayna) iktisadi büyüme ile sefalet endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmaktır. Bu amaç için 1996-2017 dönemi için 16 geçiş ülkesinin yıllık verileri, Panel ARDL modeli ile incelenmiştir.

Giriş bölümünü izleyen ikinci bölümde iktisadi büyüme ile sefalet endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar üzerinde durulmuştur. Üçüncü bölümde veri seti ve değişkenler tanımlanmıştır. Dördüncü bölümde ampirik uygulamada kullanılan metodoloji ve bulgulara yer verilmiştir. Çalışmamız sonuç bölümüyle sona ermektedir.

### 2 Literatür

1970'li yıllardan bu yana sefalet endeksinin diğer makro iktisadi değişkenlerle olası ilişkileri araştırmacıların ilgi odağını oluşturmuştur. Sefalet endeksinin suç oranları (Tang ve Lean, 2009; Munir vd., 2017; Ajide, 2019; Lorde vd., 2016; Nunley vd., 2011; Saboor vd., 2017; Sandoval, 2014 ), intihar oranı (Yang ve Lester, 1992), mutluluk ve yaşam tatminleri (Di Tella vd., 2001), yaşam beklentisi (Shahbaz vd., 2015; Alam vd., 2016), işgücü göçü (Akçay, 2018; Ali vd., 2015) hükümetlerin makroekonomik performansı (Adrangi ve Macri, 2019), gelir eşitsizliği (Sadeghi vd., 2014; Bayar ve Aytemiz, 2019), tüketici güveni (Lovell ve Tien, 2000), sağlık harcamaları (Wu vd., 2014) üzerindeki etkisi yoğun araştırılmıştır.

Literatürde daha çok sefalet endeksinin her bir ögesi ile büyüme arasındaki olası ilişki üzerine odaklanan çalışmalara rastlanmaktadır. Tang ve Lean (2009) çoklu doğrusallık sorunundan kaçınmak için işsizlik ve enflasyon değişkenlerini ayrı ayrı kullanmak yerine sefalet endeksinin kullanılmasını önermiştir.

Sefalet endeksi ve büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmaların sayısı pek fazla değildir. Yapılan çalışmalarda genellikle iki değişken arasındaki ilişkinin negatif yönde olduğu ileri sürülmektedir.

Dadgar ve Nazari (2018) ekonomik büyüme, iyi yönetim ve sefalet endeksi arasındaki ilişkiyi İran örneğinde ele aldıkları çalışmalarında sefalet endeksi ile ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişkinin söz konusu olduğunu vurgulamışlardır.

Wang vd., (2019) iktisadi büyüme, finansal gelişmişlik endeksi, sefalet endeksi arasındaki ilişkiyi Pakistan örneğinde ele aldıkları çalışmalarında sefalet endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönü negatif yönde olduğunu ortaya koymuşlardır.

Yukarıdaki literatüre dayanarak sefalet endeksi ile büyüme arasındaki bağlantının seçilmiş geçiş ülkelerinde söz konusu olup olmadığını araştırmaya karar verilmiştir.

### 3 Veri Seti ve Değişkenler

Bu çalışmada seçilmiş 16 (Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Kazakistan, Kırgız Cumhuriyeti, Letonya, Litvanya, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya Federasyonu, Slovak, Slovenya, Ukrayna) geçiş ülkelerinin 1996-2017 dönemine ait yıllık verileri kullanılmıştır. Tüm veriler Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiştir. Değişkenlere ait bilgiler Tablo 1’de yer almaktadır.

Değişken	Kısaltma	Tanımlama
İktisadi büyüme	LGDP	2010 sabit fiyatlarla (dolar cinsinden) kişi başına düşen GSYİH
Sefalet endeksi	LMISERY	Enflasyon+İşsizlik oranı
İşçi transferleri	LREM	Dolar cinsinden
Doğrudan yabancı yatırımlar	LFDI	Doğrudan yabancı yatırım, net girişler (GSYİH'nin yüzdesi)
Dışa açıklık endeksi	LTRADE	İhracat ve ithalat toplamı (GSYİH'nin yüzdesi)

Tablo 1. Değişkenler

Ampirik uygulamada kullanacağımız model aşağıdaki gibidir:

$$LGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LMISERY_{it} + \alpha_2 REM_{it} + \alpha_3 LFDI_{it} + \alpha_4 LTRADE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada  $LGDP_{it}$  bağımlı değişken,  $LMISERY_{it}$ ,  $REM_{it}$ ,  $LFDI_{it}$  ve  $LTRADE_{it}$  açıklayıcı değişkenlerdir.  $\varepsilon_{it}$  hata terimi,  $i$  ve  $t$  alt indisleri ise sırasıyla paneldeki ülkeleri ve zamanı temsil etmektedir.

### 4 Metodoloji ve Bulgular

Model tahminine geçmeden önce serilerin yatay kesit bağımlılık içerip içermedikleri incelenmelidir. Çünkü değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığın göz önünde bulundurulmaması tahmin sonuçlarını büyük ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu amaç için Pesaran (2004) tarafından ortaya atılan CD (Cross-Section Dependence) testi kullanılmıştır. Söz konusu testin üstün yönü serinin zaman boyutunun kesit boyutundan büyük ( $T > N$ ) ve küçük ( $T < N$ ) olduğu durumlarda da kullanılabilmesidir. Çalışmamızda  $T > N$  olduğu için test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$CD = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{i=j+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \square N(0,1) \quad (2)$$

Burada  $\rho_{ij}$  herbir denklemin en küçük kareler yöntemi ile tahmininden elde edilen artıklar arasındaki basit korelasyon katsayısını göstermektedir. Pesaran (2004) CD testi sonuçları Tablo 2’de özetlenmiştir.

Değişkenler	LGDP	LMISERY	LFDI	LTRADE	LREM
Test istatistiği	49,27	28,02	11,94	14,45	43,91
Olasılık	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Temel hipotez,  $H_0: \rho_{ij} = cor(ui_t, uj_t) = 0 \ i \neq j$  şeklindedir ve yatay kesit bağımlılık olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Tablo 2’de özetlenen sonuçlara göre tüm serilerde % 1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılık vardır. Bu durumda ikinci nesil birim kök testlerinin uygulanması önerilmektedir. Buna göre serilerin birim kök içerip içermedikleri Pesaran (2007) tarafından önerilen CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey Fuller) testi ile incelenmiştir. Pesaran (2007) CADF testinin hem  $T > N$  hem de  $N > T$  durumlarında etkin bir şekilde kullanılabileceğini ileri sürmüştür. CADF regresyon denklemi

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + b_i Y_{i,t-1} c_i \dot{Y}_{t-1} + d_i \Delta \dot{Y}_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

olarak gösterilebilmektedir. Burada  $\dot{Y}_t$ , tüm yatay kesit gözlemlerin zamana göre ortalamasını ifade etmektedir. Otokorelasyon söz konusu olduğunda yukarıdaki denklem aşağıdaki gibi genişletilebilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i Y_{it-1} + d_0 \dot{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \dot{Y}_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_k \Delta Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

CADF regresyonu tahmin edildikten sonra CIPS istatistiği,

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

olarak elde edilecektir. Burada  $CADF_i$  gecikmeli değişkenlerin t-istatistiklerinin ortalamalarını ifade etmektedir. Tablo 3'te Pesaran birim kök testi sonuçları özetlenmiştir.

	t bar istatistiği	z bar istatistiği	Olasılık
<b>Düzyer Seviyeleri (sabit+trend)</b>			
LGDP	-2,599	-1,242	0,107
LMISERY	-2,936*	-2,693*	0,004
LREM	-2,810	-2,152	0,016
LFDI	-3,268*	-4,121*	0,000
LTRADE	-3,240*	-4,001*	0,000
<b>İlk Farklar (sabit+trend)</b>			
ΔLGDP	-3,167*	-3,687*	0,000
ΔLREM	-2,767*	-4,194*	0,000

Testlerin deterministik spesikasyonu sabit ve trendi içermektedir.

Temel hipotez birim kök vardır, seri durağan değildir şeklindedir.

\* %1 kritik değerine göre anlamlılığı göstermektedir.

Kritik değerler Pesaran (2007) çalışmasından alınmıştır.

**Tablo 3. Pesaran Birim Kök Testi Sonuçları**

Tablo 3'teki sonuçlara göre LGDP ve LREM değişkenleri hariç diğer değişkenlerin düzeyde durağan oldukları görülmektedir. LGDP ve LREM değişkenleri ise ilk farklarında durağan hale gelmişlerdir. Diğer bir deyişle serilerin farklı dereceden I(0) ve I(1) bütünlenen oldukları söylenebilir. Bu durumda seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından geliştirilen panel otoregresif gecikmesi dağıtılmış (Autoregressive Distributed Lag, ARDL) modeli ile incelenecektir.

Çalışmada tahmin edilecek Panel ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LGDP_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i \Delta LGDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^i \Delta X_{i,t-j} + \theta^i [LGDP_{i,t-j} - (\beta_0^i + \beta_1^i X_{i,t-j})] + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Burada X açıklayıcı değişkenleri,  $\gamma$  ve  $\delta$  kısa dönem katsayılarını,  $\beta$  uzun dönem katsayılarını ve  $\theta$  hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Hata düzeltme teriminin (-) işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Hata düzeltme terimi, kısa dönemde meydana gelen sapmaların bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir (Fosu ve Joseph, 2006).

Denklem (6) Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group, PMG) ve Ortalama Grup (Mean Group, MG) tahmincileri yardımıyla tahmin edilmiştir. İki tahminci arasında seçim yapabilmek için Hausman testi kullanılmıştır. Temel hipotez havuzlanmış ortalama grup tahmincisinin tutarlı ve etkin olduğunu varsayarken, alternatif hipotez ortalama grup tahmincisinin tutarlı olduğunu ileri sürmektedir (Khan vd., 2019). Uzun dönem katsayılarının homojen olup olmadığını test eden Hausman testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Değişkenler	b (MG)	B (PMG)	(b-B) Fark	sqrt(diag(V_b-V_B))S.E.
LMISERY	-0,4803	-0,2266	-0,2537	0,4875
LFDI	0,2501	0,0773	0,1728	0,4703
LTRADE	0,1893	0,2505	-0,0612	0,7368
LREM	0,1188	0,0763	0,0425	0,0719

$\chi^2=1,68$  Prob> $\chi^2 = 0,7945$

Hausman test istatistiği:  $H=(b-B)'(V_b-V_B)^{-1}(b-B)$

**Tablo 4. Hausman Testi**

Elde edilen sonuçlara göre Hausman test istatistiği 1,68 değeri %5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Yani uzun dönemde katsayıların homojen olduğu kanısına varılabilir. Diğer bir deyişle temel hipotez altında etkin ve tutarlı olan PMG tahmincisi tercih edilmektedir. Buna göre havuzlanmış ortalama grup tahmincisi ile elde edilen tahmin sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Değişkenler	Katsayılar	Standart hata
<b>Uzun Dönem Katsayılar</b>		
LMISERY	-0,2266*	0,0248
LFDI	0,0773*	0,0126
LTRADE	0,2505*	0,0456
LREM	0,0763*	0,0063
<b>Kısa Dönem Katsayılar</b>		
Hata Düzeltme Terimi	-0,1921*	0,0366
$\Delta$ LMISERY	-0,0198**	0,0087
$\Delta$ LFDI	-0,0020	0,0037
$\Delta$ LTRADE	0,0376	0,0255
$\Delta$ LREM	0,0115	0,0140
Sabit	1,3935*	0,2582
Log Likelihood=781,7856		
Gözlem sayısı=336		

\*\* ve \* sırasıyla %5, ve %1 kritik değerlerine göre anlamlılığı göstermektedir.

Optimum gecikme uzunluğu Bayesian bilgi kriterine göre ARDL (1 1 0 0 0) olarak belirlenmiştir.

**Tablo 5. Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmin Sonuçları**

Havuzlanmış ortalama grup tahmin sonuçlarına göre tüm değişkenlerin uzun dönem katsayıları %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Elde edilen bulgulara göre sefalet endeksinde meydana gelen %1'lik artış iktisadi büyüme %0,22 oranında azaltmaktadır. Sefalet endeksi toplumdaki ekonomik kalkınmanın başlıca engelinin temel kaynağıdır (Asteriou ve Siriopoulos, 2000). Sefalet endeksinde bir azalma ve hükümetin etkililiğinde veya hukukun üstünlüğünde herhangi bir artış, bölgede siyasi istikrar ile sonuçlanmaktadır (Agheli, 2017). Siyasi istikrarın ülkedeki üretim ve yatırımı artırıcı yönde etkilediği ileri sürülmektedir (Karahan ve Karagöl, 2014). Söz konusu endekste temel varsayım, artan işsizlik oranının ve nispeten yüksek enflasyonun ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etki yarattığıdır. Ekonomik açıdan, enflasyondaki artış ve yüksek işsizlik oranı tüketici harcamalarını düşürerek ekonomik yavaşlamaya sebep olabilir (Iqbal ve Nawaz, 2010). Böylece sefalet endeksinin iktisadi büyüme üzerindeki etkisinin negatif yönde olduğu sonucuna varılabilir.

Doğrudan yabancı yatırımlardaki (DYY) %1'lik artış iktisadi büyüme %0,07 oranında arttırmaktadır. DYY'ın brüt sabit sermaye oluşumuna katkıda bulunarak ekonomik büyüme doğrudan etkilediği varsayılmaktadır. Diğer yandan DYY'ın bilgi stokunu arttırarak ve alıcı ekonominin teknolojik büyümesini teşvik ederek dolaylı olarak ekonomik büyüme katkıda bulunduğu ileri sürülmektedir (Borensztein vd., 1998; De Mello, 1999). Dolayısıyla DYY'ın dışsallıklar (yani teknoloji ve bilgi yayımları) sonucu ekonomik büyüme üzerinde kalıcı olumlu bir etkisinin olması beklenmektedir. Çalışmamızda DYY'ın büyüme arttırdığına dair görüşü destekler nitelikte bulgulara ulaşılmıştır.

Dışa açıklık endeksindeki %1'lik artış ise iktisadi büyüme %0,25 oranında yükselttiği gözlemlenmektedir. Dışa açıklık bir yandan yabancı yeniliklere erişim sağlayarak ekonomik büyüme desteklerken diğer yandan kıt kaynakların verimli bir şekilde tahsis edilmesini sağlayan pazar büyüklüğü ve rekabetin artmasına yol açmaktadır. Buna ilaveten sermaye girişlerini teşvik eden dışa dönük politikalar, özel sektörün gelişmesi ve iç ekonominin büyüme potansiyeline tam olarak katkıda bulunması için olanaklı ve destekleyici bir ortam yaratarak büyüme teşvik edebilir (Balassa, 1978; Kessides, 1991). Elde edilen bulgular ışığında dışa açıklık endeksinin büyüme pozitif yönde etkilediği söylenebilir.

İşçi transferlerindeki %1'lik artışın ise büyüme %0,07 oranında arttırdığı söylenebilir. İşçi transferlerinin sermaye birikim oranını doğrudan etkilediği bilinmektedir. Yerli hane halkları yatırım faaliyetlerini kısıtlayan finansal kısıtlamalarla karşılaştığında, işçi dövizleri hane halklarının mali kısıtlamalarını azaltarak ve ekonominin yatırım düzeyini arttırarak ekonomik büyüme katkıda bulunabilir (Barajas vd., 2009). Diğer yandan işçi transferlerinin çarpan yoluyla hane halklarının tüketim düzeyini etkileyerek büyüme olumlu etki yapacağı ileri sürülmektedir (Stahl ve Arnold, 1986; Rahman, 2009; Acosta vd., 2007). Böylece işçi transferlerinin iktisadi büyüme üzerinde olumlu etkiler yaratacağı ortaya konulmaktadır.

Hata düzeltme parametresi ise (-0,1921) negatif ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bir dönemde meydana gelen dengesizliklerin yaklaşık %20'si bir sonraki dönemde düzeleceğine işaret etmektedir. Sefalet endeksinin büyüme üzerindeki negatif yönlü etkisi kısa dönemde de anlamlı bulunmuştur. Diğer bir deyişle kısa dönemde sefalet endeksinde meydana gelen %1'lik artış iktisadi büyüme %0,01 oranında azaltmaktadır.

## 5 Sonuç

Bu çalışmada seçilmiş geçiş ülkelerinde sefalet endeksi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda 16 geçiş ülkelerinin 1996-2017 dönemine ait yıllık verileri kullanılmıştır. Ampirik uygulamada Panel ARDL modeli kullanılmıştır.

Elde edilen bulgulara göre ele alınan ülkelerde sefalet endeksi ile iktisadi büyüme arasında uzun dönem ilişki bulunmuştur. Tahmin sonuçları sefalet endeksi ile iktisadi büyüme arasında ilişkinin negatif yönde; dışa açıklık endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar ve işçi transferlerinin büyüme üzerindeki etkisinin pozitif yönde olduğunu göstermektedir.

Ele alınan geçiş ülkelerinde sefalet endeksinin azaltılması ile iktisadi büyümenin arttırılabileceği sonucuna varılmıştır. Diğer bir deyişle sefalet endeksinde gözlemlenen olumlu bir gelişme ekonomik büyümeyi arttıracaktır. Genel olarak elde edilen bulgular ışığında söz konusu ülkelerde sefalet endeksinin azaltılmasına ve doğrudan yabancı yatırımlar ile dış ticaretin arttırılmasına yönelik politikaların iktisadi büyüme üzerinde olumlu etkiler meydana getireceği söylenebilir.

### Kaynakça

- Acosta, P., Fajnzylber, P., and Lopez, J. H. 2007. *The Impact of Remittances on Poverty and Human Capital: Evidence from Latin American Household Surveys*. (World Bank Policy Research Working Paper 4247). Washington, DC: The World Bank.
- Adrangi, B., and Macri, J. 2019. "Does the Misery Index Influence a US President's Political Re-Election Prospects?" *Journal of Risk and Financial Management*, 12, p. 22.
- Agheli, L. 2017. "Political Stability, Misery Index and Institutional Quality: Case Study of Middle East and North Africa". *Ikonomečki Izledvaniya*, 26, p. 30–46.
- Ajide Folorunsho, M. 2019. "Institutional Quality, Economic Misery and Crime Rate in Nigeria," *Economics and Business, Sciendo*, 33(1), p. 170-182.
- Akçay, S. 2018. "Remittances and Misery Index in Turkey: Is There a Link?" *Applied Economics Letters*, 25(13), p.895-899, DOI: 10.1080/13504851.2017.1380284.
- Alam, M.S., Shahbaz, M. and Paramati, S.R. 2016."The Role of Financial Development and Economic Misery on Life Expectancy: Evidence from Post Financial Reforms in India", *Social Indicators Research*, 128, p. 481–497 <https://doi.org/10.1007/s11205-015-1040-4>.
- Ali, A., N. Mujahid, and Rashid, Y. 2015. "Human Capital Outflow and Economic Misery: Fresh Evidence for Pakistan," *Social Indicators Research*, 124(3), p.747–764. doi:10.1007/s11205-014-0821-5.
- Asteriou, D., and Siriopoulos, C. 2000. "The Role of Political Instability in Stock Market Development and Economic Growth: The Case of Greece", *Economic Notes*, 29, p. 355–74.
- Balassa, B.1978. "Exports and Economic Growth: Further Evidence," *Journal of Development Economics*, 5(2), p.181–189.
- Barajas, A., R. Chami, C. Fullenkamp, M. Gapen, and Montiel, P. 2009. "Do Workers' Remittances Promote Economic Growth,"*International Monetary Fund Working Paper*, NoWP/09/153.
- Barro, R. J. 1999. "Reagan Vs. Clinton: Who's the Economic Champ?" *Business Week*, February 22.
- Barro, R., and Gordon, D. 1983. "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model," *Journal of Political Economy*, 91(4), p. 589–610.
- Bayar, Y., and Aytemiz, L. 2019. "The Misery Index, Corruption and Income Inequality in Latin American Countries: A Panel Cointegration and Causality Analysis", *Scientific Annals of Economics and Business*, 66(3), p. 309-319 DOI: 10.2478/saeb-2019-0024.
- Blanchard, O., and Fisher, S. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, and Lee, J.-W. 1998. "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 45(1), p. 115–35. doi:10.1016/S0022-1996(97)00033-0.
- Breusch, T. S., and Pagan, A. R. 1980. "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47(1), p. 239-253. <http://dx.doi.org/10.2307/2297111>.
- Dadgar, Y., and Nazari, R. 2018. "The Impact Of Economic Growth and Good Governance on Misery Index in Iranian Economy", *European Journal of Law and Economics*, 45, p. 175–93.
- De Mello, L. R. 1999. "Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data", *Oxford Economic Papers*, 51(1), p. 133–51. doi:10.1093/oep/51.1.133.
- Di Tella, R., R. MacCulloch, and Oswald, A. 2001. "Preferences of Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness," *American Economic Review*, 91(1), p. 335–341.
- Fosu, O. A. E., and Joseph, M. F. 2006. "Aggregate Import Demand and Expenditure Components in Ghana: An Econometric Analysis", *MPRA Paper No.599*, August.

- Iqbal, N., and Nawaz, S. 2010. "Fiscal Decentralization and Macroeconomic Stability: Theory and Evidence from Pakistan," MPRA Paper, No. 27184, 1-18.
- Karahan, H., and Karagöl, Erdal T. 2014. "Ekonomik Performansın Temel Taşı: Siyasi İstikrar," SETA Perspektif, 41, p. 1-5.
- Kessides, I. N. 1991. *Lessons of Experience in Developing World*. Oxford: Basil Blackwell.
- Khan, Z., Rabbi, F., Ahmad, M., and Siqun, Y. 2019. "Remittances Inflow and Private Investment: A Case Study of South Asian Economies via Panel Data Analysis", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), p. 2723-2742, DOI: 10.1080/1331677X.2019.1655464.
- Lorde, T., Jackman, M., Naitram, S. and Lowe, S. 2016. "Does Crime Depend on the "State" of Economic Misery?" *International Journal of Social Economics*, 43(11), p. 1124-1134. <https://doi.org/10.1108/IJSE-03-2015-0047>.
- Lovell, M., and Tien, P.-L. 2000. "Economic Discomfort and Consumer Sentiment." *Eastern Economic Journal*, 26(1), p. 1–8.
- MacRae, D. 1977. "A Political Model of Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 85(2), p.239–263.
- Munir, S., Asghar, N., and Rehman, H. 2017. "An Analysis of the Interrelationship among Crime, and Institutional Quality: A Case Study of Pakistan", *Journal of Political Studies*, 24(1), p.383-406.
- Nordhaus, W. 1989. "Alternative Approaches to the Political Business Cycle," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p.1–68.
- Nunley J. M., Seals, R.A., and Zietzc, J. 2011. "Demographic Change, Macroeconomic Conditions, and the Murder Rate: The Case of the United States, 1934–2006", *The Journal of Socio-Economics*, 40(6), p. 942-948.
- Pesaran, H. 2004. "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Working Paper, No: 0435 University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. 2007. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence," *Journal of Applied Econometrics*, 22, p. 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. P. 1999. "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), p. 621–634. doi: 10.2307/2670182.
- Rahman, M. 2009. "Contributions of Exports, FDI, and Expatriates' Remittances to Real GDP of Bangladesh, India, Pakistan, and Sri Lanka", *Southwestern Economic Review*, 36(1), p. 141–154.
- Saboor, A., Sadiq, S., Khan, A. U., and Hameed, G. 2017. "Dynamic Reflections of Crimes, Quasi Democracy and Misery Index in Pakistan", *Social Indicators Research*, 133(1), p. 31-45.
- Sadeghi, S.K., Marvasti, M.B., and Karbor, R. 2014. "New Evidence of the Link Between Income Inequality and Misery Index. A Nonlinear Time Series", *International Journal of Sustainable Development and World Policy*, *Conscientia Beam* 3(1), p. 25-30.
- Sandoval, L.E. 2014. "Demographic Change, Economic Conditions, and the Murder Rate: The Case of the Colombia 1990 to 2013", *Ecos de Economía*, 18(39), p.97-111.
- Setterfield, M. 2009. "An Index of Macroeconomic Performance", *International Review of Applied Economics*, 23, p. 625-649.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Mujahid, N., Ali, A., and Nawaz, A. 2015. "Determinants of Life Expectancy and its Prospects under the Role of Economic Misery: A Case of Pakistan", MPRA Paper No. 67167. 1-28.
- Stahl, C. W., and Arnold, F. 1986. "Overseas Workers' Remittances in Asian Development", *International Migration Review*, 20(4), p. 899–925. doi:10.2307/2545742.
- Tang, C. F., and Lean, H.H. 2009. "New Evidence from the Misery Index in the Crime Function", *Economics Letters*, 102, p. 112–15.
- Wang, N., Shah, M.H., Ali, K., Abbas, S. ve Ullah, S. 2019. "Financial Structure, Misery Index, and Economic Growth: Time Series Empirics from Pakistan", *Journal of Risk and Financial Management*, 12 p. 100, doi:10.3390/jrfm12020100.
- World Bank Database, WDI (2020). [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)
- Wu, P.C., S.Y. Liu and Pan, S.C. 2014. "Does Misery Index Matter for the Persistence of Health Spending? Evidence from OECD Countries", *Social Indicators Research*, 118, p. 893-910.
- Yang, B., Lester, D.1992. "The Misery Index and an Index of Misery", *Atlantic Economic Journal*, 20(3), p. 98, <https://doi.org/10.1007/BF02300179>.