

《論文》

インバウンド観光拡大と経済成長との関連性

—構造変化を考慮した時系列分析—*

平井貴幸

1. はじめに

新型コロナウイルス感染症の感染拡大の影響によって、2020年の世界全体の実質GDP成長率は-3.3%となり、国際観光客数は前年に比して73.1%減少の約4億人となった¹。日本では、2009年以来、11年ぶりのマイナス成長、-4.7%の実質成長率であった²。また、世界的な渡航制限、人的交流の抑制が行われたことから、訪日外国人旅行者（インバウンド）数は前年比87.1%減の約400万人にとどまった³。これは、「観光立国」が宣言される前の1998年の水準と同等である。

日本では、長らくインバウンド観光の振興に力点が置かれてこなかったが、バブル経済崩壊後の長期的な不況を打開するべく、優れた経済効果を有すると考えられる「観光」への関心が高まっていった。2002年、小泉純一郎首相（当時）の施政方針演説において、インバウンドの増大とともに、それを通じた地域活性化を図ることが示され、その後、日本の「観光立国」としての基本的なあり方などが検討され、さまざまな施策が展開されてきた。2003年には「ビジット・ジャパン事業」を開始、2007年には43年ぶりに「観光基本法」が全面改正された「観光立国推進基本法」を施行した。翌2008年

*本稿は、令和2年度札幌大学研究助成（個人研究）を受けて行った研究成果の一部である。

1 国土交通省『観光白書』（令和3年版）を参照。

2 内閣府経済社会総合研究所「四半期別GDP速報」（実質暦年系列，2次速報値，2021年6月8日公表）より算出。

3 日本政府観光局（JNTO）「国籍／月別訪日外客数」を参照。

には国土交通省の外局として観光庁を設置し、インバウンド観光促進に関する政策面での強化が図られていった。この間、着実にインバウンド数を拡大させてきたが、2002-03年のSARS（重症急性呼吸器症候群）、2008年の世界的な金融危機、2009年の新型インフルエンザ、そして2010年の尖閣漁船事件の発生などの外的ショックの影響をたびたび受けてきたため、当時の目標であった「2010年に1,000万人のインバウンド」は達成されなかった。さらに、2011年には東日本大震災の発生によりインバウンドは激減するものの、その後の積極的な海外プロモーションやさまざまな観光政策などが奏功し、2013年には1,000万人、2016年に2,000万人、そして2018年には3,000万人の大台を突破することになる。

これまで、幅広い経済波及効果を有する観光、とくにインバウンド観光の拡大が日本経済の成長に対してポジティブな影響を与えるのか、つまり、観光拡大が成長エンジンの一つとなりうるのかという観点から、さまざまな実証研究が行われている。そのなかでも、時系列分析の手法を用いた先駆的な研究として知られる Balaguer and Cantavella-Jordá (2002) をはじめ、さまざまな国や地域について同様の分析が数多く行われてきた⁴。ただ、観光や経済に対して影響を与えうる外的なインパクトや、それに伴う構造変化を考慮した実証研究は少ない。例えば、Ghartey (2013) ではジャマイカの実質GDP、インバウンド数あるいはインバウンドによる実質観光支出、実質為替レートの3変量にハリケーン・ダミーを加えた共和分検定・因果性検定を行い、観光と経済成長との関連性を検証している。また、Yazdi (2019) ではイランにおける一人当たりの実質GDPと旅行受取額に、自国内の人的資本、家計消費支出を加えた4変量を用いて、観光と経済成長との関連性を検証している。ここでは、Perron (1989) の構造変化を考慮した単位根検定の結果に基づいて、構造変化ダミーを追加し、共和分検定・因果性検定を行っている。これらの論文では、観光主導型の経済成長 (tourism-led growth :

4 観光と経済成長の関連性を扱った実証研究の詳細なサーベイについては、Brida, Cortes-Jimenez and Pulina (2016) などを参照されたい。

TLG) 仮説を支持する結果が得られたと結論付けている。

日本を事例とした実証研究としては拙著(2020)を挙げることができる。ここでは、インバウンド観光の拡大を捉えるための代理変数としてインバウンド数と国際観光収入を用い、経済成長の代理変数である実質GDPと、先行研究で用いられてきた実質実効為替レート指数を組み合わせた3変量間の共和分検定・因果性検定を行った。インバウンド観光と経済成長の間には少なくとも一つの共和分関係が存在することが明らかとなったが、観光から成長への因果性は統計的に有意な結果を得られていない。また、上述のように、観光や経済に影響するような事象や構造変化などを考慮した分析が行われていないという課題が残されていた。

そこで本稿では、日本のインバウンド観光拡大と経済成長との関連性について、構造変化を考慮した分析手法により、再検証することを目的とする。次節では、分析に用いるデータと実証分析の方法について説明し、第3節では推定結果を示す。最後に、結論と今後の課題について述べることにしたい。

2. データと分析手法の概要

2.1 データ

インバウンド観光の拡大と経済成長との間の関連性を検証するために、本稿では前者の代理変数として国際観光収入、後者のそれとして実質GDPを用いることにする。また、多くの先行研究で扱われている実質実効為替レート指数を加える。各系列のサンプルサイズは1990年第1四半期から2019年第4四半期までとして、時系列分析を行うことにする。

まず、インバウンド観光に係る代理変数として用いる国際観光収入は、日本銀行国際局『国際収支統計月報』および日本銀行「時系列データ検索サイト」より国際収支の旅行受取額の四半期データを抽出した。また総務省統計局より「消費者物価指数」(総合、2015年基準)の月次データを入手し、1四半期=3カ月平均として変換した四半期データを用いて、旅行受取額の実質系列を計測した。その後、米国センサス局の季節調整プログラム

「X-13ARIMA-SEATE」を利用して季節調整済み系列を推計した⁵。つぎに、経済成長の代理変数として用いる実質 GDP は、内閣府経済社会総合研究所の WEB ページ「四半期別 GDP 速報」からデータを抽出した⁶。さらに、多くの先行研究において用いられている実質実効為替レート指数の月次データを日本銀行「時系列データ検索サイト」より抽出し、1 四半期 = 3 カ月平均として四半期データに変換した。

季節調整済み実質 GDP 系列の自然対数値を *GDP*、季節調整済み実質国際観光収入の自然対数値を *TR*、そして実質実効為替レート指数の自然対数値を *REE* と表すことにする。参考までに、各系列の記述統計量を表 1 に、各系列の推移を図 1 にそれぞれ示す。

表 1 各系列の記述統計量

	<i>GDP</i>	<i>TR</i>	<i>REE</i>
平均	4.777	5.358	4.578
中央値	4.788	5.102	4.615
標準偏差	0.078	0.816	0.185
変動係数	0.016	0.152	0.040
最大値	4.905	7.099	4.994
最小値	4.591	4.203	4.222

-
- 5 実質化した国際観光収入の四半期データを季節調整済み系列に変換する際、ARIMA (010) (100) が選択された。
- 6 1994 年第 1 四半期から 2019 年第 4 四半期までのデータは、2020 年 3 月 9 日に公表された季節調整済み実質 GDP を用いた。また、1990 年第 1 四半期から 93 年第 4 四半期までのデータについては、「平成 23 年基準支出側 GDP 系列簡易遡及」の季節調整済み実質 GDP から実質成長率を計算し、それをを用いて 1994 年第 1 四半期から 1990 年第 1 四半期まで遡及した。

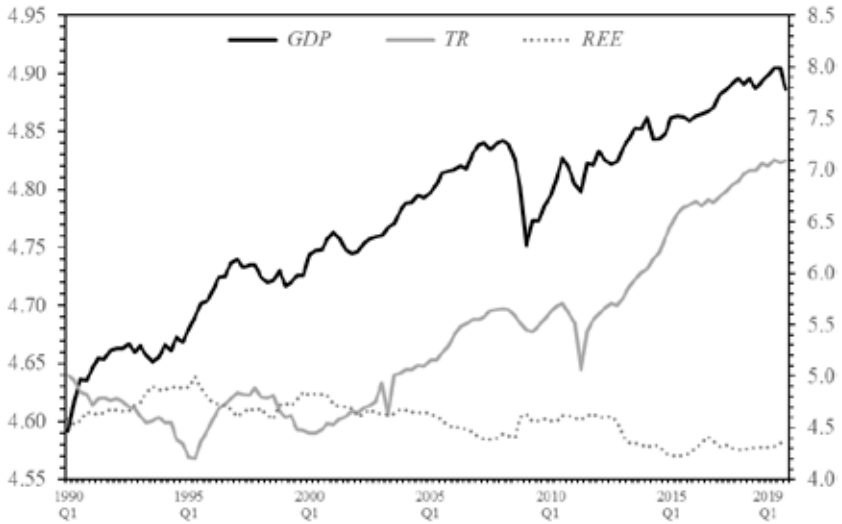


図1 分析対象系列の推移 (GDP は左軸, TR および REE は右軸)

2.2 各種検定と推定の方法

時系列データに基づいて分析を行う場合、まず、その系列が定常であるか、非定常であるかを検証する必要がある。多くの実証研究において、標準的に用いられている ADF 検定 (Dickey and Fuller, 1979 ; 1981) は、検出力が低いことで知られているため、本稿ではその欠点を改善した方法の一つである Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の DF-GLS 検定を用いることにする⁷。これは ADF テストと同様に「分析対象系列が定常でない」ことを帰無仮説として検定する。さらに、「定常である」ことを帰無仮説とする KPSS 検定 (Kwiatkowski *et al.*, 1992) を併せて実施することにする。

また、Clemente, Montañés and Reyes (1998) の構造変化を考慮した単位根検定を行う。これは、1つの未知なる構造変化と単位根の存在を検証す

⁷ DF-GLS 検定については、黒住 (2008)、坂野 (2009) などを参照されたい。

る Perron and Vogelsang (1992) の方法を発展させたものであり、2つの未知なる構造変化の時期を検定することができる。これらの構造変化を同時に検証する単位根検定を加味することで、分析結果を補強することにしよう。

単位根検定の結果、分析対象系列が非定常であると判断することができれば、つぎに、Johansen (1988) の共和分検定を行う。非定常である系列に対し1階の階差をとることで、その系列を定常過程に変換して分析を行うことも考えられるが、系列間に共和分が存在する場合には、その関係を考慮したモデルを用いて分析する必要がある。そこで本稿では、Johansen のトレース検定と最大固有値検定を援用し、共和分関係の存在について吟味することにする。

また、構造変化を考慮した共和分検定の一つとして、Gregory and Hansen (1996a, b) の方法を用いる。Gregory-Hansen の共和分検定では、通常、考えられうる一つの共和分方程式（ケース0）を

$$y_t = \mu_1 + \alpha_1 x_t + \epsilon_t$$

と表す。ここで、 y_t は GDP , TR , REE のいずれかの系列、 x_t は他の二つの系列から構成されるベクトル、 μ_1 , α_1 はそれぞれ定数項と係数ベクトル、そして ϵ_t は攪乱項である。ここで、構造変化を考慮するために、次のダミー変数を設定する：

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq T_b \\ 1 & \text{if } t \geq T_b + 1 \end{cases}$$

ただし、 T_b は未知の構造変化点である。Gregory and Hansen (1996a, b) では、構造変化を考慮した共和分方程式として、次の4つのケースを提案している。

$$\text{ケース I : } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha_1 x_t + \epsilon_t$$

$$\text{ケース II : } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha_1 x_t + \epsilon_t$$

$$\text{ケース III : } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 (D_t x_t) + \epsilon_t$$

$$\text{ケース IV : } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 (D_t x_t) + \epsilon_t$$

ケース I は定数項が構造変化以降にシフトするもので、ケース II はそれにタイム・トレンド項を含めたものである。そして、ケース III は定数項と傾きが構造変化以降にシフトするモデルであり、ケース IV はそれにトレンド項を含めたものである。

最後に、本稿では、これらのケースで統計的に有意な結果が得られたものについて、Stock and Watson (1993) のダイナミック OLS に基づき、共和分方程式の推定を行う。

3. 推定結果

以下では、前節で説明した分析手順にしたがって、インバウンド観光の拡大と経済成長の関連性を探ることにしよう。まず、各系列 GDP , TR , REE に対する単位根検定の結果を表 2 および表 3 に示す。

DF-GLS 検定では、各系列とも「定常でない」という帰無仮説は棄却されない。一方、帰無仮説を「定常である」とする KPSS 検定では、どのレベル系列も 5% 以上の水準で棄却されている。各系列の階差系列 ΔGDP , ΔTR , ΔREE に対する単位根検定の結果は、レベル系列のそれとは反対に、DF-GLS 検定では帰無仮説を棄却している。また、KPSS 検定では、 ΔTR に対する定数項のみのモデルだけ 5% の有意水準で帰無仮説を棄却しているが、その他は棄却されないという結果を得た。

表 2 単位根検定の結果

	DF-GLS 検定				KPSS 検定			
	トレンド項 +定数項		定数項のみ		トレンド項 +定数項		定数項のみ	
レベル系列								
<i>GDP</i>	-1.943	(1)	1.067	(1)	0.220 **	(4)	2.362 **	(4)
<i>TR</i>	-0.554	(1)	1.395	(1)	0.443 **	(4)	2.134 **	(4)
<i>REE</i>	-2.226	(3)	-1.520	(3)	0.156 *	(4)	1.789 **	(4)
階差系列								
Δ <i>GDP</i>	-4.376 **	(1)	-2.212 *	(1)	0.044	(4)	0.153	(4)
Δ <i>TR</i>	-6.377 **	(1)	-4.641 **	(1)	0.052	(4)	0.505 *	(4)
Δ <i>REE</i>	-4.860 **	(2)	-3.430 **	(2)	0.054	(4)	0.105	(4)

注：**、* はそれぞれ 1%、5% 水準で有意であることを示す。また、丸括弧内の数字は SBIC に基づくラグ次数を表す（ただし、KPSS 検定については $4(T/100)^{1/4}$ に基づきラグ次数 4 で検定している）。

構造変化を考慮した単位根検定の結果を見ると、レベル系列では「定常でない」という帰無仮説が棄却されず、階差系列ではそれが棄却されている。以上の単位根検定の結果から、分析対象系列である *GDP*、*TR*、*REE* は非定常（単位根を有する）系列であると判断することにする。

表 3 構造変化を考慮した単位根検定の結果

	AO モデル		IO モデル	
レベル系列				
<i>GDP</i>	-2.934	(2004q2)	-3.244	(2009q2)
	-3.666	(2001q2, 2014q2)	-3.948	(1994q3, 2008q4)
<i>TR</i>	-1.964	(2010q4)	-1.997	(2011q2)
	-4.258	(2002q4, 2014q1)	-5.002	(2003q1, 2011q1)
<i>REE</i>	-2.444	(2013q3)	-3.126	(2012q2)
	-4.420	(2002q2, 2013q3)	-4.572	(1995q1, 2012q2)
階差系列				
Δ <i>GDP</i>	-5.998 **	(2008q3)	-12.046 **	(2008q4)
	-6.309 **	(2008q1, 2008q3)	-13.352 **	(2008q2, 2008q4)
Δ <i>TR</i>	-4.555 **	(2010q4)	-14.659 **	(2011q1)
	-4.371	(1994q3, 2010q4)	-15.770 **	(1994q4, 2011q1)
Δ <i>REE</i>	-5.249 **	(1994q4)	-5.742 **	(2008q3)
	-5.593 *	(1994q4, 2008q2)	-6.331 **	(1995q1, 2008q3)

注：**、* はそれぞれ 1%、5% 水準で有意であることを示す。また、括弧内には推定された構造変化の時点が示されている。

つぎに、非定常系列 GDP , TR , REE に対して、Johansen および Gregory-Hansen の共和分検定を行う。前者の方法に基づく結果を表4、後者のそれを表5に示す。表4では、トレース検定、最大固有値検定ともに、共和分ベクトルが少なくとも一つは存在しうを示している。本稿では、松浦・マッケンジー（2012, pp.305-307）および Harris and Sollis（2003, pp.132-135）の手順を参考に、モデル2の結果を採用することにする。

また、構造変化を考慮した共和分検定の結果である表5を見ると、可能性のある3つの共和分方程式のなかで、唯一、 GDP に関するそれが統計的に有意であることがわかる。

したがって、Johansen の共和分検定の結果より、少なくとも一つの共和分関係が存在することが示され、その一つの関係が、Gregory-Hansen の検定結果から、 GDP に関する共和分方程式であると考えることができよう。

表4 Johansen 共和分検定の結果

トレース検定			
H_0	モデル1	モデル2	モデル3
$r = 0$	47.201 **	37.207 **	47.228 *
$r \leq 1$	21.265 *	11.491	19.315
$r \leq 2$	7.142	0.168	5.450
最大固有値検定			
H_0	モデル1	モデル2	モデル3
$r = 0$	25.936 *	25.715 **	27.912 *
$r = 1$	14.122	11.324	13.865
$r = 2$	7.142	0.168	5.450

注：**、* はそれぞれ 1%、5% 水準で有意であることを示す。各モデルは、VECM（ベクトル誤差修正モデル）：

$$\Delta y_t = \gamma + \tau t + \alpha(\mu + \rho t + \beta' y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

に基づいて、モデル1： $\rho = 0, \tau = 0, \gamma = 0$ 、モデル2： $\rho = 0, \tau = 0$ 、モデル3： $\rho = 0$ のケースで検定する。各モデルのラグ次数はSBICによって選択した。

表5 Gregory-Hansen の共和分検定の結果

	$y = GDP$		$y = TR$		$y = REE$	
ケースⅠ						
ADF^*	-4.90 [†]	(1994Q3)	-4.19	(2015Q2)	-4.01	(2015Q2)
Z_t^*	-4.93 [*]	(1995Q3)	-4.17	(2015Q2)	-4.17	(2015Q2)
ケースⅡ						
ADF^*	-5.68 [*]	(2008Q3)	-4.98	(2015Q2)	-4.90	(2015Q2)
Z_t^*	-6.28 ^{**}	(2008Q2)	-5.00	(2015Q2)	-5.07 [†]	(2015Q2)
ケースⅢ						
ADF^*	-4.73	(2011Q1)	-4.63	(2008Q1)	-4.56	(2003Q3)
Z_t^*	-4.80	(1996Q3)	-4.65	(2008Q1)	-4.46	(2003Q4)
ケースⅣ						
ADF^*	-5.95 [†]	(2008Q3)	-5.00	(2015Q2)	-5.22	(2015Q2)
Z_t^*	-6.22 [*]	(2008Q2)	-5.02	(2015Q2)	-5.40	(2013Q2)

注：**，*，†はそれぞれ1%，5%，10%水準で有意であることを示す。また、括弧内には推定された構造変化の時点が示されている。

ただ、 GDP に関する共和分方程式の存在の可能性は示されたと判断するものの、推定すべきモデルは明らかではない。ここでは、ベースとなるモデル（ケース0）に加え、表5において統計的に有意な結果を得たケースⅠ、Ⅱ、Ⅳの4本の方程式をそれぞれダイナミック OLS により推定することにしよう。表5の結果よりケースⅠのダミー D_t は1994年第3四半期、ケースⅡおよびⅣのそれは2008年第3四半期としてダイナミック OLS で推定する。その推定結果を表6に示す。

ベースとなるモデルに定数項ダミー（1994Q3）を加えたケースⅠでは、 TR と D_t の係数がそれぞれ10%、1%水準で有意となり、どちらも正であった。このケースでは、統計的な有意性が弱いものの、 TR の弾力性は0.045%と推定される。

タイム・トレンド項を含めたケースⅡでは、定数項ダミー（2008Q3）とタイム・トレンド項の係数がともに1%水準で有意となった。ただし、 TR の係数は統計的に有意でないが正であった。

さらに、ケースⅣでは、 TR とタイム・トレンド項の係数がともに1%水準で有意となった。このケースでは、構造変化が生じたと考えられる2008

年第3四半期以降の $D_t \cdot TR$ の係数は統計的に有意でないが、構造変化点の前後で TR の弾力性は 0.025% と 0.018 (0.025 - 0.007) % となり、効果は小さいもののポジティブな結果が得られたといえる。

表6 ダイナミック OLS 推定の結果 (被説明変数: GDP)

	ケース0	ケースI	ケースII	ケースIV
定数項	5.357** (0.966)	5.057** (0.690)	4.714** (0.139)	4.545** (0.162)
TR	0.044 (0.035)	0.045† (0.025)	0.010 (0.006)	0.025** (0.009)
REE	-0.177 (0.171)	-0.127 (0.122)	-0.025 (0.024)	-0.003 (0.026)
D_t		0.072** (0.019)	0.002** (0.000)	-0.119 (0.163)
タイム・トレンド			-0.053** (0.004)	0.002** (0.000)
$D_t \cdot TR$				-0.007 (0.009)
$D_t \cdot REE$				0.023 (0.027)

注: **, †はそれぞれ 1%, 10% 水準で有意であることを示す。括弧内の数値は標準誤差を表す。

4. おわりに

本稿では、構造変化を考慮した時系列分析の手法に基づいて、日本のインバウンド観光と経済成長との関連性を再検証した。これまでの研究においても示されてきたように、日本の実質 GDP、国際観光収入や実質実効為替レート指数の自然対数値は、通常の単位根検定においても、構造変化を考慮した単位根検定においても、単位根を有することが示された。また、これら

3つの非定常系列の間には共和分関係が少なくとも一つ存在すること、そして構造変化を考慮した共和分検定の結果、その一つの関係が実質 GDP に関するものであることが示され、ダイナミック OLS 推定によって、インバウンド観光の拡大が経済成長に対してポジティブな影響を与えうることを明らかにすることができた。

今後の課題として、構造変化を考慮したモデルでの因果性の有無や、外的ショックの効果の程度を詳細に分析することが考えられる。また、近年、非定常パネルデータ分析の手法が発展したことやデータ整備の進展などにより、地域性を考慮した研究も急増している。日本の都道府県の特徴を分析に加味して、インバウンド観光主導による地域経済発展の可能性などについても検証できるよう研究を進めていきたい。

参考文献

- 黒住英司 (2008) 「経済時系列分析と単位根検定：これまでの発展と今後の展望」『日本統計学会誌』第 38 巻第 1 号, pp. 39-57.
- 坂野慎哉 (2009) 「ADF-GLS 検定について」『早稲田大学商学』418・419 合併号, pp. 339-360.
- 平井貴幸 (2020) 「日本のインバウンドと経済成長の関連性—共和分検定・因果性検定による実証分析—」『札幌大学総合論叢』第 50 号, pp. 87-99.
- 松浦克己, コリン・マッケンジー (2012) 『EViews による計量経済分析』(第 2 版), 東洋経済新報社.
- Balaguer, J. and M. Cantavella-Jordá (2002) "Tourism as a long-run economic growth factor : The Spanish case," *Applied Economics* 34 (7) , pp. 877-884.
- Brida, J. G., I. Cortes-Jimenez and M. Pulina (2016) "Has the tourism-led growth hypothesis been validated? A literature review," *Current Issues in Tourism* 19 (5) , pp. 394-430.
- Clemente, J., A. Montañés and M. Reyes (1998) "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean," *Economics Letters* 59 (2) , pp. 175-182.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979) "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical*

- Association* 74 (366) , pp. 427-431.
- and ——— (1981) “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root,” *Econometrica* 49 (4) , pp. 1057-1072.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996) “Efficient tests for an autoregressive unit root,” *Econometrica* 64 (4) , pp. 813-836.
- Ghartey, E. E. (2013) “Effects of tourism, economic growth, real exchange rate, structural changes and hurricanes in Jamaica,” *Tourism Economics* 19 (4) , pp. 919-942.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996a) “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts,” *Journal of Econometrics* 70 (1) , pp. 99-126.
- and ——— (1996b) “Tests for cointegration in models with regime and trend shifts,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58 (3) , pp. 555-560.
- Harris, R. and R. Sollis (2003) *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd.
- Johansen, S. (1988) “Statistical analysis of cointegration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2-3) , pp. 231-254.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root ?,” *Journal of Econometrics* 54 (1-3) , pp. 159-178.
- Perron, P. (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica* 57 (6) , pp. 1361-1401.
- and T. Vogelsang (1992) “Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity,” *Journal of Business and Economic Statistics* 10 (3) , pp. 301-320.
- Stock, J. H. and M. Watson (1993) “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems,” *Econometrica* 61 (4) , pp. 783-820.
- Yazdi, S. K. (2019) “Structural breaks, international tourism development and economic growth,” *Economic Research (Ekonomiska Istraživanja)* 32 (1) , pp. 1765-1776.