Panel Unit Root Test

Sanjoyo

860500103

Mei 2006

Daftar Isi

Bab 1

Pendahuluan

1.1 Latar Belakang

Dalam dekade terakhir ini, persoalan pengujian untuk *unit root test* untuk *heterogenous panels* telah menarik perhatian yang besar. Secara prinsip pengunaan panel data unit root test adalah dimaksudkan untuk meningkatkan *power of the test* dengan meningkatkan jumlah sample. Peningkatan jumlah sample yang besar dapat dilakukan dengan meningkatkan jumlah cross-sectional data maupun jumlah time-series data. Persoalan yang muncul dalam panel data adalah persoalan perubahan struktur bila menggunakan data yang panjang atau terjadi heterogeneity bila menggunakan data cross-sectional. Contoh yang terkenal untuk pengujian unit root namun untuk *homogenous panel* adalah Summer dan Heston (1991) dengan menggunakan panel data set mencakup berbagai industri yang berbeda, region, berbagai negara dengan jangka waktu yang panjang.

Pengujian *unit root* telah dikembangkan oleh Quah (1992,1994), Levin dan Lin (1993), untuk *homogenous panels.* Pengujian unit root tersebut, tidak dapat mengakomodasi heterogenitas antar kelompok, seperti pengaruh unik individu *(individual special effects)* dan pola yang berbeda dari *residual serial correlations.* Statistik Uji yang kemukakan oleh Quah, Levin dan Lin ini lebih dapat digunakan dengan untuk kondisi adanya efek spesifik individu maupun heterogeneity across groups dan memerlukan $N/T \longrightarrow 0$ dan kedua

N (cross section dimention) dan T (time series dimention) menuju tak hingga.

Pesaran dan Smith (1995), serta Pesaran, Smith dan Im (1996) menunjukan bahwa ketidakkonsistenan estimasi pada *dynamic heterogenous panel model*. Selanjutnya, berdasarkan paper tersebut, Im, Pesaran dan Shin (2002) memperkenalkan *Unit root test* dengan *dynamic heterogenous panels*. Pada umumnya, *unit root test* dengan *dynamic heterogenous* lebih banyak digunakan dibandingkan dengan *homogenous dynamic*. Im, Pesaran dan Shin (IPS) menggunakan kerangka *likelihood* dengan prosedur pengujian alternatif berdasarkan rata-rata *unit root test* statistik individu dalam setiap grup untuk panel. IPS melakukan pengujian berdasarkan rata-rata (augmented) Dickey Fuller (1979) yang mengacu kepada $t - bar\ test$. Seperti prosedure yang dilakukan oleh Levin dan Lin, unit root test yang dilakukan oleh IPS sudah mempertimbangkan karakteristik adanya korelasi serial residu dan dynamics heterogenity untuk setiap group panel. Statistik (IPS) ini menunjukan konvergensi dalam probabilitias terhadap standar normal secara sekuensial sejalan dengan T menuju tak berhingga, dan diikuti dengan N menuju tak berhingga, dimana T adalah *time series dimension* dan N adalah *cross sectional dimension*. Konvergensi diagonal antara T dan N menuju tak berhingga, sementara $\frac{N}{T} \longrightarrow k$, dimana k merupakan konstanta non negatif berhingga.

Dalam kasus yang khusus, dimana residual dari individual DF regression bersifat serially correlated, maka $Z_{\underset{tbar}{\sim}}$ yang merupakan modifikasi $t - stat$ akan terdistribusi dengan standar normal pada saat $N \to \infty$ dan T tetap, sehingga panjang $T > 5$ untuk regresi DF dengan intercept dan $T > 6$ untuk regresi DF dengan intercept dan linear time trends. Selanjutnya, pengujian tersebut juga dikembangkan untuk menguji seberapa T dan N tetap dengan menghitung rata-rata DF. Hasil simulasi menyatakan bahwa dengan ordo yang besar pada regresi ADF, maka performa sampel berhingga dari $t - bar\ test$ adalah sangat memuaskan dan memberikan hasil yang lebih baik dibandingkan Levin-Lin (LL) test. Oleh karena itu, eksperimen kali ini akan mencoba mensimulasikan formula-formula dan prosedur dari Pesaran.

1.2 Perumusan Masalah

Adapun permasalahan dalam eksperimen ini adalah sebagai berikut:

- Bagaimana prosedur memodifikasi $t - stat$ dengan menghitung rata-rata ADF test untuk meningkatkan power dari ADF test pada panel data yang heterogen?
- Dengan diberikan nilai N dan T yang berubah dari kecil ke besar, pengaruh apakah yang diperoleh dari pengujian t_{bar} test?
- Bagaimana perbandingan hasil antara perhitungan Pesaran dengan hasil simulasi dalam ekperimen?

1.3 Tujuan Eksperimen

Tujuan eksperimen ini adalah untuk mensimulasikan pengujian unit root test pada Tabel 1-4 dalam paper Pesaran. Sehingga akan diperoleh perhitungan t_{bar} *test*, Z_{tbar} *test* apabila dilakukan perubahan besarnya N dan T dan power & size test.

1.4 Metode Eksperimen

Metode yang digunakan dalam eksperimen kali ini adalah berawal dari pemahaman terhadap konsep dan prosedur modifikasi panel data unit root test dari paper Pesaran. Selanjutnya, dimodifikasi program aplikasi pengujian data unit root sesuai dengan tujuan dalam eksperimen ini. Adapun program ini ditulis dalam bahasa program Matlab. Hasil yang diperoleh dari program tersebut akan dianalisa apakah sesuai dengan Tabel 1-4 dalam paper Pesaran.

Bab 2

Teori Pendukung

2.1 Kerangka Dasar

Perhatikan bahwa ada sebuah sample yang berasal dari N *cross section* (industri, wilayah, negara) dan dengan panjang observasi T periode waktu. Misalkan y_{it} dibangkitkan dengan proses stokastik yang mengikuti first-order autoregressive process:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.1}$$

dimana $i = 1, ..., N$; $t = 1, ..., T$; dan diberikan nilai awal, y_{i0}. Pengujian unit root adalah dengan hipotesis $\phi_i = 1$ untuk semua i. Persamaan (2.1) dapat diekpresikan dalam bentuk *first different* atau *lag* yaitu:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.2}$$

dimana $\alpha_i = (1-\phi_i)\mu_i, \beta_i = -(1-\phi_i)$ dan $\Delta y_{it} = y_{it}-y_{i,t-1}$.Asumsi pada persamaan (2.2) adalah bahwa ε_{it} adalah independen dan identical distributed (*iid*) untuk seluruh i dan t dan berdistibusi normal $N(0,\, \sigma_i^2)$.Maka, hipotesis null untuk unit root dapat diungkapkan sebagai:

$$H_0 \;:\; \beta_i = 0 \; untuk \; setiap \; i, \tag{2.3}$$

$$H_1 \;:\; \beta_i < 0,\; i = 1, 2, ..., N_1,\; \beta_i = 0,\; i = N_1 + 1, N_1 + 2, ..., N \tag{2.4}$$

Formulasi hipotesis alternatif, H_1, memungkinkan untuk β_i berbeda untuk across group. Hipotesis testing tersebut lebih umum dari pada yang dikembangkan oleh Quah, Levin dan Lin untuk hipotesis alternatif β yang homogen, yaitu $\beta_i = \beta < 0$ untuk semua i.Hal tersebut juga memungkinkan untuk beberapa (namun tidak semua) kelompok mempunyai unit root namun dalam kondisi hipotesis alternatif (H_1), asalkan memenuhi $lim_{N \longrightarrow \infty}(N_1/N) = \delta$, $0 < \delta \leq 1$. Kondisi tersebut diperlukan untuk menjaga konsistensi pengujian panel unit root.

Quah (1994) merujuk pada simple dynamic panel, yaitu:

$$y_{it} = \phi_{i,t-1} + \varepsilon_{it},\ i = 1, ..., N;\ t = 1, ..., T, \tag{2.5}$$

dimana ε_{it} adalah independen dan berdistribusi identik untuk setiap i dan t serta finite variance, σ^2.Dalam unit root hypothesis, $\phi = 1$, untuk $N \to \infty$ dan $T \to \infty$, maka:

$$Q_{NT}(c, \sigma^2) = \sqrt{\frac{N}{2} T(\hat{\phi}_{NT} - 1 - 2\frac{c}{\sigma^2} T^{-\frac{3}{2}})} \quad \Longrightarrow \ N(0, 1) \tag{2.6}$$

dimana $\hat{\phi}_{NT}$ adalah pooled OLS estimator dari ϕ pada persamaan (2.5) dan " $\Longrightarrow$ " menunjukan konvergensi yang lemah menuju distribusi normal. Ststistik $Q_{NT}(c, \sigma^2)$ digunakan secara terbatas sebagaimana tidak mempertimbangkan faktor efek spesifik group, serta serial corelated dan heterogenous error.

Levin dan Lin (LL) menyediakan kerangka pengujian yang lebih umum dan mempertimbangkan 3 model yaitu:

$$\Delta y_{it} = \beta y_{i,t} - 1 + \alpha_{mi} d_{mi} + \mu_{it},\ i = 1, ..., N;\ t = 1, ..., T;\ m = 1, 2, 3, \tag{2.7}$$

dimana d_{mt} adalah variabel deterministik; $d_{1t} = \{\emptyset\}$, $d_{2t} = \{1\}$, dan $d_{3t} = \{1, t\}$ .Untuk spesifikasi μ_{it}, LL membolehkan perbedaan antar group dan dinamis dan berpendapat bahwa $\beta = 0$, dan mempunyai konvergensi yang lemah menuju standar distribusi normal untuk $N \to \infty$ dan $T \to \infty$ dengan $N/T \to 0$.

2.2 Pengujian Unit Root untuk Heterogenous Panel untuk T Fixed

IPS mengembangkan pengujian unit root untuk data panel pada model persamaan (2.1) dimana error adalah tidak berkorelasi serial namun T adalah tetap. Untuk tujuan ini diasumsikan bahwa: εit, $i = 1, ..., N$, $t = 1, ...,$ *pada persamaan (2.1) adalah variabel random, independen dan berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan heterogenous variance* $\sigma^2_{i.}$

Dalam kasus ini sangat relevan dengan persamaan regresi (Dickey-Fuller, 1979) pada persamaan (2.2) dengan *pooled log likelihood function*:

$$\ell_{NT}(\beta, \varphi) = \sum_{i=1}^{N} \left\{ -\frac{T}{2} log 2\pi\sigma_i^2 - \frac{1}{2\sigma_i^2} \sum_{i=1}^{T} (\Delta y_{it} - \alpha_i - \beta_i y_{i,t-1})^2 \right\}, \quad (2.8)$$

dimana $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, ..., \beta_N)'$, $\varphi_i = (\alpha_i, \sigma_i^2)'$ dan $\varphi = (\varphi_1', ..., \varphi_N')$. Dengan menggunakan kerangka likelihood, maka dapat dikembangkan alternatif panel unit root test berdasarkan rata-rata dari log-likelihood ratio. Dalam hal ini IPS menggunakan berdasarkan rata-rata dari *invidual Dicky-Fuller statistics*. Sebelum menjelaskan hal tersebut terlebih dahulu dijelaskan penaksiran parameter model regresi dengan OLS.

Penaksir OLS untuk βi bisa diperoleh dengan menggunakan hasil dari *partitioned regression*, yaitu:

$$\hat{\beta}_i = (y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})^{-1} (\Delta y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1}) \quad (2.9)$$

dimana: $y_{i,t-1} = (y_{i0}, y_{i1}, ..., y_{i,T-1})$; $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, ..., \Delta y_{iT})$; $\tau_T = (1, 1, ..., 1)'$; $M_\tau = I_T - \tau_T(\tau_T'\tau_T)^{-1}\tau_T$.Sedangkan variansi dari $\hat{\beta}_i$, adalah:

$$var(\beta_i) = \hat{\sigma}^2_{iT}((y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})^{-1} \quad (2.10)$$

dengan

$$\hat{\sigma}^2_{iT} = \frac{(\Delta y_i)' M_{Xi} \Delta y_i}{T - 2} \quad (2.11)$$

dimana: $M_{Xi} = I - X_i(X_i'X_i)^{-1}X_i$ dan $X_i = (\tau_T, y_{i,t-1})$.

Sedangkan pengujian pengujian hipotesis untuk unit root adalah:

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_i = 0 \\ H_1 &: \beta_i \neq 0 \end{aligned} \tag{2.12}$$

namun karena di bawah $H0$ time series $\{yi\}$ adalah nonstationary maka ia tidak lagi berdistribusi t seperti biasanya. Statistiknya adalah:

$$\begin{aligned} t_{iT} &= \frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{var(\hat{\beta}_i)}} && (2.13) \\ &= \frac{(y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})^{-1}(\Delta y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{iT}((y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})^{-1}}} && (2.14) \\ &= \frac{(\Delta y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})}{\hat{\sigma}_{iT}((y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})^{\frac{1}{2}}} && (2.15) \end{aligned}$$

Statistik pada persamaan (2.15) biasanya diberi nama *Dickey-Fuller Statistic* dalam literatur time series.

Alternatif lain untuk statistik uji persamaan (2.15) adalah:

$$\tilde{t}_{iT} = \frac{(\Delta y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})}{\tilde{\sigma}_{iT}((y'_{i,t-1}M_\tau y_{i,t-1})^{\frac{1}{2}}} \tag{2.16}$$

dengan:

$$\tilde{\sigma}^2_{iT} = \frac{(\Delta y_i)'M_\tau \Delta y_i}{T-1} \tag{2.17}$$

Perbedaan antara t_{iT} pada persamaan (2.15) dengan $\tilde{t}_{iT}$ pada persamaan (2.16) terletak pada perbedaan penggunaan antara $\hat{\sigma}^2_{iT}$ dan $\tilde{\sigma}^2_{iT}$. Walaupun untuk sample yang terbatas nilai $\hat{\sigma}^2_{iT}$ dan $\tilde{\sigma}^2_{iT}$, namun kedua statistik tersebut mempunyai *asymptotic properties*.

Dalam kondisi $\beta_i = 0$,kedua statistik uji tersebut mempunyai asymptotic distribution yang sama bilamana $T \to \infty$ untuk nilai i tertentu, walaupun kedua statistik uji tersebut mempunyai properies yang berbeda untuk nilai $T\ fixed$ tertentu. Untuk nilai T tertentu dan nilai N cukup besar, penggunaan panel unit root test dengan menggunakan statistik rata-rata $\tilde{t}_{iT}$ lebih manageable, meskipun akan menghasilkan yang sama ke dua nilai statistik uji tersebut jika $T \to \infty$ dan $N \to \infty$.

Nilai rata-rata statistik uji untuk nilai T tertentu adalah:

$$t_{barNT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_{iT}, \tag{2.18}$$

atau:

$$\tilde{t}_{barNT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \tilde{t}_{iT}, \tag{2.19}$$

Untuk berbagai nilai N dan T yang sudah tertentu, nilai kritis (*Critical value*) dari t_bar_{NT} dan $\tilde{t}\_bar_{NT}$ untuk berbagai *significant level* dapat diperoleh dengan simulasi Monte Carlo dengan metoda yang serupa dengan penentuan nilai kritis dari *Dickey-Fuller statistic*. Nilai kritis yang dihasilkan dari simulasi akan bergantung apakah regresi yang digunakan persamaan (2.2) untuk menghitung t_{iT} pada persamaan (2.15) dengan $\tilde{t}_{iT}$ pada

persamaan (2.16) hanya mengandung *intercept* atau juga mengandung *time trend*.

Dari hasil central limit theorem dapat pula digunakan statistik uji:

$$Z_{tbar} = \frac{\sqrt{n}\,[t_{barNT} - E(t_{iT})]}{\sqrt{Var(t_{iT})}} \sim N(0,1) \tag{2.20}$$

atau:

$$Z_{\tilde{t}bar} = \frac{\sqrt{n}\,\left[\tilde{t}_{barNT} - E(\tilde{t}_{iT})\right]}{\sqrt{Var(\tilde{t}_{iT})}} \sim N(0,1) \tag{2.21}$$

dengan nilai $E(t_{iT})$, $E(\tilde{t}_{iT})$, $Var(t_{iT})$, dan $Var(\tilde{t}_{iT})$ dapat diperoleh melalui hasil dari simulasi Monte Carlo.

Bila tiap kelompok mempunyai ukuran time series T_i yang berbeda-beda maka statistik uji (2.18) dimodifikasi menjadi:

$$t_{barNT} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} t_{iTi}, \tag{2.22}$$

sedangkan statistik uji (2.19) dimodifikasi juga menjadi:

$$\tilde{t}_{barNT} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \tilde{t}_{iTi}, \tag{2.23}$$

sedangkan hasil dari central limit teorem (2.20) diubah menjadi:

$$Z_{tbar} = \frac{\sqrt{n}\left[t_{barNT} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} E(t_{iTi})\right]}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Var(t_{iTi})}} \sim N(0,1) \tag{2.24}$$

dan pada persamaan (2.21) juga menjadi:

$$Z_{\tilde{t}bar} = \frac{\sqrt{n}\left[\tilde{t}_{barNT} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} E(\tilde{t}_{iTi})\right]}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Var(\tilde{t}_{iTi})}} \sim N(0,1) \tag{2.25}$$

Dengan nilai $E(t_{iT}), E(\tilde{t}_{iT}), Var(t_{iT})$ dan $Var(\tilde{t}_{iT})$ yang diperoleh dari simulasi diatas dapat dipergunakan untuk menghitung persamaan (2.22) dan persamaan (2.23) ataupun persamaan (2.24) dan persamaan (2.25) sehingga keputusan dari pengujian hipotesa tentang panel unit root dapat ditentukan.

2.3 Pengujian Unit Root untuk Heterogenous Panel dengan Korelasi Serial

Dengan mempertimbangkan kasus yang lebih umum dimana error kemungkinan terjadinya korelasi serial, maka dimisalkan y_{it} dibentuk dari proses *finite-order AR(p_i+1)*, yaitu:

$$y_{it} = \mu_i \phi_i(1) + \sum_{j=1}^{p_i+1} \phi_{ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \tag{2.26}$$

dimana: $i = 1, ..., N,\ t = 1, ...T.$ sehingga dapat ditulis sebagai *Augmnted Dickey-Fuller*, yaitu:

$$\triangle\, y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j-1}^{p_i} \rho_{ij} \triangle\, y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \tag{2.27}$$

dimana: $i = 1, ..., N,\ t = 1, ...T, .\phi i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i+1} \phi_{ij},\ \alpha i = \mu_i \phi_i(1), \beta i = -\phi i(1)$, dan $\rho ij = -\sum_{h=j+1}^{p_i+1} \phi_{ih}$.Penulisan *ADF regression* untuk setiap i dalam notasi matrik, yaitu:

$$\triangle\ y_i = \beta_i y_{i,t-1} + Q_i \gamma_i + \varepsilon_{it} \tag{2.28}$$

dimana: $Q_i = \left(\tau_T, \triangle\ y_{i,-1,}\ \triangle\ y_{i,-2,}, \ldots, \triangle\ y_{i,-\rho_i}\right)$ dan $\gamma_i = (\alpha_i, \rho_{i1}, \rho_{i2}, \ldots, \rho p_i)'$.

Mengikuti prosedur yang disarankan oleh Pesaran, dapat ditentukan t value sebagai berikut:

$$t_{iT} = \frac{\sqrt{T - p_i - 2\left(y'_{i,-1} M\tau \triangle\ y_i\right)}}{\left(y'_{i,-1} M_{Q_i} \triangle\ y_{i,-1}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\triangle\ y'_i M_{x_i} \triangle\ y_i\right)^{\frac{1}{2}}} \tag{2.29}$$

dimana: $\rho_i = \left(\rho_{i1}, \rho_{i2,}, \ldots, \rho_{i\rho i}\right)'$, $M_{Q_i} = I_T - Q_i \left(Q'_i Q_i\right)^{-1} Q_i$, $M_{x_i} = I_T - x_i (x'_i x_i)^{-1} x_i$, dan $x_i = (y_{i,-1,} Q_i)$. Kemudian dapat dihitung rata-rata dari critical value t ADF test antar grup dengan :

$$t_{barNT} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} t_{it}\left(p_i, \rho_i\right)$$

Bab 3

Prosedur Eksperimen

Dalam Bab ini, akan digunakan simulasi Monte Carlo untuk mengevaluasi properties alternatif panel-base unit root test dengan sample yang terbatas. Langkah-langkah simulasi panel data unit root test ini berdasarkan paper dari Pesaran, namun yang akan dilakukan hanya untuk kondisi tidak adanya korelasi serial (kecuali untuk langkah ke 4).

Adapun langkah-langkah yang dilakukan untuk menghasilkan tabel-tabel di atas, adalah:

1. *Benchmark model* adalah sebagaimana yang telah dijelaskan pada persamaan (2.1), yaitu:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it},\ i = 1, ..., N; t = 1, ..., T$$

2. Menentukan moment individual yaitu, ekpektasi dari $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} serta $\mathrm{Var}(t_T)$ dan $\mathrm{Var}(t_{iT})$. Dengan menjalankan program PanelunitrootTable1.m dan akan dihasilkan nilai statistik tersebut dan ditampilkan dalam Tabel1. Replikasi yang dilakukan sebanyak 50.000 kali. Hasil tersebut akan dibandingkan dengan yang dilakukan oleh Pesaran.

3. Menentukan nilai kritis untuk t_{barNT} , baik yang melibatkan hanya intercep maupun dengan time trend. Dengan menjalankan program PanelunitrootTable2.m dan replikasi yang dilakukan sebanyak 50.000 kali diperoleh hasil yang ditampilkan dalam Table 2.

4. Menentukan mean dan varian dari $t_T(p, 0)$ dengan menjalankan program ADFTable3.m dan replikasi yang dilakukan sebanyak 50.000 kali. Hasil tersebut ditampilkan pada Tabel 3.

5. Menentukan size dan power dari unit root test dengan menjalankan program SizeandpowertestTable4.m dan replikasi yang dilakukan sebanyak 2000 kali. Program ini memerlukan input Tabel1 dan tbar5 (yang diperoleh dengan menjalankan program criticalvalue_5pa.m). Hasil tersebut ditampilkan pada Tabel 4.

6. Simulasi ini menggunakan program Matlab versi 7.01 untuk menghasilkan Tabel 1, Tabel 2, Tabel 3 dan Tabel 4 dari Pesaran.

Bab 4

Hasil Eksperimen dan Analisis

4.1 Menentukan moment dari $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT}

Sebagaimana dijelaskan pada Bab 2 dan Bab 3, untuk melakukan perhitungan moment $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} adalah dengan persamaan sebagai berikut:

1. Menghitung $\tilde{t}_{iT}$,yaitu; $\tilde{t}_{iT} = \frac{(\Delta y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})}{\tilde{\sigma}_{iT}((y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})^{\frac{1}{2}}}$ dimana $\tilde{\sigma}^2_{iT} = \frac{(\Delta y_i)' M_\tau \Delta y_i}{T-1}$

2. Menghitung t_{iT} ,yaitu;$\frac{(\Delta y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})}{\hat{\sigma}_{iT}((y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})^{\frac{1}{2}}}$ dimana $\hat{\sigma}^2_{iT} = \frac{(\Delta y_i)' M_{Xi} \Delta y_i}{T-2}$

3. Menghitung ekpektasi ($\tilde{t}_{iT}$) yaitu rata-rata nilai kritis $\tilde{t}_{iT}$,adalah; $\tilde{t}_{barNT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \tilde{t}_{iT}$

4. Menghitung ekpektasi (t_{iT}) yaitu rata-rata nilai kritis t_{iT} ,adalah; $t_{barNT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_{iT}$

   Berdasarkan formula-formula di atas, Pesaran telah menghitung dengan replikasi 50 ribu kali dan diperoleh nilai *first order moment* (moment pertama) dan *second order moment* (moment ke dua) baik $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT}. Menurut Pesaran, berdasarkan theorema Magnus (1990) untuk nilai T yang *fixed,* maka statistik $\tilde{t}_{iT}$ baik untuk moment pertama dan kedua akan *exits* bila $T > 5$. Oleh karena itu, dalam melakukan simulasi nilai T dimulai dari 6. Bilamana $T \longrightarrow \infty$, maka statistik $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} akan konvergen kepada *Dickey-Fuller distribution*

(η_i)[1].Nabeya (1999) telah menghitung *first six moment DF distribusi* tersebut secara numerik dan melaporkan bahwa $E(\eta_i) = -1.53296244$ dan $Var(\eta_i) = 0.706022$. Nilai perhitungan Pesaran telah mendekati hasil dari yang telah dihitung oleh Nabeya.

Tabel 1A: Moments of the Individual $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} (hasil perhitungan Pesaran)

	Moments of $\tilde{t}_{iT}$		Moments of t_{iT}	
T	$E(\tilde{t}_{iT})$	$Var(\tilde{t}_{iT})$	$E(t_{iT})$	$Var\,(t_{iT})$
6	-1.125	0.497	-1.520	1.745
7	-1.178	0.506	-1.514	1.414
8	-1.214	0.506	-1.501	1.228
9	-1.244	0.527	-1.501	1.132
10	-1.274	0.521	-1.504	1.069
15	-1.349	0.565	-1.514	0.923
20	-1.395	0.592	-1.522	0.851
25	-1.423	0.609	-1.520	0.809
30	-1.439	0.623	-1.526	0.789
40	-1.463	0.639	-1.523	0.770
50	-1.477	0.656	-1.527	0.760
100	-1.504	0.683	-.1.532	0.735
500	-1.526	0.704	-1.531	0.715
1000	-1.526	0.702	-1.529	0.707

Berdasarkan hal tersebut diatas, kemudian dilakukan ekperimen dengan melakukan simulasi Monte Carlo dengan 50 ribu replikasi, dan hasilnya ditampilkan pada Tabel 1B berikut ini:

[1] $\eta i = \frac{\frac{1}{2}\left\{[Wi(1)]^2-1\right\}-Wi(1)\int_0^1 Wi(u)du}{\left\{\int_0^1[Wi(u)]^2du-\left[\int_0^1 Wi(u)du\right]^2\right\}^{1/2}}$

Tabel 1B Moments of the Individual $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} (Hasil Simulasi)

	Moments of $\widetilde{t_{iT}}$		Moments of t_{iT}	
T	$E(\tilde{t}_{iT})$	$Var(\tilde{t}_{iT})$	$E(t_{iT})$	$Var(t_{iT})$
6	-1.1280	0.4997	-1.5251	1.7497
7	-1.1811	0.5030	-1.5148	1.4077
8	-1.2217	0.5070	-1.5130	1.2311
9	-1.2515	0.5197	-1.5129	1.1406
10	-1.2779	0.5304	-1.5148	1.0804
15	-1.3557	0.5720	-1.5176	0.9252
20	-1.3971	0.5959	-1.5200	0.8577
25	-1.4214	0.6201	-1.5206	0.8294
30	-1.4369	0.6318	-1.5197	0.8056
40	-1.4628	0.6474	-1.5257	0.7781
50	-1.4774	0.6545	-1.5280	0.7595
100	-1.5103	0.6799	-1.5362	0.7328
500	-1.5274	0.7024	-1.5326	0.7132
1000	-1.5347	0.6985	-1.5373	0.7039

Dari Tabel 1B (hasil simulasi) menunjukkan bahwa Statistik $E(t_{iT})$ dan $E(\tilde{t}_{iT})$ memiliki properties yang berbeda bila nilai T adalah kecil, namun bilamana T semakin besar maka kedua statistik tersebut akan mempunyai properties yang sama.

4.2 Menentukan Nilai Kritis untuk $tbar_{NT}$

Untuk menghitung nilai kritis $tbar_{NT}$ adalah $t_{barNT} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} t_{iTi}$. baik hanya melibatkan intercep (Panel A) maupun dengan time trend (Panel B). Dalam simulasi hanya dilakukan eksperimen N dan T sebesar 5, 10, 15, 20, 25 (yang disesuaikan dengan tugas dalam eksperimen ini). Berdasarkan hasil simulasi (tabel 2B dan 2D) terlihat bahwa pada replikasi sebanyak 50000 kali hasil yang diperoleh mendekati hasil perhitungan dari Pesaran (Tabel 2A dan 2C) pada tiga tingkat level of confidence 1%,5% dan 10%. Adapun hasil perhitungan Pesaran dan hasil simulasi dapat dilihat pada Tabel 2A, 2B, 2C dan 2D di bawah ini:

Tabel 2A: Exact Critical Values of the $tbar_{NT}$ Statistic (hasil perhitungan pesaran)

Panel A: DF regression containing only intercepts

N\T	5	10	15	20	25
1 percent					
5	-3.79	-2.66	-2.54	-2.50	-2.46
10	-3.06	-2.32	-2.24	-2.21	-2.19
15	-2.79	-2.14	-2.10	-2.08	-2.07
20	-2.61	-2.06	-2.02	-2.00	-1.99
25	-2.51	-2.01	-1.97	-1.95	-1.94
5 percent					
5	-2.76	-2.28	-2.21	-2.19	-2.18
10	-2.42	-2.06	-2.02	-1.99	-1.99
15	-2.28	-1.95	-1.92	-1.91	-1.90
20	-2.18	-1.89	-1.87	-1.86	-1.85
25	-2.11	-1.85	-1.83	-1.82	-1.82
10 percent					
5	-2.38	-2.10	-2.06	-2.04	-2.04
10	-2.17	-1.93	-1.90	-1.89	-1.88
15	-2.06	-1.85	-1.83	-1.82	-1.82
20	-2.00	-1.80	-1.79	-1.78	-1.78
25	-1.96	-1.77	-1.76	-1.75	-1.75

Tabel 2B: Exact Critical Values of the $tbar_{NT}$ Statistic (hasil simulasi)

Panel A: DF regression containing only intercepts

N\T	5	10	15	20	25
1 percent					
5	-3.7977	-2.6662	-2.5436	-2.5016	-2.4570
10	-3.0919	-2.3279	-2.2322	-2.2060	-2.1870
15	-2.7820	-2.1619	-2.0910	-2.0782	-2.0686
20	-2.6112	-2.0655	-2.0165	-2.0045	-1.9872
25	-2.4855	-2.0096	-1.9627	-1.9554	-1.9379
5 percent					
5	-2.7304	-2.2866	-2.2176	-2.1999	-2.1765
10	-2.4178	-2.0599	-2.0161	-1.9989	-1.9920
15	-2.2668	-1.9582	-1.9216	-1.9147	-1.9030
20	-2.1783	-1.8979	-1.8662	-1.8606	-1.8524
25	-2.1073	-1.8544	-1.8327	-1.8244	-1.8166
10 percent					
5	-2.3785	-2.0977	-2.0569	-2.0411	-2.0316
10	-2.1670	-1.9302	-1.9037	-1.8934	-1.8865
15	-2.0590	-1.8536	-1.8306	-1.8252	-1.8189
20	-2.0019	-1.8077	-1.7868	-1.7828	-1.7792
25	-1.9535	-1.7771	-1.7602	-1.7553	-1.7534

Tabel 2C: Exact Critical Values of the $tbar_{NT}$ Statistic (hasil perhitungan pesaran)

Panel B: DF regression containing intercepts dan linear time trends

N\T	5	10	15	20	25
1 percent					
5	-8.12	-3.42	-3.21	-3.13	-3.09
10	-6.44	-3.03	-2.88	-2.84	-2.82
15	-5.72	-2.86	-2.74	-2.71	-2.69
20	-5.54	-2.75	-2.67	-2.63	-2.62
25	-5.16	-2.69	-2.61	-2.58	-2.58
5 percent					
5	-4.66	-2.98	-2.87	-2.82	-2.80
10	-4.11	-2.74	-2.66	-2.63	-2.62
15	-3.88	-2.63	-2.57	-2.55	-2.53
20	-3.73	-2.56	-2.52	-2.49	-2.48
25	-3.62	-2.52	-2.48	-2.46	-2.45
10 percent					
5	-3.73	-2.77	-2.70	-2.67	-2.65
10	-3.45	-2.59	-2.54	-2.52	-2.51
15	-3.33	-2.52	-2.47	-2.46	-2.45
20	-3.26	-2.47	-2.44	-2.42	-2.41
25	-3.18	-2.44	-2.40	-2.39	-2.39

Tabel 2D: Exact Critical Values of the $tbar_{NT}$ Statistic (hasil simulasi)

Panel B: DF regression containing intercepts dan linear time trends

N\T	5	10	15	20	25
1 percent					
5	-7.8254	-3.4254	-3.2145	-3.1470	-3.1001
10	-6.4283	-3.0334	-2.8893	-2.8457	-2.8264
15	-5.8188	-2.8569	-2.7532	-2.7068	-2.6971
20	-5.3987	-2.7531	-2.6731	-2.6400	-2.6257
25	-5.1033	-2.6867	-2.6123	-2.5860	-2.5775
5 percent					
5	-4.5900	-2.9844	-2.8750	-2.8254	-2.8057
10	-4.0984	-2.7387	-2.6648	-2.6346	-2.6213
15	-3.8850	-2.6311	-2.5671	-2.5462	-2.5350
20	-3.7166	-2.5672	-2.5165	-2.4962	-2.4866
25	-3.6013	-2.5212	-2.4784	-2.4612	-2.4528
10 percent					
5	-3.7163	-2.7797	-2.7070	-2.6723	-2.6569
10	-3.4609	-2.6019	-2.5459	-2.5279	-2.5139
15	-3.3343	-2.5204	-2.4764	-2.4585	-2.4509
20	-3.2559	-2.4716	-2.4345	-2.4196	-2.4149
25	-3.1881	-2.4376	-2.4068	-2.3936	-2.3882

4.3 Menentukan Mean dan Variance dari $t_T(p,0)$ dalam ADF(p) Regression

Dalam menentukan Mean dan variance dari t_T pada berbagai panjang lag dependent yang dilibatkan (p) digunakan suatu formula sebagaimana dijelaskan dalam Bab 3. Hasil dari pesaran ditunjukkan pada tabel 3 di bawah ini:

Tabel 3: Mean and Variance of $t_T\,(p,0)$ in ADF(p) Regression (hasil Pesaran)

p	T	10	15	20	25	30	40	50	60	70	100
Without Time Trend											
0	Mean	-1.504	-1.514	-1.522	-1.520	-1.526	-1.523	-1.527	-1.519	-1.524	-1.532
	Variance	1.069	0.923	0.851	0.809	0.789	0.770	0.760	0.749	0.736	0.735
1	Mean	-1.488	-1.503	-1.516	-1.514	-1.519	-1.520	-1.524	-1.519	-1.522	-1.530
	Variance	1.255	1.011	0.915	0.861	0.831	0.803	0.781	0.770	0.753	0.745
2	Mean	-1.319	-1.387	-1.428	-1.443	-1.460	-1.476	-1.493	-1.490	-1.498	-1.514
	Variance	1.421	1.078	0.969	0.905	0.865	0.830	0.798	0.789	0.776	0.754
3	Mean	-1.306	-1.366	-1.413	-1.433	-1.453	-1.471	-1.489	-1.486	-1.495	-1.512
	Variance	1.759	1.181	1.037	0.952	0.907	0.858	0.819	0.802	0.782	0.761
4	Mean	-1.171	-1.260	-1.129	-1.363	-1.394	-1.428	-1.454	-1.458	-1.470	-1.495
	Variance	2.080	1.279	1.097	1.005	0.946	0.886	0.842	0.819	0.801	0.771
With Time Trend											
0	Mean	-2.166	-2.167	-2.168	-2.167	-2.172	-2.173	-2.176	-2.174	-2.174	-2.177
	Variance	1.132	0.869	0.763	0.713	0.690	0.655	0.633	0.621	0.610	0.597
1	Mean	-2.173	-2.169	-2.172	-2.172	-2.173	-2.177	-2.180	-2.178	-2.176	-2.179
	Variance	1.453	0.975	0.845	0.769	0.734	0.687	0.654	0.641	0.627	0.605
2	Mean	-1.914	-1.999	-2.047	-2.074	-2.095	-2.120	-2.137	-2.143	-2.146	-2.158
	Variance	1.627	1.036	0.882	0.796	0.756	0.702	0.661	0.653	0.634	0.613
3	Mean	-1.922	-1.977	-2.032	-2.065	-2.091	-2.117	-2.137	-2.142	-2.146	-2.158
	Variance	2.482	1.214	0.983	0.861	0.808	0.735	0.688	0.674	0.650	0.625
4	Mean	-1.750	-1.823	-1.911	-1.968	-2.009	-2.057	-2.091	-2.103	-2.114	-2.135
	Variance	3.947	1.332	1.052	0.913	0.845	0.759	0.705	0.685	0.662	0.629

Sedangkan tabel 3 dari hasil simulasi dengan replikasi sebanyak 50.000 akan ditampilkan pada tabel dibawah ini:

Tabel 3: Mean and Variance of $t_T\,(p,0)$ in ADF(p) Regression (hasil simulasi)

p	T	10	15	20	25	30	40	50	60	70	100
Without Time Trend											
0	Mean	-1.5061	-1.5197	-1.5214	-1.5253	-1.5289	-1.5291	-1.5280	-1.5294	-1.5270	-1.5337
	Variance	1.0729	0.9037	0.8519	0.8218	0.8089	0.7653	0.7587	0.7465	0.7480	0.7274
1	Mean	-1.4946	-1.5107	-1.5167	-1.5238	-1.5246	-1.5257	-1.5253	-1.5270	-1.5265	-1.5338
	Variance	1.2603	0.9964	0.9132	0.8676	0.8396	0.7958	0.7799	0.7645	0.7606	0.7364
2	Mean	-1.3240	-1.3913	-1.4289	-1.4536	-1.4649	-1.4787	-1.4877	-1.4963	-1.5005	-1.5139
	Variance	1.4192	1.0818	0.9691	0.9025	0.8647	0.8189	0.8054	0.7802	0.7731	0.7473
3	Mean	-1.3051	-1.3716	-1.4127	-1.4423	-1.4581	-1.4735	-1.4825	-1.4919	-1.4977	-1.5128
	Variance	1.7063	1.1873	1.0361	0.9443	0.8996	0.8484	0.8247	0.8025	0.7891	0.7590
4	Mean	-1.1820	-1.2705	-1.3303	-1.3703	-1.3993	-1.4283	-1.4477	-1.4636	-1.4722	-1.4966
	Variance	2.0541	1.2855	1.0966	1.0021	0.9455	0.8815	0.8482	0.8229	0.8052	0.7678
With Time Trend											
0	Mean	-2.1722	-2.1676	-2.1688	-2.1694	-2.1757	-2.1718	-2.1731	-2.1757	-2.1767	-2.1791
	Variance	1.1552	0.8639	0.7768	0.7229	0.7004	0.6587	0.6319	0.6190	0.6144	0.5908
1	Mean	-2.1712	-2.1646	-2.1671	-2.1732	-2.1772	-2.1745	-2.1767	-2.1791	-2.1810	-2.1809
	Variance	1.4484	0.9883	0.8377	0.7720	0.7319	0.6829	0.6485	0.6351	0.6267	0.5975
2	Mean	-1.9104	-1.9930	-2.0453	-2.0781	-2.0976	-2.1138	-2.1313	-2.1416	-2.1499	-2.1583
	Variance	1.6399	1.0499	0.8870	0.7964	0.7508	0.6956	0.6587	0.6480	0.6344	0.6054
3	Mean	-1.9290	-1.9738	-2.0298	-2.0699	-2.0905	-2.1096	-2.1293	-2.1388	-2.1487	-2.1593
	Variance	2.5560	1.2165	0.9765	0.8624	0.7997	0.7283	0.6869	0.6694	0.6503	0.6144
4	Mean	-1.7563	-1.8204	-1.9146	-1.9735	-2.0108	-2.0491	-2.0858	-2.1019	-2.1177	-2.1379
	Variance	4.7658	1.3439	1.0545	0.9242	0.8448	0.7536	0.7066	0.6859	0.6653	0.6246

Adapun simulasi untuk menentukan mean dan variance dari regresi ADF dijalankan hanya melibatkan $p = 0, \ldots, 4$, karena dengan memasukkan p yang lebih besar dari 4, program simulasi tidak dapat menampilkan hasil seperti yang dimaksud. Modifikasi atas program file *ADFTable3.m* telah dicoba terutama pada bagian penentuan nilai varians karena Matlab menyatakan bahwa pembagi mendekati nilai nol pada saat p dimasukkan nilai yang lebih besar dari 4. Berdasarkan hasil simulasi diatas terlihat nilai yang diperoleh mendekati dengan hasil perhitungan dari Pesaran.

4.4 Menentukan Size dan Power dari Unit Root Test

Seperti yang telah dijelaskan di Bab 2 , dalam menentukan size dan power dari unit root test, Pesaran menggunakan regresi DF. Untuk mengukur size, kita menggunakan $\phi = 1$,sedangkan untuk menghitung power akan digunakan $\phi = 0.9$. Dalam menghitung power, sengaja digunakan $\phi = 0.9$ yang mendekati 1, untuk mengetahui seberapa "powerful" Dicky Fuller dalam membedakan mana data yang stasioner dan mana data yang bukan stasioner.

Size mengukur seberapa besar peluang untuk menolak H_0 padahal H_0 ternyata benar atau dikenal sebagai α. Sementara itu, β adalah mengukur seberapa besar peluang untuk menerima H_0 padahal H_0 salah. Power dinyatakan dengan $(1-\beta)$, apabila nilai β besar, artinya peluang untuk menerima H_0 padahal H_0 salah adalah besar, hal ini mengakibatkan power test menjadi semakin kecil. Mengetahui besarnya α sangat mudah dan biasanya terukur, sedangkan mengetahui besarnya β sangat sulit, sehingga bagi peneliti jika hasilnya adalah menerima hipotesa maka ia harus hati-hati, jangan langsung mengambil kesimpulan, ada kemungkinan salah, harus diketahui dulu power test-nya. Adapun hasil power dan size yang dilakukan oleh Pesaran, ditunjukkan pada tabel dibawah ini:

Tabel 4A. Mean and Variance of $t_T(p,0)$ in ADF (p) Regression (Pesaran)

		T=10		T=25		T=50		T=100	
N	Test	size	power	size	power	size	power	size	power
1	DF	0.089	0.095	0.069	0.091	0.058	0.151	0.053	0.351
5	Z_{tbar}	0.052	0.071	0.050	0.153	0.050	0.441	0.042	0.972
10	Z_{tbar}	0.050	0.090	0.049	0.261	0.054	0.752	0.050	1.000
25	Z_{tbar}	0.052	0.141	0.048	0.549	0.050	0.992	0.054	1.000
50	Z_{tbar}	0.050	0.229	0.044	0.838	0.051	1.000	0.050	1.000
100	Z_{tbar}	0.046	0.384	0.053	0.990	0.051	1.000	0.046	1.000

Dalam menetukan size dan power, simulasi yang dilakukan sama dengan yang dilakukan oleh Pesaran yaitu direplikasi sebanyak 2000 kali dengan berdasarkan tingkat nominal 5%. Untuk menghasilkan Tabel 4 (hasil simulasi), digunakan Tabel 1 (hasil simulasi) yang telah disesuikan nilai T dan file Tbar5. Hasil simulasi ditunjukkan pada tabel 4B di bawah ini:

Tabel 4B. Mean and Variance of $t_T(p,0)$ in ADF (p) Regression (Hasil Simulasi)

		T=10		T=25		T=50		T=100	
N	Test	size	power	size	power	size	power	size	power
1	DF	0.0545	0.0605	0.0410	0.0625	0.0445	0.1090	0.0695	0.3795
5	Z_{tbar}	0.0435	0.0675	0.0545	0.1515	0.0465	0.4800	0.0535	0.9810
10	Z_{tbar}	0.0510	0.0910	0.0505	0.2570	0.0490	0.7605	0.0550	1.0000
25	Z_{tbar}	0.0475	0.1475	0.0385	0.5530	0.0455	0.9955	0.049	1.0000
50	Z_{tbar}	0.0450	0.1820	0.0455	0.8355	0.0485	1.0000	0.0500	1.0000
100	Z_{tbar}	0.0450	0.3105	0.0525	0.9850	0.0525	1.0000	0.0630	1.0000

Berdasarkan tabel di atas, terlihat bahwa power test DF sangat kecil sekali, untuk semua T. Hal ini menyimpulkan bahwa sangat beresiko menggunakan Dicky Fuller jika keputusan yang diharapkan adalah menerima hipotesa. Dengan perkataan lain, Dicky Fuller sering menyimpulkan hal yang salah. Dari Tabel 4B ditunjukkan juga bahwa dengan meningkatnya N dan T, power juga akan mengalami peningkatan. Untuk T=50,100 dan N=50, 100, power test-nya sangat tinggi, yaitu 1.000. Artinya proporsi menerima H_0 padahal H_0 salah adalah tidak ada $(\beta = 0)$. Sehingga tidak perlu khawatir melakukan kesalahan jika kesimpulannya menerima hipotesa. Dengan demikian, dapat disimpulkan jika kita keputusan yang diharapkan dalam penelitian adalah menerima hipotesa sebaiknya menggunakan T dan N yang besar.

Bab 5

Kesimpulan

Secara umum berdasarkan hasil simulasi atau eksperimen dan bila dibandingkan dengan hasil Pesaran menunjukan hasil yang hampir sama. Statistik $\tilde{t}_{iT}$ dan t_{iT} akan konvergen kepada *Dickey-Fuller distribution* atau dengan perkataan lain nilai ke dua statistik tersebut akan mempunyai properties yang sama bila T menuju tak terhingga dan perhitungan secara numerik mendukung kenyataan tersebut.

Pesaran telah berhasil menawarkan alternatif pengujian unit root untuk heterogenous panel baik untuk data panel yang mengandung *error* yang berkorelasi serial maupun yang tidak. Secara numerik statistik uji tersebut telah terbukti kovergensinya baik yang dilakukan oleh Nabeya, Pesaran maupun yang dilakukan tugas simulasi ini.

Statistik Uji Dicky Fuller mempunyai power test yang kecil dan perlu hati-hati bilamana terjadi kasus menerima hipotesa null, karena Dicky Fuller dapat menyimpulkan hal yang salah. Oleh karena itu, Pesaran memberikan suatu alternatif dengan menggunakan panel data atau meningkatkan sample individu (cross-section data), maka persoalan power test yang kecil dapat diatasi. Tabel 4 menunjukan bahwa dengan meningkatnya sample maka power test juga meningkat.

Lampiran

Daftar Lampiran

1. Program dan Output MATLAB untuk PanelunitrootTable1.m.
2. Program dan Output MATLAB untuk PanelunitrootTable2.m.
3. Program dan Output MATLAB untuk ADFTable3.m.
4. Program dan Output MATLAB untuk Criticalvalues_5pa.m.
5. Program dan Output MATLAB untuk SizeandpowertestTable4.m.

Daftar Pustaka

[1] Im, So Kyung, Pesaran, M.Hashem., Shin, Yongcheol.2002,"Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels." dalam DAE Working Paper No. 9526, University of Cambridge.

[2] Catatan dan hand-out Perkuliahan Ekonometrika 3, Muhammad Syamsuddin, P.hd