

STASIONARITAS PRODUK DOMESTIK BRUTO RIIL PERKAPITA DARI LIMA BESAR NEGARA ASAL WISATAWAN MANCANEGARA KE INDONESIA TAHUN 1970-2009

Sarwoko

Sekolah Tinggi Ilmu Ekonomi BBANK Yogyakarta
Jalan Magelang KM 8 Nomor 10 C Jombor Yogyakarta, 55284
Telepon +62 274 866800, Fax. +62 274 866800
E-mail: sarwtty@yahoo.co.id

ABSTRACT

The goal of this paper is to examine whether the per capita of real GDP for five's biggest market of Indonesia tourism demand: Australia, Japan, Malaysia, Singapore, and Taiwan have stasionary or degree integration of order one, I(1). We apply Ng-Perron test (2001) preceded by ADF(1979) and PP (1988) tests. Annual data from 1979 to 2009 of those each country's GDP are used to the analysis. Our main findings are: (1) when we apply conventional tests, such as the ADF and PP univariate tests without structural breaks, we find that two out of five countries: Singapore and Taiwan have evidence for non-stationary; (2) when we apply the Ng-Perron univariate test, we find that tree out of five countries: Australia, Japan, and Taiwan have evidence of non-stationary.

Keywords: riil GDP riil, stationary, univariate, ADF test, PP test, Ng-Perron test

PENDAHULUAN

Kebanyakan penelitian-penelitian bidang ekonomi terapan menggunakan data runtut waktu. Reliabilitas temuan-temuan pada penelitian-penelitian tersebut sangat tergantung kepada spesifikasi model dan pilihan metode-metode statistik atau ekonometrik. Oleh karena data runtut waktu memiliki sifat-sifat seperti siklis, *trend*,

dan patahan *structural*, maka metode-metode yang biasa digunakan untuk menganalisis data seksi silang barangkali tidak tepat untuk data runtut waktu.

Metode *Ordinary Least Square* (OLS), misalnya banyak digunakan untuk menganalisis pola pengaruh satu variabel terhadap variabel yang lain. Namun demikian, dari *perspektif teoritis*, penggunaan OLS tanpa melihat sifat-sifat dari *Data Gathering Process* (DGP) dari sebuah variabel runtut waktu akan membawa implikasi teori dan kebijakan yang berbeda-beda. Penggunaan OLS harus memenuhi asumsi bahwa data runtut waktu memiliki rata-rata atau berfluktuasi di seputar rata-rata konstan dalam jangka panjang dan deviasi standar atau varian tetap tidak tergantung oleh waktu. Sifat-sifat data runtut waktu tersebut disebut dengan istilah stasioner. Sebaliknya, suatu data runtut waktu yang tidak stationer tidak memiliki kecenderungan untuk kembali ke jalur ketentuan jangka panjang dan varian berubah-ubah tergantung dari waktu. Apabila variabel-variabel runtut waktu itu memiliki akar-akar unit atau tidak stasioner maka penggunaan OLS akan menghasilkan regresi lancung (*spurious regretion*), akibatnya diperoleh rekomendasi yang menyesatkan (*misleading*). Sebagai gantinya adalah penggunaan estimasi melalui kointegrasi. Estimasi kointegrasi tidak menuntut asumsi bahwa variabel-variabel runtut waktu adalah stasioner, tetapi variabel-variabel itu harus memiliki derajat integrasi yang sama. Derajat integrasi yang sama merupakan prakondisi keberadaan hubungan jangka panjang pada kointegrasi. Namun demikian, menurut Engel-Granger

(1987,1988) variabel-variabel itu tidak harus memiliki derajat integrasi yang sama asal kombinasi liniernya memiliki derajat linier yang sama.

Berdasarkan perspektif empiris, derajat integrasi variabel-variabel runtut waktu, seperti tingkat output, GDP, tingkat *employment*, tingkat harga, pengeluaran konsumsi, dan harga-harga saham memiliki konsekuensi-konsekuensi serius untuk menentukan pemodelan yang tepat pada variabel-variabel tersebut. Banyak para ahli ekonomi telah berupaya sekuat tenaga untuk mengetahui apakah pengamatan-pengamatan terhadap variabel-variabel ekonomi makro itu dapat dicirikan sebagai mengandung akar-akar unit.

Nelson and Plosser (1982) telah memberikan sumbangan yang menggugah penelitian-penelitian lebih lanjut tentang sifat-sifat dinamis dari variabel-variabel ekonomi makro. Dengan menggunakan uji akar-akar unit dari *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), ditemukan bahwa sebagian besar dari variabel ekonomi makro US memiliki akar-akar unit, tidak stasioner memiliki efek permanen oleh *random walk*. Temuan ini bertentangan dengan banyak teori ekonomi yang mendasarkan ide bahwa fluktuasi-fluktuasi siklis berada di seputar *trend* jangka panjang yang stabil.

Awalnya, uji akar-akar unit dari ADF (1979) banyak dipakai untuk menguji stasionaritas sebuah variabel runtut waktu. Namun demikian, Perron (1989) menengarai bahwa kegagalan dalam mempertimbangkan keberadaan *structural break* akan mengakibatkan keputusan bias menurut uji ADF. Perron memberikan usulan apa yang dikenal dengan *exogenous structural break* pada uji akar-akar unit ADF. Penetapan *structural break* yang bersifat eksogen membuka banyak kritik. Mengikuti perkembangan ini, banyak penulis termasuk Zivot dan Andrew (1992), Perron (1997), Banerjee, et al. (1992), dan Lumsdaine and Papell (1997) menawarkan bagaimana menentukan titik patahan dari dalam data itu sendiri.

Akhir-akhir ini banyak penelitian tunggal tentang *Gross Domestic Product* (GDP) riil total maupun GDP riil perkapita dengan tujuan untuk menentukan sifat-sifat tersebut di atas (Shyh-Wei Chen, 2009; Ilhan Ozturk and Huseyin Kalyoncu, 2007; Hsu-Ling Chang, Chi-Wei Su, and Meng-nan Zhu, 2010; Vinod Misra, Susan Sharma and Russel Smyth, 2009 dan Tsangyao Chang, et al., 2007). Hal ini dianggap penting karena beberapa alasan 1) GDP merupakan

indikator terbaik dari ekonomi negara; 2) GDP dapat digunakan sebagai basis kebijakan moneter; dan 3) Banyak sekali spesifikasi model penelitian empiris yang menggunakan GDP berpasangan dengan variabel-variabel lain.

Tulisan ini bertujuan untuk memeriksa uji hypothesis nol akar-akar unit dengan menggunakan uji Ng-Perron (2001) yang didahului dengan uji akar-akar unit dari Dickey-Fuller (ADF, 1979) dan Phillip-Perron (1988) terhadap Produk Domestik Bruto, PDB riil dari lima terbesar negara asal wisatawan mancanegara ke Indonesia: Australia, Japan, Malaysia, Singapore, dan Taiwan. Pemilihan terhadap alat uji dari Ng-Perron (2001) karena uji akar-akar unit ini lebih unggul daripada dua uji pertama yang mengandung masalah-masalah *size distortion* (Schwert, 1989) maupun kekuatan uji yang lemah (De Jong, 1992)

MATERIDANMETODE PENELITIAN

Jika variabel-variabel runtut waktu tidak stasioner dan beda pertama dari variabel-variabel tersebut stasioner, maka variabel-variabel itu mengandung akar-akar unit. Untuk menganalisis ada tidaknya akar-akar unit digunakan uji-uji akar-akar unit dari ADF (Dikecy and Fuller, 1979), Phillips-Perron (1988), dan Ng-Perron (2001). Dua uji yang pertama sampai sekarang merupakan alat-alat yang standar untuk menganalisis data *time series* tunggal, sementara uji akar-akar unit yang ke tiga merupakan uji akar-akar unit yang relatif baru. Mula-mula uji akar-akar unit dikembangkan oleh Dickey-Fuller (DF test) adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_{lt} \quad (1)$$

keterangan:

ε_{lt} adalah variabel pengganggu yang bersifat *white noise*

Y_t adalah variabel yang ingin diperiksa stasionaritasnya (variabel-variabel dependen maupun independen)

$\Delta Y_t = (y_t - y_{t-1})$ adalah operator beda pertama

i adalah waktu kelambanan *lag length*

t adalah variabel *time trend*

Jika hipotesis nol ditolak ($H_0: \alpha=0$), dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel tersebut stasioner ($H_1: \alpha<0$). Evaluasi hipotesis nol menggunakan statistik t:

$$t_\alpha = \hat{\alpha} / (Se(\hat{\alpha})) \quad (2)$$

keterangan:

$\hat{\alpha}$ adalah estimasi terhadap α , dan $Se(\hat{\alpha})$ adalah koefisien standar error.

Statistik t ini dibandingkan dengan nilai-nilai kritis dari McKinnon (1991). Uji akar-akar unit sederhana dari Dickey-Fuller ini valid jika variabel *time series* memiliki proses AR(1). Jika variabel *time series* memiliki susunan korelasi serial yang lebih tinggi, maka asumsi *white noise* pada variabel residu, $\hat{\alpha}$ mengalami pelonggaran. Dickey-Fuller (1979) mengembangkan koreksi parametrik untuk susunan korelasi serial yang lebih tinggi dengan mengasumsikan bahwa data runut waktu dari variabel y memiliki proses AR(p). Uji ini lebih dikenal dengan *Augmented Dickey-Fuller test* (ADF test). Persamaan regresi yang digunakan adalah

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \alpha Y_{t-1} + \delta_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

notasi tambahan $\sum \Delta Y_{t-i}$ adalah jumlah optimal kelambanan dari selisih atau beda pertama pada variabel y yang ditentukan dengan menggunakan kriteria informasi Schwartz (Schwartz *Information Criteria*, SIC) atau kriteria informasi Akaike (Akaike *Information Criteria*, AIC). Untuk mengevaluasi uji hipotesis nol akar-akar unit, $H_0: \alpha=0$ digunakan prosedur yang sama dengan uji DF sebagaimana penjelasan tersebut. Phillip-Peron (1988), yang pada dasarnya menggunakan standard uji DF, menawarkan cara yang berbeda dari *Augmented Dikey-Fuller* untuk mengatasi susunan korelasi serial yang lebih tinggi. Metode yang ditawarkan adalah metode non-parametrik, yaitu dengan memodifikasi rasio t sehingga korelasi serial tidak mempengaruhi distribusi yang bersifat asimptotik pada statistik t.

$$t_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(Se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2} S} \quad (4)$$

keterangan:

$\hat{\alpha}$ adalah estimasi terhadap α

$(Se(\hat{\alpha}))$ adalah koefisien standar error

S adalah *standard error* dari uji regresi

γ_0 adalah estimasi konsisten dari varian *error* pada persamaan (1) yang dihitung dengan $(T-k) S^2 / T$, dimana k adalah jumlah variabel regresor

f_0 adalah estimator residu pada frekuensi nol

Uji PP yang lebih dikenal dengan modifikasi non-parametrik pada statistik-t DF, juga menawarkan tiga uji, Z_p , Z_t dan MSB yang memiliki sifat-sifat secara numeric maupun secara teoritis sama.

AR(1) tanpa konstanta:

$$Z_{\bar{n}} = T(\hat{n} - 1)^{-1/2} \frac{S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2}{\sqrt{T [T^{-2} \bar{O} y_{t-1}^2]}} \quad (5a)$$

$$Z_t = \frac{S_{\hat{\alpha}}}{S} t_{\bar{n}}^{-1/2} \frac{S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2}{\sqrt{S [T^{-2} \bar{O} y_{t-1}^2]}} \quad (5b)$$

$$MSB = [T^{-2} (\bar{O} y_{t-1}^2 / S^2)]^{1/2} \quad (5c)$$

AR(1) dengan hanya konstanta:

$$Z_{\bar{n}} = T(\hat{n} - 1)^{-1/2} \frac{S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2}{\sqrt{T [T^{-2} \bar{O} (y_{t-1} - \bar{E} y_{t-1})^2]}} \quad (6a)$$

$$Z_t = \frac{S_{\hat{\alpha}}}{S} t_{\bar{n}}^{-1/2} \frac{S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2}{\sqrt{S [T^{-2} \bar{O} (y_{t-1} - \bar{E} y_{t-1})^2]}} \quad (6b)$$

$$MSB = [T^{-2} (\bar{O} (y_{t-1} - \bar{E} y_{t-1})^2 / S^2)]^{1/2} \quad (6c)$$

AR(1) dengan konstanta dan trend linier

$$Z_{\bar{n}} = T(\hat{n} - 1)^{-1/2} \frac{(S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2)}{\sqrt{24 D_x}} \quad (7a)$$

$$Z_t = \frac{S_{\hat{\alpha}}}{S} t_{\bar{n}}^{-1/2} \frac{T^3}{\sqrt{24 D_x}} \frac{(S^2 - S_{\hat{\alpha}}^2)}{S} \quad (7b)$$

$$MSB = [24 D_x / T^6 S^2]^{1/2} \quad (7c)$$

Hampir semua uji akar-akar unit konvensional (DF dan PP) memiliki tiga masalah. Pertama, menurut De Jong (1992) kebanyakan uji akar-akar unit memiliki kekuatan yang lemah terhadap hipotesis alternatif yang variabel-variabelnya stasioner dengan akar *autoregresif* yang besar. Kedua, menurut Schwert (1989) kebanyakan uji akar-akar unit memiliki *size distortion* ketika variabel-variabelnya memiliki akar rata-rata bergerak negatif yang besar. Ketiga, implementasi uji akar-akar unit sering harus memilih suatu *autoregressive truncation lag*, k . Ng-Perron(2001) mengembangkan empat statistik uji berdasarkan *General Least Square* (GLS) dengan menghilangkan unsur *trend* terhadap data y_t^d untuk menghilangkan kelemahan-kelemahan uji konvensional. Statistic-statistik uji ini merupakan modifikasi dari bentuk statistik-statistik Z_n dan Z_t dari Phillip-Perron (1988), statistik R1 dari Bhargava(1986), dan statistik optimal titik dari ERS.

$$k = \frac{T}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1}^d)^2 / T^2} (8)$$

Modifikasi itu dapat ditulis sebagai berikut:

$$MZ_a^d = (T^{-1} ((y_t^d)^2 - f_0) / 2k) \quad (9a)$$

$$MZ_t^d = MZ_a^d \times MSB \quad (9b)$$

$$MSB^d = (k/f_0)^{1/2} \quad (9c)$$

$$MP_t^d = \begin{cases} \hat{\alpha}^2 k - \hat{\alpha} T^{-1} (y_{t-1}^d)^2 / f_0 & \text{jika } x_t = \{1\} \\ \hat{\alpha}^2 k + (1 - \hat{\alpha}) T^{-1} (y_{t-1}^d)^2 / f_0 & \text{jika } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

$$\hat{\alpha} = \begin{cases} -7 & \text{jika } x_t = \{1\} \\ -13.5 & \text{jika } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

Dalam penelitian ini digunakan data sekunder. Data statistik-statistik GDP per kapita dan indeks harga konsumen (CPI) dari lima besar negara asal wisatawan diperoleh dari IMF *International Financial Statistics* (IFS); *the 3rd Office, Directorate General of Budget, Accounting and Statistics* (DGBAS), *Executive Yuan*; *the National Bureau of Statistics of China (PRC)*; *the Census and Statistics Department, Hong Kong*; U.S.

Department of Labor; Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications, Japan. Beberapa data yang tidak ada pada sumber tersebut diperoleh dari *World Economic Outlook* tahun 2010 dari IMF. Sampel data tahun 1979-2009 semata-mata dari pertimbangan ketersediaan data tersebut.

Nelson and Plosser (1982) telah memberikan sumbangan yang menggugah penelitian-penelitian lebih lanjut tentang sifat-sifat dinamis dari variabel-variabel ekonomi makro. Dengan menggunakan uji akar-akar unit dari ADF (1979), ditemukan bahwa sebagian besar dari variabel ekonomi makro US memiliki akar-akar unit, tidak stasioner memiliki efek permanent oleh *random walk*. Temuan ini bertentangan dengan banyak teori ekonomi yang mendasarkan ide bahwa fluktuasi-fluktuasi siklis berada di seputar *trend* jangka panjang yang stabil.

Hasil penelitian Nelson and Plosser (1982) juga mendorong banyak penelitian tunggal tentang stasionaritas GDP. Penelitian-penelitian tentang akar-akar unit pada variabel GDP tidak hanya dilakukan di negara-negara maju, seperti USA (Campbell and Mankiw, 1987; Perron and Phillip, 1987, Perron, 1989, 1997, 2005; Zivot and Andrew, 1992; Lumsdaine and Papell, 1997), tetapi juga di negara-negara yang tergabung dalam OECD (Banerjee, Lumsdaine and Stock, 1992; Rappach, 2002; Strazicich et al, 2004; Ilhan Ozturk and Huseyin Kalyoncu, 2007); sembilan belas (19) negara maju yang tergabung dalam OECD, USA, Japan, Australia (Shyh-Wei Chen, 2009), negara-negara yang sedang berkembang, seperti di negara-negara Asia (Narayan, 2007), Timur Tengah (Hsu-Ling Chang, Chi-Wei Su, and Meng-nan Zhu, 2010), negara-negara di Kep. Pasific (Vinod Misra, Susan Sharma and Russel Smyth, 2009), dan negara-negara di Amerika Latin (Tsangyao Chang, et al 2007)

Hasil-hasil penelitian karakteristik stasionaritas GDP dapat diklasifikasikan menjadi negara-negara dengan variabel-variabel makro ekonomi termasuk di dalamnya GDP tidak stasioner (memiliki akar-akar unit), negara-negara dengan variabel-variabel makro ekonomi stasioner, dan negara-negara dengan hasil-hasil campuran. Hasil-hasil tersebut berdasarkan manifestasi keterbatasan dari alat-alat uji akar-akar unit yang digunakan. Pada awalnya, kebanyakan penelitian-penelitian menggunakan uji akar-akar unit konvensional seperti uji Augmented Dickey-Fuller (ADF test) dan uji

Phillip-Perron (PP test). Kelemahan pada metode ini adalah tidak mempertimbangkan patahan struktural (Perron, 1989), akibatnya uji hipotesis akar-akar unit selalu gagal menolak hipotesis nol, walaupun sebenarnya hasil-hasil uji akar-akar unit tersebut stasioner. Aat uji akar-akar unit ini digunakan oleh Nelson dan Plosser (1982), Cambell dan Mankiw (1987), dan Stultz dan Wasserfallen (1985).

Untuk mengatasi kelamahan uji konvensional, Perron (1989) mengembangkan uji akar-akar unit dengan mempertimbangkan patahan struktural yang ditetapkan secara eksogen. Patahan struktural yang ditetapkan secara semena-mena berdasarkan data *ex-ante* membuka kritik bahwa penetapan semacam itu tidak sesuai dengan teori distribusi asimptot sebagaimana yang lazim dipergunakan untuk menguji hipotesis nol. Selanjutnya, Perron dan Vogelsang (1992), Zivot dan Andrew (1992), Banerjee, *et al* (1992), Perron (1997), dan Lumsdaine and Papell (1997) menawarkan bagaimana menentukan titik patahan dari dalam data itu sendiri. Kelemahan dari metode-metode ini adalah bahwa dalam hipotesis nol patahan struktural tidak dinyatakan, sehingga tidak secara pasti dapat disimpulkan bahwa hipotesis alternatif berlawanan dengan hipotesis nol (Lee and Strazicich, 2001). Alat-alat uji ini menghasilkan temuan campuran antara stasioner dan tidak stasioner terhadap variabel-variabel runtut waktu yang diamati (Perron, 1989, 1997; Zivot dan Andrew, 1992; Perron dan Vogelsang, 1992; Banerjee, *et al.*, 1992, Lumsdaine and Papell, 1997).

Beberapa penelitian tentang karakteristik GDP seperti yang dilakukan oleh Juan Carlos Cuestas dan Dean Garratt, (2009); Mohitosh Kejriwaly dan Claude Lopez (2009); Dipendra Sinha (2007) menggunakan uji-ujji akar-akar unit dari Elliot, *et. Al.*, (1996), dan ERS dan Ng-Perron (2001). Uji-ujji akar-akar unit ini tidak menggunakan patahan struktural tetapi menggunakan Dickey-Fuller *Generalised Least Square* (DF-GLS), sementara. ERS memperbaiki kekuatan uji, Ng-Perron mampu memperbaiki ketiga kelemahan uji konvensional yang telah disebutkan pada penjelasan sebelumnya (Jude Okechukwu Chukwu, *et. al.*, 2010).

Juan Carlos Cuestas dan Dean Garratt (2009), melakukan penelitian terhadap karakteristik GDP terhadap 19 negara maju yang dipilih. Tujuannya untuk mengetahui apakah GDP perkapita riil dari negara-negara tersebut memiliki derajat integrasi satu, I(1). Hasil

temuan menunjukkan bahwa temuan tidak dapat menolak hipotesis nol akar-akar unit. Simpulan yang sama diperoleh Mohitosh Kejriwaly dan Claude Lopez (2009) terhadap negara-negara yang tergabung pada OECD. Dipendra Sinha (2007) melakukan penelitian terhadap karakteristik GDP total maupun GDP perkapita untuk negara Thailand. Hasil penelitian menunjukkan bahwa kedua variabel tersebut memiliki derajat integrasi satu, I (1) atau stasioner.

HASIL PENELITIAN

Pada Tabel 1 ditunjukkan hasil uji akar-akar unit variabel *time series* GDP riil perkapita dari lima besar negara asal wisatawan ke Indonesia dengan menggunakan uji ADF dan uji PP. Menurut uji ADF variabel *time series* GDP riil perkapita untuk semua negara pada tingkat level tidak stasioner, kecuali Taiwan tanpa *trend*. Dengan menggunakan beda pertama, diperoleh bahwa variabel *time series* tersebut stasioner kecuali Singapore dengan *trend*. Menurut uji PP, variabel *time series* GDP riil perkapita untuk semua negara, kecuali Taiwan pada tingkat level tidak stasioner. Dengan menggunakan beda pertama menunjukkan variabel *time series* tersebut stasioner kecuali Taiwan dan Singapore dengan *trend* GDP riil perkapita Taiwan stasioner pada taraf signifikan 5%.

Dengan uji ADF atau uji PP, untuk kosntan tanpa *trend* nilai-nilai kritis penolakan adalah -3.679322; -2.96777; dan -2.622989 masing-masing untuk 1%, 5%, dan 10%. Pada uji ADF, untuk kosntan dan *trend*, nilai-nilai kritis penolakan adalah -4.309824; -3.574244; dan -3.221728 masing-masing untuk 1%, 5%; dan 10%.

* menunjukkan penolakan hipotesis nol dari akar unit pada level signifikan, $\alpha = 1\%$, ** pada level signifikan, $\alpha = 5\%$ dan *** pada level signifikan, $\alpha = 10\%$. Masing-masing kelambanan *the lag lengths* dari variabel-variabel dipilih berdasarkan Schwarz *Criteria* atau Akaike *Information Criterion*.

Pada Tabel 2a dan Tabel 2b, ditunjukkan hasil uji akar-akar unit variabel *time series* GDP riil perkapita dari lima besar negara asal wisatawan ke Indonesia dengan menggunakan uji Ng-Perron. Spesifikasi kelambanan *the lag length* dipilih berdasarkan modifikasi kriteria informasi Akaike atau *modification of Akaike Information Criterion* (MAIC).

Tabel 1
Uji Akar-akar Unit dengan Uji-Uji ADF dan PP

	ADF test			
	Level		First Diff	
	C	C & T	C	C & T
Lgdpaustria	-0.356126	-2.668546	-4.122355*	-4.079439**
Lgdpjapan	-1.926566	-1.049270	-3.724572*	-3.988253**
Llgdpmalaysia	-0.362787	-0.362787	-4.551163*	-4.482128*
Lgdpsingapore	-1.372683	-1.945513	-2.693207***	-2.790117
Lgdptaiwan	-4.057551*	-0.615230	-2.986325**	-4.214039**

	PP test			
	Level		First Diff	
	C	C & T	C	C & T
Lgdpaustria	-0.298240	-1.818105	-4.070311*	-
Lgdpjapan	-1.883367	-1.114315	-3.664696**	4.009964**
Llgdpmalaysia	-0.362787	-2.291234	-4.551163*	3.882414**
Lgdpsingapore	-1.626787	-1.668381	-2.724219	-2.790117
Lgdptaiwan	-3.583528**	-0.692433	-2.959325	-
				4.225268**

Tabel 2a
Uji Akar-Akar Unit GDP Real percapita dengan Ng-Perron

	Level							
	Konstan				Konstan dan Trend			
	Mz_a	Mz_t	MSB	MP_t	Mz_a	Mz_t	MSB	MP_t
Lgdp-A	0.44173	0.21514	0.48704	19.8170	16.5246^	2.84610^	0.17223^	5.68153^
Lgdp-J	-0.77703	-0.42281	0.54414	18.1655	-4.81379	-1.48980	0.30949	18.5487
Lgdp-M	0.40432	0.21758	0.53814	22.5507	-8.18898	-2.01369	0.24590	11.1558
Lgdp-S	-0.74026	-0.35207	0.47560	15.5890	-11.0720	-2.31195	0.20881	8.43029
Lgdp-T	-0.56757	-0.32295	0.56901	20.1492	-3.10050	-1.07001	0.34511	25.3748
NK ¹	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

Automatic Lag Length Selection Procedure: Spectral GLS-detrended AR based on MAIC, Maxlag=7

¹ Ng-Perron (2001) Tabel 1

NK : nilai kritis. A = Australia, J = Japan, M = Malaysia, S = Singapore, T = Taiwan dan ^ signifikan pada taraf 10%

Berdasarkan Tabel 2a nampak pada tingkat level baik dengan atau tanpa trend, variabel GDP riil perkapita

untuk semua negara tidak ada yang stasioner kecuali GDP riil perkapita untuk Australia stasioner pada taraf 10%.

Tabel 2b
Uji Akar-akar Unit Gdp real per capita dengan Ng-Perron

	<i>First Difference</i>							
	Konstan				Konstan dan Trend			
	Mz _a	Mz _t	MSB	MP _t	Mz _a	Mz _t	MSB	MP _t
Lgdp-A	-13.7292**	-2.53521**	0.18466**	2.10190**	-13.6481	-2.55545	0.18724	6.99270
Lgdp-J	-1.21224	-0.76278	0.62923	19.6719	-1.42764	-0.80678	0.56512	59.4386
Lgdp-M	14.2566*	2.61573*	0.18348**	1.92123**	14.2259^	2.62771^	0.18471^	6.62822^
Lgdp-S	-9.55577**	-2.01572**	0.21094**	3.19263^	-10.4418	-2.23612	0.21415	8.95052
Lgdp-T	-1.33956	-0.68799	0.51360	14.9099	-7.58859	-1.94779	0.25667	12.0084
NK ¹ %	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Automatic Lag Length Selection Procedure: Spectral GLS-detrended AR based on MAIC,
Maxlag=7*

¹ Ng-Perron (2001) Tabel 1

NK : nilai kritis. * signifikan pada taraf 1%, ** pada taraf 5% dan ^ pada taraf 10%

Dengan menggunakan *first different* pada Tabel 2b nampak tanpa *trend* GDP riil perkapita Australia stasioner pada taraf signifikan 5%, sementara dengan *trend* GDP tersebut tidak stasioner. GDP-GDP riil perkapita untuk Japan dan Taiwan baik tanpa atau dengan *trend* tidak signifikan, tidak stasioner. GDP riil perkapita untuk Malaysia stasioner pada taraf signifikan 1% tanpa *trend* dan 10 % dengan *trend*. GDP riil perkapita untuk Singapore tanpa *trend* stasioner pada taraf 5%, dan dengan *trend* variabel tersebut tidak stasioner. GDP riil perkapita untuk Taiwan baik tanpa atau dengan *trend* tidak stasioner. Dengan demikian, GDP-GDP riil perkapita untuk negara-negara Australia, Jepang dan Taiwan tidak stasioner, sementara untuk Malaysia stasioner baik tanpa atau dengan *trend* dan Singapore stasioner tanpa *trend*.

PEMBAHASAN

Hasil pengujian akar-akar unit untuk GDP riil perkapita dari ke lima besar negara asal wisatawan mancanegara ke Indonesia menunjukkan bahwa ada perbedaan hasil-hasil antara uji-ujji akar-akar unit dari ADF dan PP di satu pihak dan Ng-Perron di lain pihak. Apabila

berpedoman hanya pada uji Ng-Perron yang dianggap lebih unggul maka nampak bahwa GDP riil perkapita untuk negara Australia dan Jepang tidak stasioner. Temuan ini, mendukung hasil-hasil penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Juan Carlos Cuestas dan Dean Garratt (2009); Ilhan Ozturk dan Hüseyin Kalyoncu (2004); Mohitosh Kejriwaly dan Claude Lopez (2009); Rappach (2002); dan Diego Romero-Avila(2006).

Juan Carlos Cuestas dan Dean Garratt (2009) melakukan penelitian terhadap karakteristik GDP terhadap 19 negara maju yang dipilih. Tujuannya untuk mengetahui apakah GDP perkapita riil dari negara-negara tersebut memiliki derajat integrasi satu, I(1). Hasil temuan menunjukkan bahwa temuanya tidak dapat menolak hipotesis nol akar-akar unit, di antaranya Australia dan Jepang. Simpulan yang sama diperoleh Mohitosh Kejriwaly dan Claude Lopez (2009); Ilhan Ozturk dan Hüseyin Kalyoncu (2004); Rapach (2002); dan Diego Romero-Avila(2006) terhadap negara-negara yang tergabung pada OECD sebanyak 26 atau 27 negara. Temuan tersebut bertentangan dengan hasil penelitian Shyh-Wei Chen (2008) yang melakukan penelitian terhadap karakteristik GDP riil perkapita dari 19 negara maju yang tergabung dalam OECD, USA, Japan, dan Australia dengan mempertimbangkan satu patahan struktural. Hasil penelitian menunjukkan

bahwa 11 dari 19 negara tersebut memiliki GDP riil perkapita yang stabil atau stasioner.

Oleh karena tidak banyak penelitian tunggal tentang karakteristik GDP riil perkapita dengan metodologi (alat-alat uji) yang sama, khususnya Malaysia, Singapore, dan Taiwan, maka sangatlah sulit untuk membandingkan hasil-hasil uji akar-akar unit untuk negara-negara tersebut. Narayan (2007) telah melakukan penelitian tentang stasionaritas GDP riil perkapita untuk negara-negara Asia dengan menggunakan uji panel Carrion-i-Silvestre *et. al.* (2005). Ketika menggunakan uji konvensional, ADF dan KPPS tidak banyak ditemukan GDP riil perkapita yang stasioner, bahkan ketika menggunakan patahan struktural. GDP-GDP riil perkapita untuk Malaysia, Singapore, Myanmar, dan Philippina termasuk Indonesia tidak stasioner.

SIMPULAN

Tulisan ini bertujuan untuk memeriksa stasionaritas Produk Domestik Bruto dari lima besar negara-negara asal wisatawan mancanegara ke Indonesia, yaitu Australia, Jepang, Malaysia, Singapore, dan Taiwan selama periode 1970-2009. Dengan menggunakan uji akar-akar unit dari ADF (1979), Phillip-Perron(1988) dan Ng-Perron (1992) terhadap variabel runtut waktu Produk Domestik Bruto atau *Gross Domestic Product* (GDP) riil perkapita dari masing-masing negara asal wisatawan itu. Hasil penelitian menunjukkan bahwa ketika menggunakan uji akar-akar unit ADF dan PP, GDP riil perkapita dari Singapore dan Taiwan tidak dapat menolak hipotesis nol atau tidak stasioner. Ketika menggunakan uji akar-akar unit dengan Ng-Perron, GDP riil perkapita dari Australia, Jepang, dan Taiwan tidak dapat menolak hipotesis nol.

DAFTAR PUSTAKA

Akaike, H. 1973. "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle in Liew". Venus Khim-Sen (2004) Which Length Lag Selection Criteria Should We Employ". *Economics Bulletin*. Vol. 3, No. 33:1-9.

Banerjee, A., Lumsdaine, R.L. and Stock. 1992."Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*. 10: 271-287.

Bhargava, A.1986. *On the Theory of testing for unit roots in observed time series*. Rev.Econ Stud 53:369-384.

Campbell, J, dan Mankiw, N.G. 1987, "Are output Fluctuation Transitory?" *Quarterly Journal Economics*. 102:857-80.

Cuestas, Carlos and Dean Garratt. 2009. "Is Real GDP per capita a stationary Process? Smooth transitions, nonlinear trends and unit rppt testing". *Empirical Economics*. DOI 10.1007/s00181-010-0389-0.

Chang, Hsu-Ling, Chi-Wei Su, and Meng-nan Zhu, 2010. „Middle East Countries Per Capita Real GDP Stationary? Evidence from Non-Linear Panel Unit Root Tests. Middle Eastern”. *Finance and Economics*. ISSN: 1450-2889 Issue 6(2010) © EuroJournal Publishing, Inc. 2010. http://www.eurojournal.com/_MEFE.htm

Chang, Tsangyao *et al.* 2007. "Is Per Capita Real GDP Stationary in Latin American? Evidence from a Panel Stationary Test with Structural Breaks". *Economic Bulletin*. Vol. 3, No. 31:1-12.

Carrion-i-Silvestre *et al.* 2005. "Breaking the Panels an application to the GDP per capita". *Econometrics Journal*. 8:159-175.

Chukwu , Jude Okechukwu, Cletus, C. Agu, and Felix E. Onah. 2010. "Cointegration and Structural Breaks in Nigerian Long-Run Money Demand Function". *Internatioanl Research Journal of Finance and Economics* ISSN 1450-2887 Issue 38 (2010) © EuroJournal Publishing, Inc. 2010. <http://www.euro journals.com/finance.htm>.

Dickey D.A. and W.A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimator for Autoregressive

- Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*. 74: 427-431.
- DeJong, David N., *et al.* 1992. "Integration versus trend stationary in time series". *Econometrica*. Vol. 60: 423-433.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, James H. Stock. 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root Author(s). *Econometrica*, Vol. 64, No. 4 (Jul., 1996), pp. 813-836 Published by: The Econometric Society Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/2171846> Accessed: 27/10/2009 13:08 Eviews 7.1. Quantitative Micro Software. Irwin, C.A.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger. 1987."Co-integration and error Correction Model: Representation, Estimating and Testing". *Econometrica*. 55: 251-276.
- Kejriwaly, Mohitosh and Claude Lopezz. 2009. Unit Roots, Level Shifts, and Trend Breaks in Per Capita Output: A Robust Evaluation.
- Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. 1997. "Multiple Trend Break and the Unit Root Hypothesis". *Review of Economics and Statistics*. 79, 2:212-218.
- Lee, J. and Strazicich, M.C. 2001. "Testing the null hypothesis of stationary in the presence of structural breaks". *Applied Economic Letters*. Vol. 8: 377-382.
- MacKinnon. 1991. Critical Value for Cointegration Test. Chapter 13 in Long-run Economic Relationship: Reading in Cointegration, edited by R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press. Misra, Vinod, Susan Sharma and Russel Smyth, 2009. Are Shock to real output permanent or transitory? Evidence from a panel of Pasific island countries. Pasific Economic Bulletin, Vol. 24 No. 1, 2009. © The Australian National University. Nelson, C.R.. and Plosser, C.I. (1982), "Trend and Random Walk in Macroeconomic Time Series" *Journal of Monterey Economics*, 10:139-162.
- Narayan, Paresh Kumar. 2007. "Is Asian per capita GDP panel stationary?" *Empirical Economics*. 2008;34: 439-449.
- Ng, S. and Perron, P. 2001 "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power". *Econometrica*. Vol 69, No. 6:1519-1554.
- Ouliaris, S., Park, J. and Phillips, P. 1990. "Testing for a Unit Root in the Presence of a Maintained Trend," *Cowles Foundation Paper # 756*, <http://cowles.yale.econ.edu>
- Ozturk, Ilhan and Huseyin Kalyoncu. 2007. Is per capita Real Gdp Stationary in the OECD Countries? Evidence from a Panel Unit Root Test. [Http://mpra.ub.uni-munchen.de/9635](http://mpra.ub.uni-munchen.de/9635) MPRA Paper no. 9635, posted 19,July 2008/17:59.
- Perron, P. 1988. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series". *Journal of Economic Dynamics and Control*: No. 12:297-332.
- Perron, P. 1989. 'The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis
- Perron, P. 1990. "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean," *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol 8, No. 2:153-162.
- Perron, P. and Ng. S. (1996) "Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties". *Review of Economic Studies*. No. 63: 435-463.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. 1988. "Testing for Unit Roots in Time Series Regression". *Biometrika*. Vol. 75:335-346.
- Rapach, D.E. (2002). "Are real GDP levels nonstationary? Evidence from panel data test." *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 3: 473-495.

Romero, Diego -Avila(2006), “Can the AK Model Be Rescued? New Evidence from Unit Root Tests with Good Size and Power”. <http://www.Bepress.Com/Bejm/Topics/Vol6/Iss1/Art3>.

Said, E. S. and Dickey, D. A. 1984. “Testing for a Unit Root in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order”. *Biometrika*, Vol.71, No. 3, Tahun 599-607.

Shyh-Wei Chen, 2009. “Are 19 Developed Countries’ Real Per capita GDP levels Non-Stationary? A Revisi. *Economics Bulletin*. Vol. 3, No.2: 1-11.

Sargana, J.D. and Bhargava, A. 1983. “Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk” *Econometrica*, 51, 153-174.

Schwert, G.W. 1989. “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147-160.

Sinha, Dipendra. 2007. Does the Wagner’s Law hold for Thailand? A Time Serie Study. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/2560/MPRA Paper No. 2560. posted 07. November 2007 / 02:34>