

Murat Karagoz*

Ali Sen**

Ali Kocyigit***

UTJECAJ VANJSKIH POREMEĆAJA NA TURIZAM:
SLUČAJ TURSKA

THE IMPACT OF EXTERNAL SHOCKS ON TOURISM SECTOR:
THE CASE OF TURKEY

SAŽETAK: Predmet ove studije je procjena privremenih utjecaja na dolaske turista u Tursku. Ekonometrijskom se strategijom određuje postojanje jediničnih korijena u serijama podataka koji sadržavaju kvartalne brojeve turističkih dolazaka između prvog kvartala 1993. i trećeg kvartala 2005. Ova studija potvrđuje da su serije podataka okarakterizirane determinističkim trendom i sezonskim elementima, kao i opaženim strukturnim promjenama. Stoga bilo koji oblik izvanjskih poremećaja nema stalan utjecaj na dolazak turista u Tursku.

KLJUČNE RIJEČI: vremenski učinci, Turska, turistička industrija, jedinični korijen

SUMMARY: The objective of this study is to assess the temporal impacts on Turkey's tourist arrivals. An econometric strategy is selected to determine the existence of unit roots in data series containing the quarterly number of tourist arrivals between 1993:1 and 2005:3. The present study finds that the data series contain deterministic trend and seasonal components together with detected structural changes. Hence any form of exogenous shocks, will not have permanent impact on Turkey's tourist arrivals.

KEY WORDS: Temporal Effects, Turkey, Tourism Industry, Unit Root.

* Dr. Murat Karagoz, Izvanredni profesor Sveučilišta Inonu, Fakultet ekonomije i upravnih znanosti, Katedra za ekonometriju, mkaragoz@inonu.edu.tr

Dr. Murat Karagoz, Associate Professor, Inonu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Econometrics, e-mail: mkaragoz@inonu.edu.tr

** Dr. Ali Sen, Izvanredni profesor Sveučilišta Inonu, Fakultet ekonomije i upravnih znanosti, Katedra za ekonomiju, asen@inonu.edu.tr

Dr. Ali Sen, Associate Professor, Inonu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, e-mail: asen@inonu.edu.tr

*** Dr. Ali Kocyigit, Docent Sveučilišta Inonu, Fakultet ekonomije i upravnih znanosti, Katedra za ekonomiju, akocyigit@inonu.edu.tr

Dr. Ali Kocyigit, Assistant Professor, Inonu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, e-mail: akocyigit@inonu.edu.tr

1. UVOD

Turizam je jedan od najvažnijih ekonomskih stupova gospodarstva Turske s udjelom od oko 5 % u DBP-u Turske u zadnjoj dekadi. Međutim, u razdoblju od 16 godina, Turska se suočavala s brojnim krizama. Uz ostale globalne krize tursko se gospodarstvo u zadnjoj dekadi borilo protiv nekoliko unutrašnjih kriza. Financijsku su krizu 1994. prouzročila dva tržišta: tržište valuta i tržište dionica. U kolovozu 1999. Tursku je pogodio jedan od najrazornijih zemljotresa u povijesti. Teroristički su napadi u Sjedinjenim državama 2001. imali za posljedicu proširenje razornih kriznih valova kroz cijelu regiju. Štoviše, početkom 2003. ekonomski je rast zemalja Srednjeg istoka bio u sjeni prijetnji napada SAD-a na Irak. Uz to, sve su se faze rata u Iraku pojavljivale kao glavni globalni događaj u naslovima masovnih medija.

Učinak takvih vanjskih događaja na turizam bit će privremen ako je serija turističke potražnje trend stacionarna, a ne diferencijalno stacionarna. U prvom slučaju vremenska se serija vrti oko determinističkih sezonskih komponenti. U drugom slučaju, podaci oponašaju nepredvidiv proces slučajnog pomaka i vanjski će poremećaj na ovu vrstu serije imati stalan učinak.

Polazi se od predviđanja da bi utjecaj vanjskih poremećaja na turističku industriju mogao biti privremen. Iako ne postoji prethodna studija koja bi pokušala predvidjeti utjecaj vanjskih poremećaja na turistički sektor u Turskoj, postoje studije za druge zemlje. Na primjer, Enders et al. (1992) su koristili ARIMA model za predviđanje učinka terorizma na turističku industriju u Zapadnoj Europi.

Raymond (2001) propituje probleme koji se odnose na utjecaj ekonomskih faktora na turističku potrošnju i stopu iskorisćenosti hotelskih soba. Članak daje opći

1. INTRODUCTION

Tourism is one of the most important economic pillars of the Turkish economy. It contributed around 5 % to Turkey's GDP over the last decade. However, in a span of 16 years, Turkey, together with other external events, struggled with many crises. In the last decade, Turkish economy, alongside the other global crises, struggled with several internal crises. The 1994 financial crisis was caused by both the foreign exchange and stock markets. In August 1999 one of the most disastrous earthquakes of the history has taken place. In 2001, the terrorist attacks on the United States and its aftermath sent shock waves through out the region. Moreover, early 2003 the economic growth of Middle East countries threatened by US attack on Iraq. As a top global event all the phases of Iraq war were in the top headlines of all mass media.

The effect of such external events on tourism will be temporary if the tourism demand series is trend stationary rather than difference stationary. In the first case, time series evolves around a deterministic time trend and deterministic seasonal components. In the second case, the data imitates an unpredictable random walk process and an external shock to this sort of series will have a permanent effect.

We start with a prediction that the impact of external shocks on the tourism industry in Turkey would be temporary. There is no previous study that has attempted to forecast the impact of an exogenous shock on the tourism sector of Turkey. Nevertheless there are some studies for other countries. Enders et al. (1992), for example used the ARIMA model to predict the effect of terrorism on the tourist industry in Western Europe.

Raymond (2001) examines issues relating to the impact of economic factors on tourist expenditure and hotel room occupancy rate. The article first presents an

prikaz turističke industrije Hong Konga, zatim razmatra određene aspekte turističke industrije, te predviđa turističku potrošnju i stope iskorištenosti hotelskih soba. Korištenjem modela očekivanja došlo se do zaključka da realna turistička potrošnja ovisi o očekivanom prihodu, očekivanom tečaju i razini cijena. Rezultati članka također otkrivaju da uravnoteženost stope iskorištenosti hotela ovisi o priljevu turista, tečaju valute, razini cijena i duljini boravka.

Au et al (2005) su proučavali privremeni utjecaj SARS-a na dolazak turista u Hong Kong. Analiza je pokazala da serije podataka iz 24 zemlje sadrže jedinične korijene, pa tako i neki oblik vanjskih poremećaja poput epidemije SARS-a mogu imati stalan utjecaj na dolazke turista. Preporuka je članka da bi vlasti trebale poduzeti posebne mjere za tu zemlju kako bi se prebrodili negativni učinci SARS-a.

Bhattacharya i Narayan (2005) su dokazali hipotezu slučajnog pomaka dolazaka turista u Indiju koristeći novo-razvijenu skupinu testova jediničnog korijena. Rezultati testova omogućavaju odbacivanje hipoteze slučajnog pomaka koja upućuje na zaključak da poremećaji u dolascima turista u Indiju s 10 glavnih emitivnih tržišta imaju privremen učinak na dolazak turista.

Halicioğlu (2004) empirijski propituje funkciju agregatne turističke potražnje u Turskoj koristeći podatke vremenskih serija u razdoblju od 1960. do 2002. Ukupni broj turističkih dolazaka u Tursku povezan je sa svjetskim dohotkom, relativnim cijenama i cijenama prijevoza. Autorica koristi postupak testiranja kointegracije s ograničenjima za izračunavanje kratkoročnog i dugoročnog elasticiteta varijabli prihoda, cijena i prijevoza. Također primjenjuje testove stabilnosti CUSUM i CUSUMSQ na funkciju agregatne turističke potražnje. Empirijski rezultati pokazuju da su prihodi najznačajnija varijabla kod pokušaja objašnjavanja ukupnih dolazaka turista u Tursku te da je funkcija turističke potražnje stabilna.

overview of the tourism industry in Hong Kong, an examination of the particular aspects of the tourism industry, and an estimate of tourist spending and hotel room occupancy rates. Using an expectations model, real tourism expenditure is found to depend on expected income, expected exchange rate and price level. The results of the article also reveal that the equilibrium hotel occupancy rate is a function of tourist flows, exchange rates, price level and length of stay.

Au et al (2005) assessed the temporal impact of SARS on the tourists' arrival in Hong Kong. The analysis finds that data series of 24 countries contain unit roots and hence any form of exogenous shocks, like the SARS epidemic, can have permanent impact on the number of tourist arrivals. The paper recommends that authorities should take source-country-specific measures to overcome the negative effect of SARS.

Bhattacharya and Narayan (2005) provide evidence on the random walk hypothesis for tourist arrivals to India using the recently developed panel unit root tests. Test results allow them to reject the random walk hypothesis, implying that shocks to tourist arrivals to India from the 10 major source markets have a temporary effect on tourist arrivals.

Halicioğlu (2004) empirically examines aggregate tourism demand function for Turkey using the time series data for the period 1960-2002. The total tourist arrivals into Turkey are related to world income, relative prices and transportation cost. She employs bounds testing cointegration procedure to compute the short and long-run elasticities of income, price, and transportation cost variables. She also implements CUSUM and CUSUMSQ stability tests on the aggregate tourism demand function. The empirical results indicate that income is the most significant variable in explaining the total tourist arrivals to Turkey and there exists a stable tourism demand function.

Poseban cilj ovog istraživanja jest odrediti je li utjecaj vanjskih poremećaja na dolazak turista u Tursku po prirodi kratkoročan ili stalan. Očekuje se da će turisti iz raznih zemalja drugačije reagirati na bilo kakav oblik vanjskih poremećaja, pa će tako i poremećaji varirati od zemlje do zemlje. Koristeći odgovarajuću ergometrijsku strategiju procijenit će se utjecaj vanjskih događaja na dolazke turista u Tursku. Ova studija doprinosi i metodološki istraživanju turizma, kao i budućim istraživanjima tako da predlaže način kvantificiranja oblika dolazaka u odnosu na ideju stacionarnosti, te pokazuje upotrebu ove metode u slučaju strukturalne promjene. Primjena pristupa korištenog u ovoj studiji omogućila bi procjenu učinaka i drugih kriza koje pogađaju turizam.

2. KORIŠTENJE METODOLOGIJE VREMENSKIH SERIJA

Serijska se smatra stacionarnom ako njezina statistička svojstva, kao što su srednja vrijednost, varijanca i autovarijanca ostaju konstantne u vremenu. U tim okolnostima bilo kakav oblik vanjskog poremećaja imat će prolazni i umanjujući učinak na serije, što znači da će se serije s vremenom vratiti u svoje izvorne okvire prirodnim putem. S druge strane serijska se smatra nestacionarnom ako nema konstantnu srednju vrijednost, varijancu i autovarijanca na vremenskoj liniji. Ekonometričari vremenskih serija nazivaju ovu vrstu serija realizacijom procesa slučajnog pomaka ili jediničnog korijena. Proces slučajnog pomaka ima stalnu srednju vrijednost, ali se njegova varijanca i kovarijanca mijenjaju tijekom vremena (Enders 2004, str.160). Budući da ova vrsta serija nema svojstvo stacionarnosti, bilo kakav vanjski poremećaj će se zadržati, pa će tako i učinak na serije biti dugoročne prirode. Da bi se odredilo je li određena serijska stacionarna ili nestacionarna, mora se ustanoviti sadrži li serijska podataka jedinične korijene u vrijednostima i/ili učinak sezone.

Specifically, the objective of this research is to determine if the impact of external shocks on tourist arrivals in Turkey is temporary or permanent in nature. It is expected that tourists from different countries would act differently to any form of external shocks, and so the impact would vary from one source country to another. By choosing an appropriate econometric strategy we evaluate the impact of external events on tourist arrivals in Turkey. This study also offers methodological contributions to tourism research and future research directions by suggesting a way to quantify arrival patterns with respect to the concept of stationarity and demonstrates the use of method in the case of structural change. Adopting the approach in the present study could empirically evaluate the effects of other tourism crises.

2. THE EMPLOYED TIME SERIES METHODOLOGY

A series is said to be stationary if its statistical properties in terms of mean, variance and autocovariances remain constant along the time path. Under such circumstances, any form of external shock will have a transient and diminishing effect on the series, implying that the series will naturally return to its original property over the time. Conversely, a series is said to be non-stationary if it has non-constant mean, variance and autocovariances over the time path. Time series econometricians refer to this type of series as realizations of a random walk or unit root process. A random walk process has constant mean but its variance and covariances change with time period (Enders 2004, p.160). Since this type of series does not possess property of stationarity, any exogenous shock will persist and hence the effect on the series will be long-term in nature. In order to determine whether a particular series is stationary or non-stationary, one has to detect whether the data series contains unit roots in levels and/or seasonal terms.

Postoji nekoliko vrsta postupaka za ispitivanje postojanja jediničnog korijena u vremenskoj seriji. Poznat je pristup ADF autora Dickey i Fuller (1979, 1981). Ovaj su postupak razradili na raznim slučajevima mnogi autori. Peron (1989) je koristio službeni postupak za testiranje jediničnih korijena u prisustvu strukturne promjene. Enders (2005, str.213) i Hoffmann et al. (2003) su uveli i rabili modifikacije ove strategije.

U slučaju trenda i/ili sezonalnosti, treba krenuti s pretpostavkom determinističkog trenda i sezonskih komponenti kao alternativne hipoteze. Zapravo, ovaj su slijed radnji postavili Dickey-Fullerovi testovi za jedinične korijene (1979). Mi smo koristili Peronov postupak kako je bio opisan kod Enders-a (2004, str.203). Tablica 1 pokazuje ovaj postupak s malom modifikacijom.

There are a number of procedures for testing the presence of unit root in a data series. Dickey and Fuller's (1979, 1981) ADF approach is a well known approach. This procedure has been elaborated for different cases by some authors. Peron (1989) has offered a formal procedure to test for unit roots in the presence of structural change. A modification of this strategy used by Enders (2005, p.213) and another modification introduced by Hoffmann et al. (2003).

In case of trend and/or seasonality we should start with an assumption of deterministic trend and seasonal components as an alternative hypothesis. In fact this is the course of action followed by Dickey-Fuller (1979) type tests for unit roots. We have employed Peron's procedure that has been outlined in Enders (2004, p.203). In Table 1 we present a small modification of this procedure.

Tablica 1: Postupak testa o postojanju jediničnog korijena sa strukturnom promjenom

Korak 1: Procijenite najvjerojatniji model determinističkog trenda i deterministički sezonski model zajedno s mogućim elementima strukturne promjene u konstantnom članu i parametru nagiba determinističkog trenda. Spremite rezidualne kao vrijednosti iz kojih je uklonjen trend (detrended) i kao desezonirane vrijednosti (de-seasonalized).

Korak 2: Formirajte empirijsku autokorelacijsku funkciju (ACF): $r_k, k = 1, 2, \dots, K$. Ovdje je K odabran tako da bude približno jednak četvrtini ukupnog broja opservacija, $T/4$. Ako su općenito koeficijenti statistički značajni, tj. premašuju granicu od dvije standardne pogreške $\pm 2/\sqrt{T}$ i opadaju jako sporo s brojem pomaka, to je pokazatelj postojanja jediničnog korijena u razinama. Značajni koeficijenti u sezonskim periodima, $s, 2s, 3s, \dots, s$ druge strane, su pokazatelj postojanja sezonskih jediničnih korijena. Provedite Box-Pierce $Q = T \sum r_k^2$ ili Ljung-Box (1978) testove $Q = T(T+2) \sum r_k^2 / (T-k)$ na rezidualima kako bi otkrili autokorelaciju u razinama i u sezonskim periodima. Zadnji test je robustan za male uzorke. Ako Q premašuje kvadrat kritičnu vrijednost za K stupnjeva slobode odbacite nultu-hipotezu o nepostojanju autokorelacije $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$. Ako ne postoji naznaka o autokorelacijama zaključite da ne postoji jedinični korijen, u protivnom idite na korak 3.

Korak 3: Provedite HEGY test (Hylleberg et al 1990) o postojanju sezonskih jediničnih korijena. Za to formirajte varijable $e_{1t-1} = e_{t-1} + e_{t-2} + e_{t-3} + e_{t-4}$, $e_{2t-1} = e_{t-1} - e_{t-2} + e_{t-3} - e_{t-4}$, $e_{3t-1} = e_{t-1} - e_{t-3}$ i $e_{4t-1} = e_{t-2} - e_{t-4}$. Tada procijenite $\Delta_4 e_t = a_1 e_{1t-1} - a_2 e_{2t-2} + a_3 e_{3t-3} - a_4 e_{4t-4} + u_t$ i njegov restriktivan oblik s restrikcijama $a_3 = a_4 = 0$. Provedite F test restrikcija za nultu hipotezu o postojanju sezonskih jediničnih korijena. Test veličina $F_{cal} = [(SSE_r - SSE_u) / m] : [SSE_u / (n - K)]$ definirana je za restrikcije pretpostavljene nultom hipotezom, gdje su SSE_r i SSE_u rezidualne sume kvadrata regresijskih modela s restrikcijama i bez restrikcija, $m=2$ je broj restrikcija, n je broj opservacija, $K=4$ je broj parametara u modelu bez restrikcija. U slučaju postojanja sezonskih jediničnih korijena, sezonski diferencirajte originalnu seriju i ponovite čitavu proceduru, u protivnom idite na korak 4.

Table 1. The Procedure of Unit Root Test with Structural Change

| | |
|---------|--|
| Step 1: | Estimate the most probable deterministic trend and deterministic seasonal model together with possible structural change elements in constant term and slope of the deterministic trend. Save the residuals as de-trended and de-seasonalized values. |
| Step 2: | Form the sample autocorrelation function (ACF): r_k , $k=1, 2, \dots, K$. Here K is chosen so as to be equal to approximately one third of total observation numbers, $T/4$. If the overall coefficients are statistically significant, that is exceeds two standard error bound $\pm 2/\sqrt{T}$ and decreasing very slowly over the lag numbers, this is an indication of unit roots at levels. Significant coefficients at seasonal periods, $s, 2s, 3s, \dots$, on the other hand are the indicative of seasonal unit roots. Perform Box-Pierce $Q = T \sum r_k^2$ or Ljung-Box (1978) tests $Q = T(T+2) \sum r_k^2 / (T-k)$ over the residuals to detect the autocorrelations in levels and in seasonal periods. Later test is robust for small samples. If Q exceeds the chi-square critical value of K degrees of freedom reject the null of no auto-correlation $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$. If there is no sign of autocorrelations conclude that there is no unit root, otherwise go to step 3. |
| Step 3: | Perform HEGY test (Hylleberg <i>et al</i> 1990) for seasonal unit roots. To this end form the variables $e_{1t-1} = e_{t-1} + e_{t-2} + e_{t-3} + e_{t-4}$, $e_{2t-1} = e_{t-1} - e_{t-2} + e_{t-3} - e_{t-4}$, $e_{3t-1} = e_{t-1} - e_{t-3}$ and $e_{4t-1} = e_{t-2} - e_{t-4}$. Then estimate $\Delta_4 e_t = a_1 e_{1t-1} - a_2 e_{2t-2} + a_3 e_{3t-3} - a_4 e_{4t-4} + u_t$ and its restricted form for $a_3 = a_4 = 0$. Perform the restricted F test for the null hypothesis of seasonal unit roots. The test statistics $F_{cal} = [(SSE_r - SSE_u) / m] : [SSE_u / (n - K)]$ is for the restriction given by null hypothesis, where SSE_r and SSE_u are the restricted and unrestricted regressions' residual sum of squares, $m=2$ is the number of restrictions, n is the number of observations, $K=4$ is the number of parameters in the full model. In case of seasonal units, take the seasonal differences of the original series and repeat the whole procedure, otherwise go to step 4. |
| Step 4: | Perform ADF test to detect the unit roots in levels, add the lagged valued of dependent variable in case of autocorrelation in the errors as follows $\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum \beta_i \Delta e_{t-i} + v_t$. Use Peron's critical values for the null hypothesis of unit root $\gamma=0$, in case of structural change. If there is a unit root, take the difference of the original series and repeat the whole procedure, otherwise conclude that the present model is the best. |

Rezultati ove metodologije mogu se klasificirati u pet kategorija kako slijedi (Au *et al* 2005):

(1) Stacionaran – utjecaj vanjskih poremećaja postupno se smanjuje s vremenom. Ovo bi značilo da će se dugoročno broj turista vratiti na prvobitnu konstantnu razinu.

(2) Trend-stacionaran – utjecaj vanjskih poremećaja postupno se smanjuje s vremenom. U ovom bi se slučaju broj turista vratio na dugoročni trend. Stoga, u ovakvim slučajevima utjecaji stvoreni poremećajima su privremeni.

The results of this methodology can be classified in five categories as follows (Au *et al* 2005):

(1) Stationary – the impact of external shocks would gradually diminish over time. This would imply that in the long run, the number of tourists would return to the original constant level.

(2) Trend-stationary – the impact of external shocks would gradually diminish over time. In this case the number of tourists would return to its long-term trend. Thus, in these cases the impact created by shocks is temporary.

(3) Slučajni pomak – utjecaj vanjskih poremećaja na nestacionarnu seriju ne smanjuje se s vremenom. To bi značilo da se utjecaj vanjskih poremećaja na nestacionarne serije ne bi smanjivao s vremenom, a to bi opet upućivalo na stalan učinak na broj turista.

(4) Slučajni pomak s članom centralne tendencije – utjecaj vanjskih poremećaja na nestacionarnu seriju s članom centralne tendencije ponaša se na isti način kao i (3) osim što se serija pomiče gore ili dolje. Učinak poremećaja na takvu seriju je permanentan.

(5) Slučajni pomak s članom centralne tendencije i trendom – utjecaj poremećaja na nestacionarnu seriju s članom centralne tendencije i trendom ne smanjuje se s vremenom. Međutim, budući da serija podataka pokazuje trend, promjenama u broju turista doprinose kako trend tako i poremećaj. Unatoč tomu što je utjecaj ovih poremećaja na takvu seriju permanentan, rast broja turista vođen je trendom. Stoga utjecaj nije tako štetan kao u (3) i (4).

3. PODACI I EMPIRIJSKI REZULTATI

Izabrali smo broj noćenja stranaca kao najvjerojatniji pokazatelj broja turista u Turskoj. Mjesečne podatke o stranim dolascima sakuplja Središnji ured za sigurnost, a Državni statistički zavod ih strukturira tabelira i prezentira korisnicima. Nakon oblikovanja kvartalnih podataka, počinje se s grafičkim prikazom podataka vremenskih serija.

(3) Random walk – the impact of external shocks on non-stationary series would not diminish over time. This would imply that there would be a permanent effect on the number of tourists.

(4) Random walk with a drift – the impact of external shocks on a non-stationary series with a drift behaves exactly the same as (3) except that the series is either drifting upward or downward. The impact of shocks on such a series is permanent.

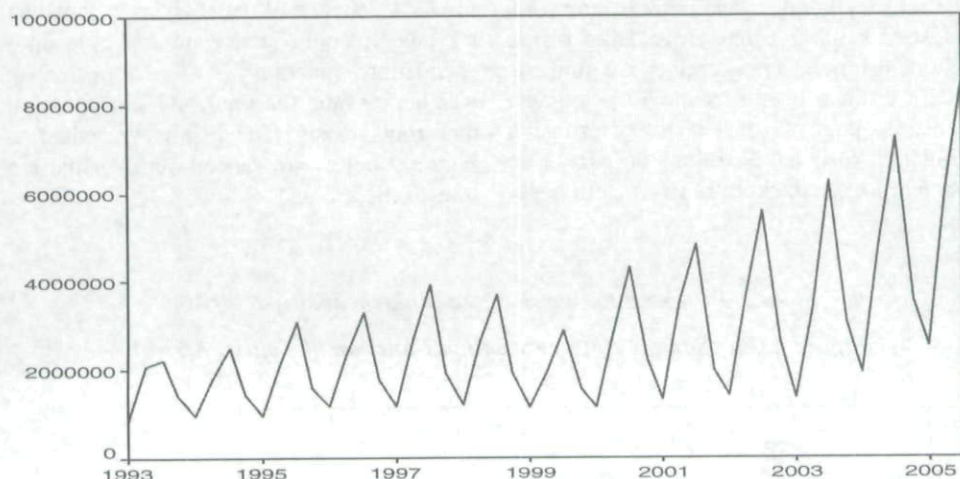
(5) Random walk with a drift and a trend – the impact of shocks on a non-stationary series with a drift and a trend would not diminish over time. However, since the data series exhibits a trend, both the trend and the shock contribute to the changes in the number of tourists. Although the impact of these shocks on such a series is permanent, the growth in the number of tourists is governed by a trend. Thus, the impact is not as harmful as in (3) and (4).

3. DATA AND EMPIRICAL FINDINGS

We have selected the number of overnight visits of foreign nationals as a most probable proxy for the tourist numbers of Turkey. The monthly data on foreign arrivals are collected by General Directory of Security. State Institute of Statistics has tabulated and presented to us. Quarterly data has been produced by us from the monthly data. We start with a plot of time series data.

Slika 1. Vremenski grafikon dolazak turista u Tursku po kvartalima (1993:Q1-2005:Q3)

Figure 1. Time Plot of Quarterly Tourist Arrivals of Turkey (1993:Q1-2005:Q3)



Letimičnim pregledom Slike 1 mogu se razabrati sljedeći zaključci: (1) Jasan je sezonski obrazac. Trebamo očekivati ili determinističku ili stohastičku sezonalnost. (2) Uočljiv je lagano rastući trend. Prema tomu, trebali bismo opet očekivati jedinični korijen na razinama ili deterministički vremenski trend. (3) Očita je promjenjiva (rastuća) varijanca u vremenu. Kako bi se spriječili potencijalni prekidi uzrokovani nekonstantnom varijancom, seriju treba preoblikovati logaritamskom transformacijom. (4) Negativni učinak tragičnog zemljotresa u kolovozu 1999. lako je vidljiv na slici. Sintetska varijabla koja predstavlja ovaj događaj očekivano je statistički značajna. (5) Na slici je vidljiva još jedna važna karakteristika turizma u Turskoj, a to je postojanje jasne strukturalne promjene počevši s 2003. godinom. Ta se pozitivna promjena može pripisati ekonomskoj stabilnosti koja je proizvod političke stabilnosti dobivene parlamentarnom većinom jedno-stranačke vlade. (6) Također je jednako važno napomenuti da nema znakova negativnog učinka rata s Ira-

From a cursory examination of Figure 1 above, several points can be detected. (1) Needless to say the seasonal pattern. We should expect seasonality either deterministic or stochastic. (2) There is a slightly increasing trend. Therefore we should again expect a unit root at levels or a deterministic time trend. (3) There is an obvious non-constant (increasing) variance over time. To prevent the potential disruptions to be caused by non-constant variance, we should log transform the series. (4) The negative effect of tragic earthquake in August 1999 can be seen easily from the figure. A dummy variable representing this event is expected to be statistically meaningful. (5) Another important feature of the Turkish tourism that can be detected from the figure is that there is a clear structural change beginning from 2003. That positive change could be attributed to the economic stability which is an outcome of the political stability gained by parliamentary majority of one-party government. (6) Another equally important point to be made is that there is no sign of

kom koji je izbio u ožujku 2003. Ovo se može djelomično objasniti činjenicom da je događaj počeo i završio prije vrhunca sezone.

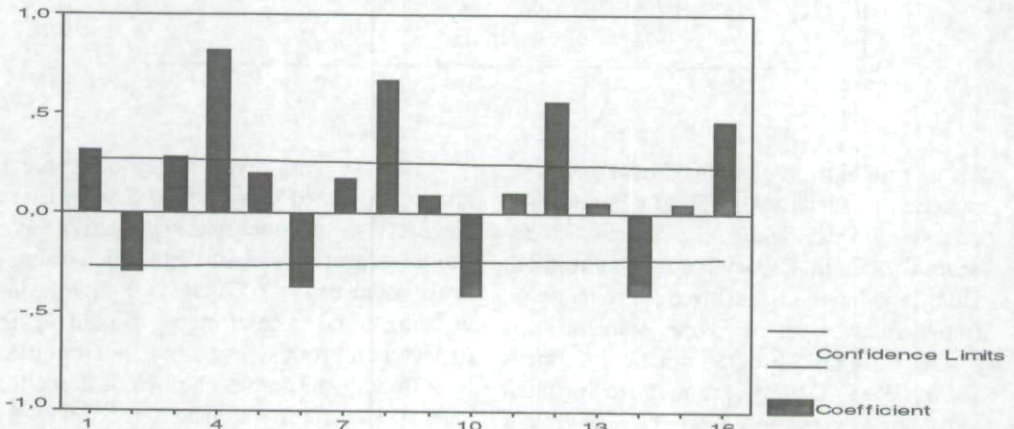
Kao prvi korak u analiziranju proveden je test hi-kvadrat Ljung-Boxa kako bismo izabrali primjere auto-korelacijske funkcije (ACF), te kako bismo ustanovili postojanje ili nepostojanje sezonskih ili nesezonskih jediničnih korijena. Rezultati na slici 2 su dobiveni logaritamskom transformacijom serije.

negative effect due to Iraqi war out-broken at March 2003. This can be partly inferred as the event started and finished before the pick season.

As a first step of the analysis we conduct a Ljung-Box chi-square test for sample auto-correlation function (ACF) to establish whether or not seasonal and non-seasonal unit roots exists. The results presented at Figure 2 below are carried out over the log transformed series.

Slika 2. Primjer auto-korelacijske funkcije dolazaka turista

Figure 2. The Sample Auto-correlation Function of Tourist Arrivals



Ukupni koeficijenti statistički su značajni i vrlo se polagano smanjuju tijekom vremena, što je pokazatelj razina jediničnih korijena na razinama. Značajni koeficijenti u sezonskim razdobljima, na drugoj strani, pokazuju sezonske jedinične korijene.

Iako su trend i sezonalnost očite komponente dolazaka turista u Tursku, polazi se od pretpostavke da su obje ove komponente determinističke. Na Tablici 2 pokazani su najvjerojatniji deterministički trendovi i sezonski modeli uz komponente strukturalnih promjena. Varijabla determinističkog trenda TIME poprima vrijednosti $t = 1, 2, \dots, 51$,

The overall coefficients are statistically significant and decreasing very slowly over the lag numbers, a case which is an indication of unit roots at levels. Significant coefficients at seasonal periods on the other hand are the indicative of seasonal unit roots.

Although the trend and seasonality are the obvious components of Turkey's tourist arrivals, we have to start with an assumption that both of these components being deterministic. In Table 2 we present the most probable deterministic trend and seasonal model together with structural change components. The deterministic trend variable

počevši s prvim kvartalom 1993. do trećeg kvartala 2005. Sintetska varijabla D99 je korištena za zemljotres 17. kolovoza 1999. uzevši vrijednost 1 u trećem kvartalu 1999., a u svim drugim razdobljima 0. Druga sintetska varijabla D03 predstavlja strukturalnu promjenu konstantnog člana, počevši od 2003. ima vrijednost 1 u svim razdobljima od prvog kvartala 2003. do kraja podataka, a u svim razdobljima prije 2003. 0. Sintetska varijabla TD03 je rezultat multipliciranja varijabla TIME i D03 a predstavlja strukturalnu promjenu u nagibu trend varijable TIME. Sezonske sintetske varijable D1, D2 and D3 imaju vrijednost 1 u svakom od kvartala 1, 2 i 3, a u drugom 0.

TIME runs as $t=1, 2, \dots, 51$, starting from the first quarter of 1993 till the third quarter of 2005. We have employed dummy variable D99 for the 17th August 1999 earthquake taking the value 1, for the third quarter in 1999, zero for all the other periods. Another dummy variable D03 stands for the structural change in constant term, starting from the year 2003 it takes the value 1 for all the periods beginning from the first quarter of 2003 till the end of data, and zero for all the periods before 2003. The dummy variable TD03 is an outcome of multiplication TIME and D03 variables and it stands for the structural change in the slope of trend variable TIME. Seasonal dummies D1, D2 and D3 take the value 1 for the quarters 1, 2 and 3 respectively and zero otherwise.

Tablica 2. Procjena koeficijentata determinističkog trenda i sezonalnosti

Table 2. Coefficients Estimates of Deterministic Trend and Seasonality

| Varijable ^a | b | Std. devijacija | beta | T | p |
|------------------------|--------|-----------------|--------|---------|-------|
| Variables ^a | b | Std. Error | beta | t | p |
| Const. | 14.056 | 0.046 | - | 306.323 | 0.000 |
| TIME | 0.0160 | 0.002 | 0.426 | 10.658 | 0.000 |
| D99 | -0.330 | 0.115 | -0.082 | -2.876 | 0.006 |
| D03 | -2.028 | 0.485 | -1.501 | -4.183 | 0.000 |
| D1 | -0.449 | 0.044 | -0.352 | -10.203 | 0.000 |
| D2 | 0.345 | 0.044 | 0.271 | 7.870 | 0.000 |
| D3 | 0.716 | 0.045 | 0.561 | 15.962 | 0.000 |
| TD03 | 0.0483 | 0.011 | 1.651 | 4.567 | 0.000 |

Opaska: a: zavisna varijabla: LNTURS. b: nestandardizirani koeficijenti. beta: standardizirani koeficijenti, prilagođeni R-square (koeficijent određenja): 0.962, DW statistika: 1.556.

NOTES: a: Dependent Variable: LNTURS. b: Unstandardized Coefficients. beta: Standardized Coefficients, Adjusted R-square: 0.962, DW Statistic: 1.556.

Rezultati Tabele 2 otkrivaju da se sve pojedine procjene parametara statistički razlikuju od 0, čak i na razini značajnosti od 1 %. Unatoč tako velikom broju parametara u modelu, prilagođeni koeficijent određivanja je još uvijek na visini od 96%. Durbin-

An examination of the estimation results presented in Table 2 above reveals that, all the individual parameter estimates are statistically different from zero even in 1 % significance level. In spite of such a large number of parameters in the model, the ad-

Watson-ova donja i gornja kritična granica testa za 50 opažaja i 7 parametara (osim konstantnog člana) iznose 1,246 and 1,875 (Gujarati 1995, str.818). U danom modelu, DW test veličina je veća od donje granice testa. Ne može se jednostavno prihvatiti nul-hipoteza o nepostojanju autokorelacije ostataka ovog modela. Statistika prema DW od 1,556 nalazi se između nižih i viših kritičnih vrijednosti, prema tome vrijednost pripada inkonkluzivnom području. Budući da je potrebno detaljnije objasniti autokorelaciju i jedinične testove, provodi se test HEGY za sezonske jedinične korijene i test DF nesezonskih jediničnih korijena za ostatke procijenjenog modela.

Za izvođenje testa HEGY za određivanje sezonskih jediničnih korijena konstruirane su varijable e_{1t-1} , e_{2t-1} , e_{3t-1} i e_{4t-1} iz ostataka determinističkog modela kao što je opisano u 3. koraku na Tabeli 1. Zatim se procijenila pomoćna regresija testa HEGY i njegov ograničeni oblik za $a_3 = a_4 = 0$. Rezultati su prikazani na Tablici 3 dolje.

justed coefficient of determination is still at a high level of 96 %. Durbin-Watson lower and upper critical values for the number of observation 50 and number of parameters 7 except constant term are 1.246 and 1.875 (Gujarati 1995, p.818). In the present model DW statistic exceeds the lower bound. We cannot comfortably accept the null hypothesis of no auto-correlation for the residuals of this model. DW statistic 1.556 is in between lower and upper critical values, that is, we are on the left inconclusive area. We have to elaborate on the autocorrelation or unit tests. Therefore we perform HEGY test for seasonal unit roots and DF test non-seasonal unit roots for the residuals of the estimated model.

To perform HEGY test for seasonal unit roots we have constructed variables e_{1t-1} , e_{2t-1} , e_{3t-1} and e_{4t-1} from the residuals of deterministic model as outlined in step 3 of Table 1. Then we have estimated the auxiliary regression of HEGY test and its restricted form for $a_3 = a_4 = 0$. The results are presented in Table 3 below.

Tablica 3. Procjena parametara regresije HEGY
Table 3. Parameter Estimates of HEGY Regressions

| Modeli ¹ | Varijable ² | Procjena parametara | Standardna devijacija | t statistika | p |
|-------------------------------------|------------------------------|----------------------------|------------------------|---------------------|----------|
| <i>Models¹</i> | <i>Variables²</i> | <i>Parameter Estimates</i> | <i>Standard Errors</i> | <i>t Statistics</i> | <i>p</i> |
| Neograničene <i>Unrestricted</i> | e_{1t-1} | -0.130 | 0.055 | -2.346 | 0.024 |
| | e_{2t-1} | -0.388 | 0.090 | -4.292 | 0.000 |
| | e_{3t-1} | 0.046 | 0.100 | 0.468 | 0.642 |
| | e_{4t-1} | -0.250 | 0.097 | -4.370 | 0.000 |
| Ograničene <i>Restricted</i> | e_{1t-1} | -0.128 | 0.065 | -1.971 | 0.055 |
| | e_{2t-1} | 0.398 | 0.106 | 3.747 | 0.001 |

Opaska: (1) Linearne regresije kroz ishodište (2) zavisne varijable: $\Delta_4 e_t$.

NOTES: (1) Linear Regressions through the Origin (2) Dependent Variable: $\Delta_4 e_t$.

Ovdje se samo treći parametar u modelu bez ograničenja čini neznačajnim. Odbacivanjem 3. sezonske varijable, isti se model može ponovno procijeniti. Dakako, što se tiče ograničenog testa F, statistički test neće biti jednostran. Zapravo, test HEGY ne pretpostavlja takvu vrstu procjene modela. Stoga se nastavlja s izvođenjem ograničenog testa F kako bi se testirali sezonski jedinični korijeni.

Here only the third parameter in the unrestricted model seems to be not significant. Dropping the third seasonal variable, the same model could be re-estimated. However, as far as restricted F test is concerned, test statistic will not be biased. In fact HEGY test does not have any provision for that sort of model estimates. Hence we go forward to perform the restricted F test for seasonal unit roots.

Tablica 4. Rezultati sezonalnosti regresija HEGY
Table 4. The Results of HEGY Seasonality Regressions

| Regresije | Suma ostataka kvadrata | Stupnjevi slobode | Durbin Watson | R Kvadrat |
|-------------------------------------|-------------------------|--------------------|---------------|-----------|
| Regressions | Residual Sum of Squares | Degrees of Freedom | Durbin Watson | R Square |
| Neograničene <i>Unrestricted</i> | 0.392 | 43 | 2.00 | 0.51 |
| Ograničene <i>Restricted</i> | 0.569 | 45 | 1.90 | 0.29 |

Na Tablici 4 ograničena i neograničena suma ostataka kvadrata je 0,569 i 0,392, broj ograničenja je 2, broj promatranja je 49, i broj parametara u potpunom modelu je 4. Stoga je izračunata F vrijednost kako slijedi:

$$F_{cal} = [(0,569 - 0,392) / 2] : [0,392 / (49 - 4)] = 10,172$$

Kritična vrijednost prema Hylleberg et al (1990) je 3,08. Budući da statistički test prelazi kritičnu vrijednost, nulta hipoteza se odbacuje. Zbog toga nisu zabilježeni sezonski jedinični korijeni. Prema t-statistici prikazanoj na Tabeli 3 za nesezonske i polugodišnje parametre jediničnih korijena nulta hipoteza jediničnih korijena bi se trebala odbaciti. Međutim, budući da ovi obični t-testovi nisu robusni, trebamo primijeniti DF test na nesezonske jedinične korijene. Rezultati testa DF su prikazani na Tablici 5.

In Table 4, the restricted and unrestricted residual sum of squares are 0.569 and 0.392, number of restrictions is 2, number of observations is 49, and number of parameters in full model is 4. Hence the calculated value of F statistic is

$$F_{cal} = [(0,569 - 0,392) / 2] : [0,392 / (49 - 4)] = 10,172$$

The critical value reported by Hylleberg et al (1990) is 3.08. As the test statistics exceeds the critical value, we reject the null hypothesis. Therefore no seasonal unit roots have been detected. According to the t-statistics given in Table 3 for the non-seasonal and semi-annual unit root parameters, null hypothesis of unit roots should be rejected. However these ordinary t-statistics are not robust. Hence we should apply DF test for non-seasonal unit roots. DF test results are presented in Table 5.

Tablica 5. Dickey-Fuller test jediničnih korijena za razine

Table 5. Dickey-Fuller Unit Root Test for Levels

| Varijable ^a | Koeficijent | Std. devijac. | t-statistika | Prob. | DW | AIC |
|------------------------|-------------|---------------|------------------------|--------|----------|-----------|
| Variable ^a | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. | DW | AIC |
| e_{t-1} | -0.780820 | 0.140049 | -5.575330 ^b | 0.0000 | 1.968608 | -1.749835 |

Opaska: (a) zavisna varijabla: $\Delta_4 e_t$, (b) DF test statistike, MacKinnon (1991) kritičke vrijednosti za odbijanje hipoteze jediničnog korijena su -2.61, -1.95 i -1.62 za 1, 5 i 10 % s obzirom na svaku pojedinačnu. Uzorak (prilagođen): 1993:2 2005:3 Uključena promatranja: 50 nakon usklađivanja krajnjih točaka.

NOTES: (a) Dependent Variable: $\Delta_4 e_t$, (b) DF Test Statistic, MacKinnon (1991) critical values for rejection of hypothesis of a unit root are -2.61, -1.95 and -1.62 for 1, 5 and 10 % significance levels respectively. Sample (adjusted): 1993:2 2005:3 Included observations: 50 after adjusting endpoints

Budući da je Durbin-Watsonova vrijednost blizu 2, vidljivo je da u pomoćnoj regresiji nema autokorelacijske strukture. Kako je dobiveni rezultat testa -5,57 manji od kritične vrijednosti -2,61, odbacuje se nulta hipoteza nesezonskih jediničnih korijena. Peron (1989) izvješćuje o kritičnoj vrijednosti od -4,24 ako je $\lambda=0,5$, proporcionalno s promatranjima koja datiraju od prije prekida. To je točka kada je maksimalna razlika između dvije vrijednosti na razini značajnosti od 5%. Naš statistički test prelazi Peronovu kritičnu vrijednost i u apsolutnim vrijednostima ponovno ističući da nema jediničnog korijena.

4. ZAKLJUČCI

Testiranje hipoteze jediničnog korijena, kojom se tvrdi da je proces generiranja podataka nestacionaran, u slučaju dolazaka turista ima važne implikacije za one koji donose političke odluke. Ako su, na primjer, dolasci turista obilježeni jediničnim korijenom, to podrazumijeva da su poremećaji u dolascima turista stalni. Međutim, ako su dolasci turista bez jediničnog korijena, tada to podrazumijeva da su poremećaji u dolascima turista privremeni. Ova studija dokazuje hipotezu jediničnog korijena s obzirom na dolazke turista u Tursku u slučaju struk-

Durbin-Watson statistic being close to 2, shows that there is no autocorrelation structure in this auxiliary regression. As the test statistic -5.57 is less than critical value -2.61, we reject the null hypothesis of non-seasonal unit roots. Peron (1989) reports a critical value of -4.24 for $\lambda=0.5$, the proportion of the observations occurring prior to the break. This is the point when the maximum difference between the two statistics occurs at 5 percent significance level. Our test statistic exceeds the Peron's critical value in absolute terms as well, pointing out again that, there is no unit root.

4. CONCLUSIONS

Testing for unit root hypothesis, which asserts that the data generating process is non-stationary, in the case of tourist arrivals has important implications for policy makers. If, for instance, tourist arrivals are characterized by a unit root, then it implies that shocks to tourist arrivals are permanent. However, if tourist arrivals are without a unit root, this implies that shocks to tourist arrivals are temporary. This study provides evidence on the unit root hypothesis for tourist arrivals to Turkey in case of structural change, using a modification of the

turalne promjene, koristeći modifikacije ranijih metoda. Rezultati testova nam dozvoljavaju da odbacimo nultu hipotezu jediničnog korijena, zaključujući da vanjski poremećaji imaju privremen učinak na dolazke turista u Tursku.

Rezultati sa Tablica 2, 3, i 4 ističu nekoliko važnih tema. Vremenske serije dolazaka turista u Tursku imaju determinističke komponente. To bi značilo da na turiste permanentno ne utječe nikakav oblik vanjskih poremećaja i da se oni prilagođuju turističkim destinacijama kad god prime vijest o ovim poremećajima. Kao što smo ranije spomenuli, iscrpno izvještavanje o ratu s Irakom moglo je imati ozbiljan negativni učinak na dolazke turista da je proces bio slučajnog hoda. Važno je naglasiti da od 105 emitivnih zemalja skoro 80% dolazaka turista u Tursku otpada na europske zemlje skupa sa Srednjim Istokom.

Tri su strukturalne promjene unutar determinističkih komponenti primijećene i kod sintetskih varijabli. Zemljotres iz kolovoza 1999. je imao značajan ali i privremen negativni učinak na turističku potražnju. Relativna politička stabilnost koja je počela 2003. dala je zamaha rastu turističke potražnje za Turskom pojačavanjem nagiba trenda i smanjivanjem parametara intercepcije.

Mora se naglasiti da ova analiza koristi ukupne dolazke turista. Buduća bi istraživanja mogla razmatrati učinak poremećaja na pojedine zemlje i na posebnu klasifikaciju turista, na primjer na poslovne putnike, grupe putnike ili mlade koji putuju s ruksacima, itd. Primjerice, korištenjem grupa podataka za nekoliko važnih izvora potražnje za turizmom u Turskoj kroz niz godina, test grupe jediničnih korijena bi mogao dati pouzdanije rezultate.

Opaska:

Ovaj je znanstveni rad izrađen uz financijsku potporu Vijeća za znanstveno i tehnološko istraživanje, a broj projekta je: 106K099.

previous methods. The test results allow us to reject the null of unit root hypothesis, implying that external shocks have a temporary effect on Turkey's tourist arrivals.

Our results from Table 2, 3 and 4 highlight several important points. First, Turkey's time series of tourist arrivals have deterministic components. This would imply that tourists are not permanently affected by any form of external shocks and they make adjustments to their tourism destination whenever news of these shocks is received. As mentioned earlier, the extensive media coverage of Iraq war could have had a serious negative effect on the number of tourist arrivals if the process has been a random walk. It must be noted that among the 105 source countries are European countries together with Middle East making up nearly 80 percent of tourist arrivals into Turkey.

Three structural changes within the deterministic components have been detected as well by dummy variables. The earthquake of August 1999 has a significant but temporary negative effect on tourism demand. The relative political stability started from 2003 has given a momentum to the growth in tourism demand for Turkey, by increasing the slope and decreasing the intercept parameters.

It must be noted that our analysis uses total tourist arrivals. Future research could consider the effect of shocks to individual nationalities and on particular classification of tourists, for instance business travellers, backpackers, group travellers etc. For instance, using panel data for several important sources of demand for Turkey's tourism over a number of years, a panel unit root test may reveal more reliable results.

Remark:

This research paper is financially supported by The Scientific and Technological Research Council of Turkey with the project number: 106K099.

LITERATURA - REFERENCES

- Au, A.K.M, B. Ramasamy and M.C.H. Yeung (2005), "The Effects of the Hong Kong Tourism Industry: An Empirical Evaluation", *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, Vol. 10, Vo.1, March.
- Bhattacharya, M and P.K. Narayan (2005) "Testing for the random walk hypothesis in the case of tourist arrivals: evidence from Indian tourism", *Applied Economics*, 37, 1485-1490.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1022.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometrics Time Series*, Second Edition, John Wiley, New York.
- Enders, W., Sandler, T. and Parise, G. F. (1992). An Econometric Analysis of the Impact of Terrorism on Tourism. *Kyklos*, 45(4), 531-554.
- Gujarati, D.N. (1995), *Basic Econometrics*, Third Edition, McGraw-Hill Inc., New York.
- Halicioğlu, F. (2004) "An ARDL Model of International Tourist Flows to Turkey". *Global Business and Economics Review 2004 Anthology*, str.614-624.
- Hoffmann, R., Lee, C. G. and Ramasamy, B (2003). "Shocks to Malaysia's exports: Temporary or Permanent?" *Journal of Asia-Pacific Business*, 5(1), 19-32.
- Hylleberg, S.R., R. Engle, C. Granger, and B. Yoo (1990), Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics* 44, 215-38.
- Ljung, G. and G. Box (1979) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 66, 265-270.
- MacKinnon, J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.
- Peron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Raymond, Y.C. T. (2001), "Estimating the impact of economic factors on tourism: evidence from Hong Kong" *Tourism Economics*, 2001, 7 (3), 277-293
- State Institute of Statistics (2005), *Monthly Data for Tourist Arrivals of Turkey from 1993:1 to 2005:10*.

Priljeno: 27. siječnja 2007.

Prihvaćeno: 30. svibnja 2007.

Submitted: 27 January 2007

Accepted: 30 May 2007

Copyright of Acta Turistica is the property of Acta Turistica and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.