



Estimasi Persamaan Sistem *Non Linear Seemingly Unrelated Regression* pada Model Perdagangan Internasional

Dr. Mahyus Ekananda

Keywords: algorithm solution, poisson probability, non linier equation, simultaneous equation, dynamic equation

ABSTRACT

The purpose of this paper is to explain the algorithm solution for system equation which has non linier form in its parameter, especially in system equation of seemingly unrelated regression. For example, the economic model which is used in this paper is taken from disertasion of Ekananda (2003) with its topic of the uncertainty of exchange rates volatility on manufacture commodity export in Indonesia. Particularly, this paper will discuss the model formation by inserting poissons probability function, which cause the non linier form. For the next application, this method can be used for all non linier form especially the non linier form on its parameter. This paper will discuss the utilization of trade standard equation which is developed become non linier system equation of trade by inserting the element of poisons probability, the dynamics of equation and the simultaneous equation.

PENDAHULUAN

Dalam beberapa kasus didalam penelitian, seringkali kita harus menyelesaikan estimasi pada persamaan non linier. Telah banyak beredar *software* yang memiliki fasilitas untuk menyelesaikan model persamaan non linier. Pada model ekonomi yang lebih kompleks, sebagai contoh model persamaan simultan, model persamaan *seemingly unrelated regressions*, tidak jarang kita menemukan adanya bentuk non linieritas pada variabel maupun pada parameter atau bahkan bentuk non linieritas pada keduanya. Untuk kasus non linieritas pada persamaan sistem, *software* ekonometri yang tersedia memiliki kemampuan yang terbatas dalam hal jumlah variabel, parameter, jumlah persamaan yang terlibat dan kompleksnya bentuk persamaan non linier. Paper ini bertujuan untuk menjelaskan algoritma penyelesaian persamaan sistem yang memiliki bentuk non linier pada parameternya, khususnya pada persamaan sistem *seemingly unrelated regressions*. Sebagai studi kasus, model ekonomi yang digunakan pada paper ini diambil dari disertasi Ekananda (2003) dengan topik ketidakpastian volatilitas nilai tukar pada ekspor komoditi manufaktur di Indonesia. Secara khusus paper ini akan membahas pembentukan model dengan memasukkan fungsi probabilitas poissons, yang menyebabkan bentuk nonlinieritas. Untuk terapan selanjutnya, metode ini dapat digunakan untuk semua bentuk non linier terutama untuk bentuk non linier pada parameternya.

Paper ini akan menjelaskan penggunaan persamaan standar perdagangan yang dikembangkan menjadi persamaan sistem perdagangan non linier dengan memasukkan unsur probabilitas poissons, dinamisasi persamaan dan simultanitas persamaan. Pada bagian awal paper ini akan dijelaskan latar belakang perlunya ketiga unsur diatas diterapkan pada model penelitian. Selanjutnya paper ini akan menjelaskan implementasi yang telah dilakukan Ekananda (2003) mengenai fungsi probabilitas poissons pada persamaan sistem dan implementasi persamaan sistem non linier menggunakan algoritma Hausman (1975). Pada intinya, penerapan ini untuk melengkapi kekurangan dari model-model yang digunakan oleh penelitian terdahulu yang menyebabkan pengaruh dari volatilitas nilai tukar tidak pasti. Pemaparan metode penyelesaian menggunakan operasi matriks dan dikerjakan menggunakan *software matlab v.6*. Harapannya metode atau algoritma yang diuraikan dapat memberikan solusi bagi penelitian-penelitian yang menghadapi model dengan persamaan sistem non linier.

Penelitian untuk mengetahui efek nilai tukar terhadap perdagangan yang dilakukan sebelumnya tidak mempertimbangkan beberapa hal. *Pertama*, adanya pengaruh yang tidak konstan terhadap perdagangan. Yaitu, tergantung kepada perubahan elastisitas di sepanjang waktu observasi. *Kedua*, berapa banyak jumlah lag pada variabel independen yang diperlukan, agar dapat merekam pengaruh yang terbesar¹. *Ketiga*, akumulasi pengaruh dari beberapa periode sebelumnya.

Beberapa peneliti lain, Klassens (1999) dan Baum (1999)², berusaha untuk mengakomodasi kekurangan dalam penelitian tersebut. Mereka melakukan beberapa kemajuan dalam penelitian mengenai pengaruh volatilitas nilai tukar terhadap perdagangan internasional. *Pertama*, menggunakan persamaan perdagangan ekspor standar. *Kedua*, menggunakan fungsi probabilitas poissons, agar didapatkan struktur lag yang secara intuitif lebih sesuai dibandingkan dengan fungsi probabilitas geometrik atau

¹ Umumnya peneliti-peneliti sebelumnya menggunakan lag satu sampai empat periode.

² Christopher F. Baum (1999), *Exchange Rate on the Volume of Trade Flow : An Empirical Analysis Employing High-Frequency Data*. Departement of Economics, Boston College, halaman 5.

polinomial. Dalam penelitiannya, ia hanya melakukan regresi tunggal pada setiap model. Dalam penelitiannya, ia menunjukkan bahwa pengaruh volatilitas nilai tukar dan nilai tukar terhadap perdagangan bersifat non linier. Sebagai penelitian lanjut, paper ini akan dikembangkan untuk persamaan non linier simultan yang lebih sesuai untuk beberapa kasus model ekonomi. Program lengkap estimasi NLSUR dapat menghubungi m_ekananda@yahoo.com.

Tulisan ini menjadi bagian dari disertasi yang dikemukakan oleh Ekananda (2003). Secara umum, salah satu tujuan paper ini adalah memberikan kontribusi studi empiris, *pertama*, penggunaan model dinamis distribusi lag poissons pada persamaan sistem. *Kedua*, penggunaan hubungan multilateral antar negara dengan menggunakan analisis tabel silang dan deret waktu (*pooling of cross-section and time-series data*)³. *Ketiga*, penggunaan fungsi non linier pada model persamaan sistem sebagai konsekuensi penerapan fungsi probabilitas poissons pada persamaan ekspor.

Model dinamis. Model dikembangkan menjadi model dinamis, agar dihasilkan efek yang jelas pada variabel yang diamati. Yaitu, dengan mengembangkan distribusi lag dengan fungsi probabilitas poissons. Struktur lag ini secara intuitif, lebih fleksibel dibandingkan dengan fungsi probabilitas geometri dan polinomial⁴, yang umumnya digunakan⁵. Struktur lag poissons akan merekam pola distribusi yang kecil di awal lag, dan kemudian membesar dan berangsur-angsur mengecil kembali pada lag yang semakin besar. Oleh karena, bentuk distribusi yang membesar di tengah, kita bisa mendapatkan pengaruh yang maksimal dari variabel independen.

Persamaan sistem. Kemajuan dalam tulisan ini adalah digunakannya suatu persamaan sistem yang dapat melihat elastisitas dari setiap individu dalam sistem. Elastisitas dari variabel independen terhadap variabel dependen berbeda antar individu. Karena, respon setiap komoditi dari berbagai negara berlainan satu sama lainnya. Selisih dari setiap penawaran ekspor menjadi informasi dan mempengaruhi hubungan ekspor komoditi lainnya. Dengan asumsi ini, spesifikasi model ekonometri yang akan digunakan dalam penelitian ini, adalah *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). Greene (2000) dan Pindyck (1993) menyebutkan model SUR lebih baik, dibandingkan dengan model persamaan tunggal dan persamaan sistem dengan elastisitas sama⁶. Karena, dengan model SUR, kita dapat melihat elastisitas β untuk setiap individu dalam persamaan sistem.

Persamaan sistem non linier. Penerapan model dinamis pada persamaan sistem di atas menghasilkan suatu persamaan sistem yang non linier. Non linieritas persamaan ini terletak pada parameternya, sehingga estimasi harus menggunakan algoritma persamaan sistem yang non linier, yang dikenal dengan *non linear seemingly unrelated regression*

³ Analisis gabungan antara *cross-section* dan *time-series data* pada Pindyck (1991) disebut sebagai *pooling data*. EvIEWS v.31 menyebutnya sebagai analisis *pooled time series and cross sectional data*. Sedangkan data yang dihasilkan disebut sebagai *pooled data* atau *longitudinal data* (Greene, 2000). Pembagian untuk analisis ini akan dijelaskan pada bab empat.

⁴ Robert S Pindyck and Rubinfeld Daniel L. (1993), *Econometric Models and Econometric Analysis*, McGraw-Hill Book Company, Fourth Edition, New York.

⁵ Kenen (1985) merangkum dalam bukunya mengenai beberapa penelitian mengenai pengaruh pendapatan dan harga pada perdagangan. Penelitian tersebut menggunakan beberapa model distribusi lag dengan total lag yang sangat bervariasi antara satu sampai dengan empat.

⁶ Spesifikasi persamaan tunggal dilakukan dengan model OLS dan persamaan sistem dengan elastisitas sama dilakukan dengan model panel data.

(NLSUR)⁷. Prinsip dasarnya, algoritma ini dievaluasi di sekitar nilai parameter β sampai didapatkan nilai parameter yang konvergen.

Penelitian ini diharapkan dapat menyelesaikan kompleksnya penerapan fungsi non linier pada persamaan sistem dengan model NLSUR. Hal ini mengingat bahwa penyelesaian untuk fungsi non linier dengan berbagai komoditi memerlukan berbagai tahap yang cukup kompleks dan panjang. Penerapan probabilitas poissons pada model perdagangan memungkinkan kita mengetahui ketidakpastian volatilitas nilai tukar pada perdagangan yang akan ditunjukkan dengan, *pertama*, bervariasinya selang waktu λ (diasumsikan bernilai positif) antara terjadinya fluktuasi nilai tukar sampai terjadinya kontrak perdagangan dan *kedua*, elastisitas β (dapat bernilai negatif atau positif) pada berbagai lag untuk nominal ekspor beberapa kelompok komoditi⁸.

METODOLOGI

Petunjuk Model

Model Dinamis Perdagangan Internasional

Penerapan distribusi probabilitas poissons pada penelitian ini memiliki beberapa asumsi. **Pertama**, pengaruh parsial dari setiap parameter variabel lag terdistribusi poissons, karena probabilitas poissons dapat menangkap pengaruh pendapatan, yang semakin membesar untuk lag yang semakin kecil (Goldstein dan Khan, 1985). Pengaruh nilai tukar yang diharapkan ε_{st} membentuk lengkungan ke bawah (*concave*). Hal ini sangat tidak tepat diterapkan pada spesifikasi lag geometrik, tetapi dapat dipenuhi oleh spesifikasi model poissons. **Kedua**, pengaruh total pada perdagangan dari setiap variabel independen, adalah satu, sehingga penjumlahan pengaruh parsial dari setiap variabel lag, tidak lain adalah nilai pengaruh total β . **Ketiga**, probabilitas total yang digunakan dibatasi minimal 90%. Kita dapat menyederhanakan pengaruh total, dari waktu yang tidak terbatas menjadi waktu yang terbatas. Dengan demikian, model probabilitas menjadi lebih ringkas, dan mengatasi masalah subyektivitas, dalam pemilihan rentang lag pada model distribusi yang lain. **Keempat**, semua pengaruh memiliki tanda yang sama. Sehingga, model ekonometri dengan lag yang terdistribusi poissons, dapat menangkap pengaruh yang menurun, dan dengan baik dapat menangkap pengaruh yang melengkung. **Kelima**, estimasi ekonometri menentukan parameter pengaruh total β , dan menentukan, apakah struktur lag merupakan penurunan atau struktur lag yang berbentuk melengkung dengan lebih tepat, dan seberapa lama waktu λ yang dibutuhkan bagi industri, dan nilai tukar untuk memiliki efek yang paling kuat terhadap ekspor.

Distribusi Lag Poissons Pada Model

Model empiris yang digunakan dalam paper ini adalah model permintaan ekspor di mana akumulasi pengaruh dari variabel-variabel independen dalam model tersebut didistribusikan mengikuti fungsi probabilitas poissons. Penelitian ini dibangun berdasarkan asumsi bahwa fluktuasi nilai tukar akan mempengaruhi kuantitas ekspor.

⁷ Untuk menyelesaikan masalah estimasi persamaan ini, dilakukan pengembangan algoritma NLSUR berdasarkan algoritma persamaan sistem *non linear* 3SLS (NL3SLS) menurut paper Hausman (1975) dan Amemiya (1977) dengan memperhatikan keberadaan variabel eksogen dan endogen dalam sistem.

⁸ Baum (1999) menyebutnya sebagai pengaruh yang non linier volatilitas nilai tukar terhadap nominal ekspor komoditi manufaktur.

Pengaruh pada kuantitas ekspor dapat terjadi dengan cepat atau dapat terjadi beberapa bulan, enam bulan, bahkan dua tahun yang akan datang. Pengaruh pada ekspor merupakan akumulasi dari perubahan-perubahan pada variabel independen beberapa waktu sebelumnya. Model permintaan ekspor dinyatakan sebagai:

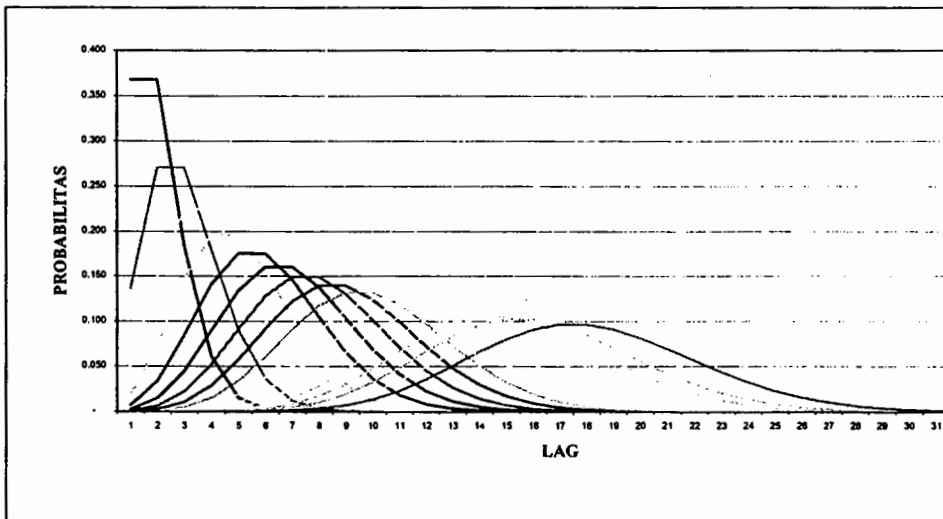
$$x_t = \beta_0 + \beta_y y_{t-1}^* + \beta_s \sum_{l=1}^{\infty} [w_{sl} E_{t-l}\{s_t\}] + \beta_v \sum_{l=1}^{\infty} [w_{vl} V_{t-l}^{\frac{1}{2}}\{s_t\}] + \varepsilon_t \quad (1)$$

Semua variabel dinyatakan dalam logaritma natural dan ditulis dalam huruf kecil. Notasi l dalam persamaan (1) menunjukkan lag atau selang waktu antara perubahan pada variabel independen dengan pembayaran ekspor. Ekspektasi nilai tukar riil, $E_{t-l}\{s_t\}$, diukur dengan nilai tukar riil s_t . Pengaruh variabel nilai tukar riil s_t dan volatilitas nilai tukar riil $V_{t-l}^{\frac{1}{2}}\{s_t\}$ terhadap nilai ekspor x_t terakumulasi dari beberapa waktu sebelumnya. Akumulasi pengaruh dari volatilitas nilai tukar dan nilai tukar diasumsikan terdistribusi mengikuti fungsi probabilitas poissons. β_0 , β_y , β_s dan β_v adalah parameter yang akan diestimasi, sedangkan nilai w_{yl} , w_{sl} dan w_{vl} adalah nilai yang ditentukan dari fungsi probabilitas poissons sesuai nilai λ -nya. Struktur lag yang terdistribusi poissons diekspresikan sebagai:

$$w_l = \frac{(\lambda_l - 1)^{l-1}}{(l-1)!} e^{-(\lambda_l - 1)} \quad (2)$$

Pengaruh parsial dari setiap variabel dari setiap variabel lag (ε_t), dihitung melalui perkalian antara parameter β dengan probabilitas poissons $\varepsilon_t = w_l \beta$. Distribusi probabilitas dengan berbagai nilai λ diperlihatkan pada Gambar 1.

Gambar 1
Distribusi Probabilitas Poisson pada Berbagai Nilai λ



Dengan melihat fungsi probabilitas poissons, kita dapat mensubstitusikan variabel lag l satu-satu dari kiri ke kanan, di mana $l : 1 \rightarrow \infty$. Sehingga, probabilitas w_{kl} menjadi fungsi dari λ_k , $w_{kl} = f(l, \lambda_k)$ dengan

$$\sum_{l=1}^{\infty} [w_{kl}] = 1$$

Pengaruh parsial dari setiap variabel dari setiap variabel lag (ε_{kl}) dihitung melalui perkalian antara parameter β dengan probabilitas poissons (lihat persamaan 2).

$$\varepsilon_{kl} = w_{kl} \cdot \beta_k \text{ atau } \varepsilon_{kl} = f(l, \lambda_k) \cdot \beta_k \quad (3)$$

Pengaruh total didapatkan dari penjumlahan semua pengaruh parsial dari setiap variabel lag. Oleh karena, jumlah total nilai probabilitas poissons adalah satu, maka pengaruh total tidak lain, adalah nilai elastisitas total β_k . Dalam kasus persamaan perdagangan (persamaan (1)) di mana bentuk variabel volatilitas:

$$\sum_{l=1}^{\infty} [w_{vl} \cdot V_{t-l} \{s_{jt}\}] ,$$

dapat diubah menjadi menjadi:

$$\sum_{l=1}^{\infty} [f(l, \lambda_v), V_{t-l} \{s_{jt}\}] \text{ atau } \sum_{l=1}^{\infty} [f(l, \lambda_v, V_{t-l})] \quad (4)$$

Sebagai contoh, pada bagian volatilitas nilai tukar (V) dapat diringkas menjadi:

$$\beta_v \sum_{l=1}^{\infty} [f(l, \lambda_v, V_{t-l})] = \beta_v \{ [e^{-\lambda_v} e^{(\lambda_v - 1)^0/0!}] V_{t-1} + [e^{-\lambda_v} e^{(\lambda_v - 1)^1/1!}] V_{t-2} + e^{-\lambda_v} e^{(\lambda_v - 1)^2/2!}] V_{t-3} + [e^{-\lambda_v} e^{(\lambda_v - 1)^3/3!}] V_{t-4} + [e^{-\lambda_v} e^{(\lambda_v - 1)^4/4!}] V_{t-5} + \dots \} \quad (5)$$

atau dalam bentuk:

$$\beta_v \sum_{l=1}^{\infty} [f(l, \lambda_v, V_{t-l})] = \beta_v e^{-\lambda_v} \{ [(\lambda_v - 1)^0/0!] V_{t-1} + [(\lambda_v - 1)^1/1!] V_{t-2} + [(\lambda_v - 1)^2/2!] V_{t-3} + [(\lambda_v - 1)^3/3!] V_{t-4} + [(\lambda_v - 1)^4/4!] V_{t-5} + \dots \} \quad (6)$$

Persamaan (1) memiliki bentuk infinit yang harus dibatasi, agar dapat diterapkan pada model ekonometri. Ekananda (2003) membatasi lag sampai 11, agar tercapai jumlah probabilitas minimal 90%. Dengan pembatasan lag sebesar 11, dan kemudian memasukkan unsur komoditi (i) untuk setiap negara (j), maka model diatas menjadi:

$$x_{ijt} = \beta_0 + \beta_y y_{t-1}^* + \beta_s \sum_{l=1}^{11} [w_{sl} E_{t-l} \{s_{jt}\}] + \beta_v \sum_{l=1}^{11} [w_{vl} V_{t-l}^{\lambda_v} \{s_{jt}\}] + \varepsilon_t \quad (7)$$

Variabel w adalah probabilitas poissons yang merupakan fungsi dari l . Variabel volatilitas nilai tukar (V) yang terdistribusi poissons dapat diuraikan sebagai:

$$\beta_v \sum_{l=1}^{11} [w_{vl} V_{t-l}^{\lambda_v} \{s_{jt}\}] = \beta_v \sum_{l=1}^{11} f(\lambda_v, V_{t-l}^{\lambda_v} \{s_{jt}\}) = \beta_v e^{-\lambda_v} \{ [(\lambda_v - 1)^0/0!] V_{t-1}^{\lambda_v} + [(\lambda_v - 1)^1/1!] V_{t-2}^{\lambda_v} + [(\lambda_v - 1)^2/2!] V_{t-3}^{\lambda_v} + [(\lambda_v - 1)^3/3!] V_{t-4}^{\lambda_v} + \dots + [(\lambda_v - 1)^{10}/10!] V_{t-11}^{\lambda_v} \} \quad (7)$$

Persamaan (7) dapat ditulis secara ringkas menjadi:

$$x_{ijt} = \beta_0 + \beta_y y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{l=1}^{11} f(\lambda_k, Z_{k,l,t}) + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

Jelas bahwa persamaan (7) dan (8) merupakan fungsi nonlinier⁹ di mana parameter yang diestimasi adalah β_k dan λ_k . Variabel λ_k adalah lag di mana pengaruh yang maksimal tercapai. Z_k sebagai variabel independen yang terdistribusi poisson dan x_{ijt} adalah variabel nominal ekspor. Dalam hal ini, komoditi adalah $i = 1, \dots, M$, negara tujuan $j = 1, \dots, J$, $k = 1, \dots, K$ adalah variabel nilai tukar riil s ($k=1$) dan volatilitas nilai tukar V ($k=2$).

Pemilihan Model Persamaan sistem

Model yang digunakan dalam penelitian ini mengasumsikan bahwa elastisitas dari variabel independen terhadap variabel dependen berbeda antar individu. Karena, respon setiap komoditi yang diekspor ke berbagai negara, berlainan satu sama lainnya. Dengan asumsi ini, spesifikasi model yang sesuai, adalah model *seemingly unrelated regression* (SUR). Greene (2000) dan Pindyck (1993) menyebutkan bahwa kelebihan model SUR dibandingkan dengan model persamaan tunggal, dan multi persamaan dengan elastisitas sama, yaitu, kita dapat melihat elastisitas β untuk setiap individu¹⁰. Sebagai contoh, model ekonometri untuk komoditi i ditulis sebagai:

$$\begin{aligned} \text{Negara 1 : } x_{i1t} &= \alpha_{i1} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki1} y_{ki1t} + \varepsilon_{i1t} \\ \text{Negara 2 : } x_{i2t} &= \alpha_{i2} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki2} y_{ki2t} + \varepsilon_{i2t} \\ \text{Negara M : } x_{iMt} &= \alpha_{iM} + \sum_{k=1}^K \beta_{kiM} y_{kiMt} + \varepsilon_{iMt} \end{aligned} \quad (9)$$

Variabel x adalah komoditi perdagangan, y adalah variabel eksogen dan β adalah elastisitas pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen.

Penerapan distribusi lag poisson pada persamaan linier ini menyebabkan persamaan tidak linier pada parameternya. Oleh sebab itu, model yang akan digunakan dalam penelitian ini, adalah persamaan sistem *non linear seemingly unrelated regression* (NLSUR). Bentuk NLSUR dapat ditulis dalam bentuk ringkas sebagai berikut:

$$\begin{aligned} x_{ijt} &= \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \sum_{l=1}^{11} f(l, \lambda_k, Y_{k,l,t}) + \varepsilon_{ijt} \\ &\text{atau} \\ x_{ijt} &= h_{ij}(\beta_k, \lambda_k, Y_k) + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (10)$$

⁹ Klassens (1999) menyelesaikan estimasi ini menggunakan maximum likelihood untuk persamaan tunggal, sedangkan Baum (1999) menggunakan regresi *non linier* juga untuk persamaan tunggal.

¹⁰ Greene (2000) memperlihatkan bahwa dengan menggunakan data yang sama, residual (SSR) SUR ternyata lebih kecil dibandingkan dengan residual (SSR) gabungan dari setiap persamaan.

Dengan persamaan sistem, kita bisa merancang model menurut 1) persamaan untuk berbagai negara pada komoditi yang sama dan 2) persamaan untuk berbagai komoditi pada negara yang sama. **Persamaan untuk komoditi i** menjadi:

$$\begin{aligned} \text{Negara 1 : } x_{i1t} &= h_{i1}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{i1t} \\ \text{Negara 2 : } x_{i2t} &= h_{i2}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{i2t} \\ &\dots \\ \text{Negara M : } x_{iMt} &= h_{iM}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{iMt} \end{aligned} \quad (11)$$

Di dalam persamaan ini, terdapat M negara yang akan diestimasi dengan $t=1, \dots, T$ buah observasi dan K buah parameter eksogen. Meskipun demikian, tidak tertutup kemungkinan dilakukan analisis **persamaan untuk negara j** , misalkan $j = \text{JAP}$ menjadi:

$$\begin{aligned} \text{Komoditi 0, negara JAP: } x_{0 \text{ JAP } t} &= h_{0 \text{ JAP}}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{0 \text{ JAP } t} \\ \text{Komoditi 1, negara JAP: } x_{1 \text{ JAP } t} &= h_{1 \text{ JAP}}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{1 \text{ JAP } t} \\ &\dots \\ \text{Komoditi i, negara JAP: } x_{i \text{ JAP } t} &= h_{i \text{ JAP}}(\beta, \lambda, Y) + \varepsilon_{i \text{ JAP } t} \end{aligned} \quad (12)$$

Dalam paper ini, model ekonometri yang digunakan, jelas merupakan non linier, namun hanya dalam hubungan parameternya, sedangkan, hubungan dengan variabel observasi tetap linier.

Model Ekonomi Perdagangan Internasional

Model ekonomi perdagangan merupakan model sistem multi persamaan nonlinear dimana intraksi terletak pada *error term* antara persamaan, sehingga seolah-olah tidak ada hubungan antar persamaan (*Seemingly Unrelated Regression*). Persamaan menjadi nonlinear pada parameter karena substitusi probabilitas poisson pada variabel eksogen. Masing-masing persamaan adalah sebagai berikut (lihat persamaan (10)):

$$\begin{aligned} X_1 &= \beta_{10} + \beta_{1,y} Y_{-1} + \beta_{1,s} \sum_{h=1}^{11} f(S_t - h, \lambda_s) \\ &+ \beta_{1,v} \sum_{h=1}^{11} f(V_t - h, \lambda_v) + e_1 \\ X_2 &= \beta_{2,0} + \beta_{2,y} Y_{-1} + \beta_{2,s} \sum_{h=1}^{11} f(S_t - h, \lambda_s) \\ &+ \beta_{2,v} \sum_{h=1}^{11} f(V_t - h, \lambda_v) + e_2 \\ &\dots \\ X_M &= \beta_{M,0} + \beta_{M,y} Y_{-1} + \beta_{M,s} \sum_{h=1}^{11} f(S_t - h, \lambda_s) + \beta_{M,v} \sum_{h=1}^{11} f(V_t - h, \lambda_v) + e_M \end{aligned} \quad (13)$$

Dimana f adalah fungsi distribusi poisson yang tergantung kepada variabel λ dan variabel eksogen. Fungsi ini dapat dijabarkan kedalam unsur yang lebih rinci menjadi :

$$X_1 = \beta_{1,0} + \beta_{1,y} Y_{-1} + \beta_{1,s} \sum_{l=1}^{\infty} [w_{El} S_{t-l}] + \beta_{1,v} \sum_{l=1}^{\infty} [w_{Vl} V_{t-l} \{s_t\}] + e_1 \quad (14)$$

Parameter yang akan ditentukan melalui regresi nonlinear pada model pooling (lihat persamaan (7)). Dari fungsi-fungsi diatas nampak bahwa yang berada didalam kurung siku

[.] adalah fungsi nonlinier terjadi pada parameter dan bukan pada hubungan variabelnya. Dengan menerapkan parameter sebagai fungsi nonlinier maka model ekonomi menjadi :

$$\begin{aligned} X_1 &= f_{1,1} + f_{1,2}Y_{-1} + f_{1,3}S_{t-1} + f_{1,4}S_{t-2} + \dots + f_{1,13}S_{t-11} + f_{1,14}V_{t-1} + f_{1,15}V_{t-2} + \dots + f_{1,24}V_{t-11} + e_1 \\ X_2 &= f_{2,1} + f_{2,2}Y_{-1} + f_{2,3}S_{t-1} + f_{2,4}S_{t-2} + \dots + f_{2,13}S_{t-11} + f_{2,14}V_{t-1} + f_{2,15}V_{t-2} + \dots + f_{2,24}V_{t-11} + e_2 \\ &\dots \\ X_M &= f_{M,1} + f_{M,2}Y_{-1} + f_{M,3}S_{t-1} + f_{M,4}S_{t-2} + \dots + f_{M,13}S_{t-11} + f_{M,14}V_{t-1} + \dots + f_{M,24}V_{t-11} + e_M \end{aligned} \quad (15)$$

Disini f adalah fungsi nonlinier dari paramater yang berada didalam tanda kurung siku [.] , lihat persamaan (7). Dengan demikian akan terdapat 24M buah fungsi parameter untuk variabel eksogen. Selanjutnya penurunan dan uraian matriks dari estimator α yang diberikan diatas dijelaskan pada bagian berikut.

ESTIMASI PERSAMAAN

Estimasi Persamaan Sistem Nonlinier

Estimator Non Linear Seemingly Unrelated Regression

Estimator model nonlinear SUR (NLSUR) ini dikembangkan sendiri oleh Ekananda (2003) berdasarkan model *nonlinear three stage least square* (NL3SLS) yang dikemukakan oleh Hausman (1975) dan disadur kembali oleh Judge (1985) dengan memperhatikan kehadiran variabel eksogen dan endogen untuk model NLSUR. Pekerjaan operasi matriks dibawah ini dilakukan dengan Matlab v.6. Dibawah ini akan dijelaskan sistematika dan prosedur penyelesaian model NLSUR. Sistem persamaan dinyatakan sebagai :

$$Y\Gamma_{(\alpha)} + B_{(\alpha)}X = E \quad (16)$$

Atau dalam bentuk persamaan ke-i sebagai :

$$y_i = Y_i\gamma_i + Y_i^* \gamma_i^* + X_i \beta_i + X_i^* \beta_i^* + e_i \quad (17)$$

Dimana variabel Y^* dan X^* adalah variabel endogenous dan exogenous yang memiliki koefisien nol pada persamaan ke-i. Variabel y_i , Y_i , dan X_i adalah variabel jointly dependent dan predetermined yang memiliki koefisien bukan nol pada persamaan ke-i. $M = m_i + m_i^*$ adalah jumlah variabel endogenous yang terdiri dari m variabel endogenous yang memiliki koefisien bukan nol dan m^* variabel *endogenous* yang memiliki koefisien nol. $K = k_i + k_i^*$ adalah jumlah variabel *exogenous* yang terdiri dari k variabel *exogenous* yang memiliki koefisien bukan nol dan k^* variabel *exogenous* yang memiliki koefisien nol. Bentuk persamaan diatas dapat ditulis menjadi :

$$y_i = Y_i\gamma_i + X_i\beta_i + e \quad (18)$$

atau

$$y_i = [Y_i X_i] [\gamma_i \beta_i]' + e$$

dimana $Z = [Y_i X_i]$ dan $\delta(\alpha) = [\gamma_i \beta_i]'$.

akhirnya :

$$y = Z\delta + e \quad (18)$$

dimana $\Gamma_{(\alpha)}$ dan $B_{(\alpha)}$ adalah matriks fungsi¹¹ dan $\gamma_i(\alpha)$, $\beta_i(\alpha)$ adalah vektor ($gx1$) dimana setiap elemennya merupakan fungsi dari α . Dalam fungsi non linier terdapat dua jenis nonlinier yaitu non linier dalam 1) parameter dan 2) dalam variabel. Persamaan / model ekonometri yang digunakan dalam paper ini ini adalah nonlinier dalam parameter sehingga

¹¹ Judge (1985) halaman 631 dan Hausman (1975) halaman 735.

$\Gamma(\alpha)$: fungsi nonlinier dari α untuk parameter endogen. $B(\alpha)$: fungsi nonlinier dari α untuk parameter eksogen.

Penyelesaian model multi persamaan ini mula-mula dilakukan oleh Hausman (1975) untuk model nonlinear 3SLS (NL3SLS). Persamaan diatas disusun menjadi :

$$y = Z\delta(\alpha) + e$$

Untuk kebutuhan model SUR, dilakukan beberapa perubahan disesuaikan dengan model nonlinear SUR (NLSUR) dimana tidak ada variabel endogen pada sisi kanan persamaan. Semua variabel endogen berada pada sisi kiri dan variabel eksogen pada sisi kanan. Dengan estimator NL3SLS didefinisikan sebagai¹² :

$$\Delta \hat{\alpha}_{k+1} = \left(\hat{W}_k' Z \cdot \frac{\partial \delta(\alpha)}{\partial \alpha'} \Big|_{\hat{\alpha}_k} \right)^{-1} \hat{W}_k' (y - Z\delta(\alpha)) \quad (19)$$

Dengan parameter instrumen :

$$\hat{W}_k' = \left(\hat{Z} \cdot \frac{\partial \delta(\alpha)}{\partial \alpha'} \Big|_{\hat{\alpha}_k} \right)' (\hat{S}^{-1} \otimes X(X'X)^{-1}X') \quad (20)$$

dimana setiap elemen fungsi diatas dijelaskan sebagai berikut :

Langkah-langkah Iterasi

Dalam penyelesaian sistem persamaan NLSUR dilakukan beberapa tahap dengan mengikuti algoritma estimasi yang dipaparkan oleh Hausman (1975) dan Judge (1985) sebagai berikut.

Estimasi mulanya dilakukan secara tunggal pada persamaan yang menjadi bagian dari sistem¹³. Estimasi menggunakan metode nonlinear persamaan tunggal. Dalam paper ini digunakan software Eviews 3.1. Tahap ini akan didapat nilai mula dari α_0 dimana didapatkan *Sum of Square Residual* (SSR) yang paling kecil.

Nilai α_0 yang didapat dari langkah diatas dijadikan nilai awal untuk proses estimasi sistem persamaan NLSUR¹⁴. Tahapan dari estimasi ini mengikuti :

1. Membentuk matriks $\delta(\alpha)$, Z dan S .
2. Hitung *numerical gradient* $\partial \delta(\alpha)/\partial \alpha$ yang dievaluasi pada α_0 .
3. Hitung matriks Z dan $\hat{Z}$.
4. Hitung matriks $Z(\partial \delta(\alpha)/\partial \alpha)$ dan $\hat{Z}(\partial \delta(\alpha)/\partial \alpha)$
 $Z(\partial \delta(\alpha)/\partial \alpha)$ menghasilkan matriks dengan dimensi $(MT \times 24M) \times (24M \times 6M) = MT \times 6M$ atau $MT \times g$, dimana g adalah jumlah variabel pada fungsi parameter.
 $\hat{Z}(\partial \delta(\alpha)/\partial \alpha)$ menghasilkan matriks dengan dimensi $(MT \times 24M) \times (24M \times 6M) = MT \times 6M$ atau $MT \times g$, dimana g adalah jumlah variabel pada fungsi parameter.
5. Hitung parameter instrumen : $\hat{W}_k'$
 S sebagai variabel matriks varian-kovarian : $(Y\Gamma_{(\alpha)} + B_{(\alpha)}X)'(Y\Gamma_{(\alpha)} + B_{(\alpha)}X)/T$ memiliki dimensi $TM \times TM$.
Matriks residu $y - Z\delta(\alpha)$ dari persamaan struktural memiliki dimensi $(TM \times 24M) \times (24M \times 1) = TM \times 1$

¹² Judge (1985) halaman 631 dan Hausman (1975) halaman 735.

¹³ Judge (1988) halaman 552.

¹⁴ Judge (1988) halaman 632.

6. Menentukan nilai α_{k+1} yang baru dengan estimator $\alpha_{k+1} = \alpha_k + \Delta \hat{\alpha}_{k+1}$ dimana :

Proses iterasi dan penyelesaian algoritma ini menggunakan program Matlab v.6 dimana algoritma dan pembentukan operasi matriksnya dijelaskan dalam bagian selanjutnya.

Penurunan, dimensi dan operasi matriks

Variabel α

Judge (1985) dan Hausman (1975) menjelaskan bahwa parameter α merupakan vektor¹⁵ dengan dimensi g yaitu jumlah seluruh parameter dari semua persamaan. Matriks ini memiliki dimensi $1 \times 6M$ atau $1 \times g$:

$$[\beta_{10}, \beta_{1y}, \beta_{1s}, \lambda_{1s}, \beta_{1v}, \lambda_{1v}, \beta_{20}, \beta_{2y}, \beta_{2s}, \lambda_{2s}, \beta_{2v}, \lambda_{2v}, \dots, \beta_{My}, \beta_{Ms}, \lambda_{Ms}, \beta_{Mv}, \lambda_{Mv}] \quad (21)$$

Variabel Endogen Y

Variabel Y_i merupakan matriks variabel *nominal ekspor* persamaan ke- i dengan dimensi $T \times 1$ ¹⁶:

$$Y_i = \begin{bmatrix} Y_{1,i} \\ Y_{2,i} \\ \dots \\ Y_{T,i} \end{bmatrix}_{T \times 1} \quad (22)$$

Untuk multi persamaan, variabel Y merupakan matriks dengan dimensi $TM \times 1$:

$$Y = \begin{bmatrix} Y_{1,1} \\ Y_{2,1} \\ \dots \\ Y_{T,1} \\ Y_{1,2} \\ \dots \\ Y_{T,2} \\ Y_{1,M} \\ \dots \\ Y_{T,M} \end{bmatrix}_{TM \times 1} \quad (23)$$

Variabel eksogen X

Variabel X_i merupakan matriks *variabel exogen* untuk persamaan ke- i dengan dimensi $T \times K$, dimana $K=24$ adalah jumlah variabel exogen pada sisi kanan persamaan dengan perincian variabel : $X_{i,1}$ = variabel *intercept*, $X_{i,2}$ = variabel lag t-1 dari *national income* (I), variabel : $X_{i,3}$ s/d $X_{i,13}$ = variabel nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11, $X_{i,14}$ s/d $X_{i,24}$ = variabel lag t-1 dari volatilitas nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11:

¹⁵ Hausman (1975) tidak menyebutkan vektor kolom atau vektor baris. Pada bagian berikutnya akan dijelaskan jenis vektor yang digunakan dalam operasi matriks.

¹⁶ Judge (1988) halaman 446, 604 dan 646 untuk estimasi sistem persamaan.

$$X_i = \begin{bmatrix} X_{1,1} & X_{1,2} & \dots & X_{1,24} \\ X_{2,1} & X_{2,2} & & X_{2,24} \\ \dots & & \dots & \dots \\ X_{T,1} & X_{T,2} & \dots & X_{T,24} \end{bmatrix}_{Tx24=TxK} \quad (24)$$

Untuk sistem persamaan, variabel X merupakan matriks dengan dimensi $T \times KM^{17}$, dimana $K=24$ adalah jumlah variabel exogen pada sisi kanan persamaan :

$$X = \begin{bmatrix} X_{1,1} & X_{1,2} & \dots & X_{1,24} & X_{1,25} & X_{1,26} & \dots & X_{1,48} & X_{1,24M} & X_{1,24M} & \dots & X_{1,24M} \\ X_{2,1} & X_{2,2} & & X_{2,24} & X_{2,25} & X_{2,26} & & X_{2,48} & X_{2,24M} & X_{2,24M} & & X_{2,24M} \\ \dots & & \dots & \dots & \dots & & \dots & \dots & \dots & & \dots & \dots \\ X_{T,1} & X_{T,2} & \dots & X_{T,24} & X_{T,25} & X_{T,26} & \dots & X_{T,48} & X_{T,24M} & X_{T,24M} & \dots & X_{T,24M} \end{bmatrix}_{Tx24M=TxKM} \quad (25)$$

Variabel Z_i

Pada sistem persamaan 3SLS, variabel Z_i dibentuk dari $[Y_i \ X_i]$ untuk persamaan ke- i , merupakan matriks dengan dimensi $T \times 25^{18}$. Perincian variabel matriks Z_i , yaitu a) Y_i adalah matriks $T \times 1$ dan b) X_i adalah matriks $T \times 24$ yang terdiri dari $X_{i,1}$ = variabel *intercept*, $X_{i,2}$ = variabel lag t-1 dari *national income* (I), variabel : $X_{i,3}$ s/d $X_{i,13}$ = variabel nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11, $X_{i,14}$ s/d $X_{i,24}$ = variabel lag t-1 dari volatilitas nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11. Khusus untuk model SUR, dimana variabel endogen tidak terdapat pada sisi kanan, maka matriks $Z_i = [X_i]$ dengan dimensi $T \times 24$.

$$Z_i = \begin{bmatrix} X_{1,1} & X_{1,2} & X_{1,24} \\ X_{2,1} & X_{2,2} & X_{2,24} \\ \dots & & \dots \\ X_{T,1} & X_{T,2} & X_{T,24} \end{bmatrix}_{Tx24} \quad (26)$$



Variabel Z

Demikian pula Variabel Z untuk sistem M persamaan pada model SUR menjadi matriks dengan dimensi $MT \times 24M$ sebagai berikut :

$$Z = \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Z_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Z_M \end{bmatrix}_{MTx24M} \quad (27)$$

¹⁷ Judge (1988) halaman 446, 604 dan 646 untuk estimasi sistem persamaan.

¹⁸ Judge (1985) halaman 630 untuk estimasi sistem persamaan khususnya untuk 3SLS.

Variabel $\hat{Z}_i$

Pada model 3SLS, variabel $\hat{Z}_i$ didefinisikan sebagai $[X(B(\alpha)\Gamma(\alpha)^{-1})_i \ X_i]$ untuk persamaan ke- i ¹⁹, matriks ini memiliki dimensi $T \times 25$ dengan perincian yaitu a) Y_i merupakan hasil dari perkalian matriks X dengan $(B(\alpha)\Gamma(\alpha)^{-1})_i$ untuk kolom ke- i . Perkalian ini menghasilkan matriks $T \times 1$ untuk persamaan ke- i . b) X_i adalah matriks $T \times 24$ yang terdiri dari $X_{i,1}$ = variabel *intercept*, $X_{i,2}$ = variabel lag t-1 dari *national income* (I), variabel : $X_{i,3}$ s/d $X_{i,13}$ = variabel nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11, $X_{i,14}$ s/d $X_{i,24}$ = variabel lag t-1 dari volatilitas nilai tukar lag t-1 sampai dengan t-11. Khusus untuk model SUR, dimana variabel endogen tidak terdapat pada sisi kanan, maka matriks Z_i tidak memiliki unsur penduga $\hat{Y}_2 = X(B(\alpha)\Gamma(\alpha)^{-1})_i$, sehingga $Z_i = [X_i]$ dengan dimensi $T \times 24$:

$$\hat{Z}_i = \begin{bmatrix} X_{1,1} & X_{1,2} & X_{1,24} \\ X_{2,1} & X_{2,2} & X_{2,24} \\ \dots & & \\ X_{T,1} & X_{T,2} & X_{T,24} \end{bmatrix}_{T \times 24} \quad (28)$$

Variabel $\hat{Z}$

Sama dengan pembentukan matriks Z untuk persamaan pada model SUR, variabel $\hat{Z}$ untuk sistem M persamaan menjadi matriks dengan dimensi $MT \times 24M$ sebagai :

$$\hat{Z} = \begin{bmatrix} \hat{Z}_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{Z}_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{Z}_M \end{bmatrix}_{MT \times 24M} \quad (29)$$

Fungsi parameter α

Fungsi parameter α yaitu $\delta(\alpha)$ pada model 3SLS memiliki unsur $\gamma(\alpha)$ karena memiliki $\gamma^*(\alpha)$ variabel endogen pada sisi kanan. Namun tidak demikian halnya pada model SUR. Penghilangan unsur variabel endogen ini menjadikan bentuk matriks fungsi parameter α berdimensi $24M \times 1$:

$$\delta(\alpha) = \begin{bmatrix} \Gamma(\alpha) \\ B(\alpha) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta(\alpha) \\ \beta^*(\alpha) \end{bmatrix} \quad (30)$$

dalam hal ini SUR tidak memiliki variabel endogen $\gamma(\alpha)$ dan $\gamma^*(\alpha)$ pada sisi kanan persamaan, sehingga $\gamma(\alpha)$ tidak ada nilai sedangkan $\gamma^*(\alpha)$ tidak dimasukkan dalam perhitungan.

¹⁹ Judge (1985) halaman 630 dan Hausman (1975) halaman 735.

Maka matriks untuk M persamaan menjadi:

$$\delta(\alpha) = \begin{bmatrix} \beta_1(\alpha) \\ \beta_2(\alpha) \\ \beta_3(\alpha) \\ \dots \\ \beta_M(\alpha) \end{bmatrix} \quad (31)$$

Masing-masing $\beta(\alpha)$ merupakan fungsi parameter α yang diwakili dengan fungsi $f_{i,M}$, maka matriks diatas dapat ditulis menjadi :

$$\delta(\alpha) = \begin{bmatrix} f_{1,1} \\ f_{1,2} \\ f_{1,3} \\ \dots \\ f_{1,24} \\ f_{2,1} \\ f_{2,2} \\ f_{2,3} \\ \dots \\ f_{2,24} \\ \dots \\ f_{M,24} \end{bmatrix}_{24,M \times 1} \quad (32)$$

Fungsi gradien $\partial\delta(\alpha)/\partial\alpha'$

Judge (1985) dan Hausman (1975) menyebutkan bahwa $Z \cdot \partial\delta(\alpha)/\partial\alpha$ merupakan matriks dengan dimensi $TM \times g$ yang dihasilkan dari perkalian matriks $Z_{(MT \times 24M)}$ dengan matriks fungsi gradien $\partial\delta(\alpha)/\partial\alpha$. Kesesuaian operasi matriks ini diperoleh jika dimensi dari parameter α adalah matriks vektor baris $1 \times g$.

$$\partial\delta(\alpha)/\partial\alpha' =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial f_{1,1}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{1,1}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,1}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,1}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,1}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \frac{\partial f_{1,2}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{1,2}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,2}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,2}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,2}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \frac{\partial f_{1,3}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{1,3}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,3}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,3}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,3}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{1,24}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{1,24}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,24}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,24}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{1,24}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{2,1}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{2,1}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,1}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,1}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,1}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \frac{\partial f_{2,2}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{2,2}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,2}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,2}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,2}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{2,24}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{2,24}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,24}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,24}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{2,24}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{M,1}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{M,1}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,1}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,1}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,1}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \frac{\partial f_{M,2}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{M,2}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,2}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,2}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,2}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \frac{\partial f_{M,3}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{M,3}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,3}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,3}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,3}}{\partial \lambda_{M,s}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_{M,24}}{\partial \beta_{1,0}} & \frac{\partial f_{M,24}}{\partial \beta_{1,y}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,24}}{\partial \lambda_{1,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,24}}{\partial \beta_{M,s}} & \dots & \dots & \dots & \frac{\partial f_{M,24}}{\partial \lambda_{M,s}} \end{bmatrix} \dots$$

(33)

Jika parameter α merupakan vektor kolom maka deklarasi persamaan yang sesuai adalah $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha')$, sedangkan jika parameter α merupakan vektor baris maka deklarasi persamaan yang sesuai adalah $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha)$ ²⁰. Dalam paper ini parameter α sebagai vektor baris, dengan demikian digunakan pernyataan gradien sebagai $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha')$ berdimensi $24M \times 6M$. Matriks diatas merupakan matriks blok diagonal dengan format : $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha') =$

²⁰ Pernyataan ini akan mengoreksi Judge (1985) yang menuliskan $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha)$ yang menyebutkan α sebagai vektor kolom. Makalah asli yang dipaparkan oleh Hausman (1975) menuliskan $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha)$ dimana α sebagai parameter vektor berdimensi g , sehingga α dapat disesuaikan sebagai matriks baris. Agar operasi matriks bersesuaian, dalam disertasi ini digunakan bentuk $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha')$ dimana α sebagai vektor kolom.

$$\begin{bmatrix}
 f_{1,1} & 0 & & & & & & 0 & 0 & 0 \\
 f_{1,2} & 1 & & & & & & & & 0 \\
 f_{1,3} & & V & V & V & V & V & & & . \\
 \dots & & V & V & V & V & V & & & . \\
 f_{1,24} & & V & V & V & V & V & & & . \\
 0 & & & & & & & 0 & 0 & \\
 f_{2,1} & & & & & & & 1 & 0 & \\
 f_{2,2} & & & & & & & 0 & 1 & \\
 f_{2,3} & & & & & & & V & V & V & V & V & V \\
 \dots & & & & & & & V & V & V & V & V & V \\
 f_{2,24} & & & & & & & V & V & V & V & V & V \\
 0 & & & & & & & & & 0 & & & . \\
 \dots & & & & & & & & & \dots & & & . \\
 f_{M,24} & 0 & 0 & . & . & . & & . & . & . & V & V & V
 \end{bmatrix}$$

(34)

Matriks $\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha')$ dievaluasi disekitar α_0 dengan *numerical gradient*²¹ :

$$\partial\delta(\alpha)/\partial(\alpha') = \frac{\delta(\alpha_1) - \delta(\alpha_0)}{\alpha_1 - \alpha_0} \quad (35)$$

PENGUJIAN

Uji Persamaan Sistem Non Linier

Pengujian disini dikhususkan untuk model dengan bentuk non linier pada parameter, terutama untuk kasus khusus pada distribusi lag poisson. Pengujian dilakukan pada variabel λ yaitu variabel lag terjadinya pengaruh terbesar. Distribusi lag poisson yang digunakan tidak memiliki distribusi jika memiliki nilai $\lambda=1$. Uji yang akan dilakukan yaitu $H_0: \lambda=1$, maka dengan nilai $\lambda=1$ fungsi probabilitas poisson

$$w_{kl} = \frac{(\lambda_k - 1)^{l-1}}{(l-1)!} e^{-(\lambda_k - 1)}$$

bernilai nol, berarti fungsi probabilitas $f(l, \lambda_y)=0$ dan perkalian fungsi ini dengan variabel eksogen, $f(l, \lambda_y, y^*_{t-l})=0$. Berarti hipotesa $H_0: \lambda=1$ pada persamaan nonlinier diatas sama saja dengan melakukan uji hipotesa dengan $H_0: f(l, \lambda_y)=0$ pada persamaan linier.

²¹ Proses first derivative yang dilakukan disini sebagai konsekuensi penerapan Taylor series untuk melinierkan fungsi non linier yang juga diterapkan pada berbagai algoritma seperti Gauss-Newton, Berndt-Hall-Hausman dan lain-lain. Judge (1988) halaman 502 menyatakan ini sebagai langkah alternatif yang mudah dan bersifat umum untuk mendapatkan gradien dibandingkan dengan *analitical gradient* yang diperoleh fungsi turunan pertama.

Melakukan restriksi dengan $\lambda=1$ pada persamaan nonlinier diatas sama dengan melakukan restriksi dengan $f(l, \lambda_y)=0$ pada persamaan yang sama tetapi berbentuk linier²².

Pengujian parameter yang dilakukan disini untuk mengetahui signifikansi dari Pengujian parameter dilakukan dengan uji Likelihood Ratio (LR) sistem persamaan dimana uji LR ditentukan sebagai²³ :

$$\lambda_F = \frac{[(y - X\hat{b}^*)(y - X\hat{b}^*) - (y - X\hat{b})(y - X\hat{b})]/J}{(y - X\hat{b})(y - X\hat{b})/(T - K)} \quad (36)$$

$$\text{atau } \lambda_F = \frac{SSE_R - SSE_U}{J\hat{\sigma}^2}$$

Uji untuk persamaan tunggal ini mengikuti distribusi $F_{(J, T-K)}$ dengan J =jumlah persamaan restriksi. Uji untuk sistem persamaan linier dengan mensubstitusikan matriks varian-kovarian sehingga persamaan diatas menjadi

$$\lambda_F = \frac{\hat{g}/J}{(y - X\hat{\beta})(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)(y - X\hat{\beta})/(MT - K)} \sim F_{(J, MT-K)} \quad (37)$$

Dimana :

$$\hat{g} = (R\hat{\beta} - r)'(R\hat{C}R')(R\hat{\beta} - r) \quad (38)$$

atau :

$$\hat{g} = (y - X\hat{\beta}^*)'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)(y - X\hat{\beta}^*) - (y - X\hat{\beta})'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)(y - X\hat{\beta}^*) \quad (35)$$

Persamaan ini sama dengan $SSE_R - SSE_U$ untuk sistem persamaan linier. Pembuktian persamaan ini diberikan oleh Judge (1988) bagian 6.4 halaman 252. Uji statistik λ_F disesuaikan dengan distribusi $F_{(J, MT-K)}$ dimana penolakan terhadap H_0 terjadi jika nilai statistik hitung lebih besar dari statistik distribusi F .

²² Akibatnya pengujian tidak menggunakan pengujian sistem persamaan nonlinier sebagaimana yang dijelaskan oleh Judge (1988) halaman 541. Meskipun demikian pengujian dengan sistem persamaan nonlinier juga dapat dilakukan tetapi untuk kasus restriksi linier $R\beta=r$ pada bagian 12.3.4a. Penurunan matematis akan memberikan hasil yang sama dengan yang akan diuraikan berikut ini.

²³ Judge (1988) halaman 257.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Data dan Hasil Estimasi

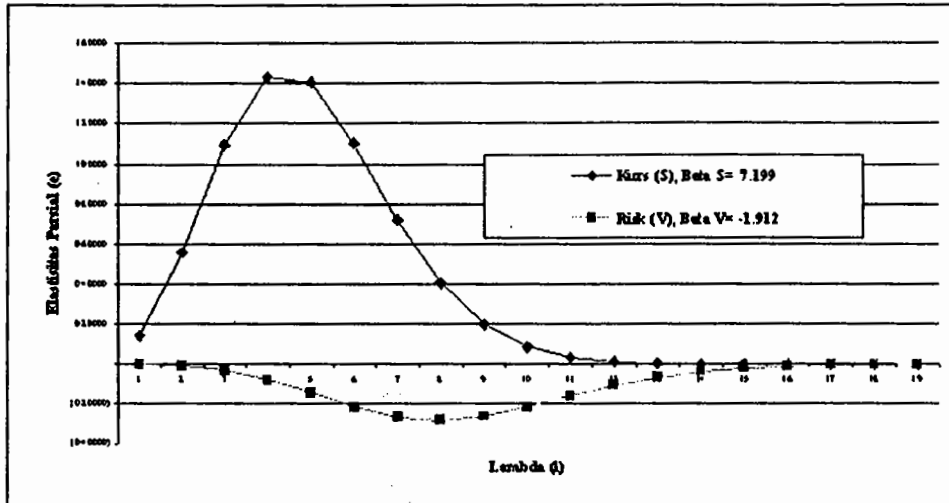
Dalam melakukan penelitian ini, hal lain yang menjadi perhatian adalah penggunaan unit data observasi. Data yang digunakan adalah data bulanan disagregat ekspor²⁴ komoditi manufaktur bilateral Indonesia terhadap 8 negara, yang memiliki nilai ekspor dan impor terbesar. Yaitu, Jepang (JAP), Amerika Serikat (USA), Singapura (SIN), Jerman (GER), Hongkong (HKG), Inggris (UNK), Belanda (NLG), dan Perancis (FRA). Semua data dimulai dari Januari 1990 sampai Januari 2002. Yang berarti bahwa terdapat sebanyak 49 buah data triwulanan dan 145 buah data bulanan. Data ini dibagi dua. Pertama, untuk masa nilai tukar mengambang terkendali 1990 sampai Juli 1997, sebanyak 91 data bulanan. Kedua, untuk masa nilai tukar mengambang bebas Agustus 1997 sampai Januari 2002, sebanyak 54 data bulanan.

Hasil estimasi masa nilai tukar mengambang terkendali diperlihatkan pada **lampiran A-1**, sedangkan hasil estimasi pada masa nilai tukar mengambang bebas diperlihatkan pada **lampiran B-1**. Lampiran-lampiran ini memperlihatkan hasil estimasi non linier regresi persamaan tunggal dan hasil estimasi dengan regresi NLSUR. Tabel A dan B pada lampiran-lampiran tersebut, menunjukkan hasil estimasi non linier pada persamaan tunggal. Sedangkan, pada tabel C dan D menunjukkan hasil estimasi dengan NLSUR. Kode AT menunjukkan komoditi dengan kandungan impor tinggi, sedangkan kode AR untuk komoditi dengan kandungan impor rendah. Perubahan pada nilai estimasi persamaan tunggal tidak mengalami banyak perubahan yang berarti. Namun, menurunkan nilai SSR sesuai dengan yang disyaratkan pada persamaan sistem non linier. Hasil estimasi pada **lampiran A-1** dan **B-1** merupakan bahan untuk analisis yang akan dijelaskan pada bab analisis di muka. Tabel-tabel pada **lampiran D** memperlihatkan analisis hasil estimasi pada parameter β dan λ untuk data observasi yang berbeda. Yaitu, data observasi masa nilai tukar mengambang terkendali, dan data observasi pada masa nilai tukar mengambang bebas.

Estimasi persamaan sistem non linier diawali dengan penentuan nilai awal dengan metode *grid search*, kemudian nilai ini digunakan sebagai nilai awal untuk regresi non linier persamaan tunggal menggunakan Eviews v3.1. Dengan diketahuinya nilai awal dari metode *grid*, proses estimasi dengan Eviews akan lebih cepat. Hasil estimasi persamaan tunggal non linier diberikan pada **Lampiran A-1** hanya untuk negara USA. Untuk melihat hasil estimasi komoditi 17 dengan kandungan impor tinggi yang diekspor ke USA pada masa nilai tukar mengambang terkendali, kita dapatkan pada **Lampiran A-1** negara USA Tabel A pada kolom AT17. Dari tabel ini kita dapatkan nilai $\beta_s = 7,199$, nilai $\lambda_s = 4,924$, nilai $\beta_v = -1,912$ dan nilai $\lambda_v = 8,417$. Distribusi pengaruh parsial volatilitas nilai tukar dan pengaruh parsial nilai tukar terhadap kelompok komoditi AT17 yang diekspor ke negara USA divisualisasikan pada **Gambar 2**. Dalam fungsi probabilitas poissons, λ (λ) adalah lag yang memiliki probabilitas w_i paling besar sekaligus lag dengan nilai pengaruh ϵ_{it} terbesar.

²⁴ Selanjutnya, penggunaan komoditi data disagregat diekspresikan dengan $i = 1 \dots M$ dan negara tujuan ekspor diekspresikan dengan variabel $j = 1, \dots, J$ pada setiap persamaan sistem.

Gambar 2
Distribusi Poisson Nilai Tukar dan Volatilitas Nilai Tukar pada AT17 yang diekspor ke USA pada Masa Mengembang Terkendali



Sebagaimana telah diketahui sebelumnya, bahwa persamaan yang digunakan, adalah persamaan non linier pada parameternya (persamaan 15). Hasil estimasi yang sesuai, harus dicapai dengan nilai *sum square of residual* (SSR) terendah. Pencapaian SSR yang kecil pada persamaan tunggal akan mempengaruhi pencapaian SSR yang paling kecil pada persamaan sistem. Secara umum, SSR persamaan tunggal yang kecil, terjadi pada negara Jepang, Amerika Serikat, Singapura dan Jerman.

Sum square of residual (SSR) untuk tiap persamaan non linier memiliki nilai yang sangat bervariasi. Pencapaian nilai konvergensi sangat dipengaruhi oleh *initial value* yang ditetapkan. Dalam setiap estimasi, dapat dilakukan penetapan *initial value* yang berlainan, sampai didapatkan nilai SSR yang paling kecil. Nilai parameter tidak akan mengalami perubahan, jika pada persamaan tunggal didapatkan nilai p-value atau nilai probabilitas parameter yang cukup kecil. Sebaliknya, pada nilai yang besar, perubahan pada *initial value* sangat mempengaruhi perolehan SSR yang berbeda. Nilai SSR yang paling kecil dari persamaan tunggal ini memberikan andil yang besar dalam pencapaian konvergensi pada persamaan sistem.

Tabel 1. Konvergensi SSR Persamaan Sistem Menurut Negara pada Masa Nilai Tukar Mengembang Terkendali

NEGARA	Nilai determinan SSR Awal	Nilai determinan SSR konvergen
Jepang (JAP)	3.67566E+13	526656.9304
Amerika Serikat (USA)	7.23538E+18	2.05112E+12
Singapura (SIN)	42988301752	151585.4007
Jerman (GER)	2.23008E+24	1.87399E+21
Hongkong (HKG)	8.75382E+30	5.4668E+21
Inggris (UNK)	4.66562E+23	6.78366E+20
Belanda (NLG)	3.39484E+28	2.90708E+26
Perancis (FRA)	9.61793E+27	7.90766E+24

Hasil pengolahan dengan Mathlab V.6.

Nilai Determinan. Evaluasi pada nilai parameter menyebabkan perubahan pada matriks varian-kovarian setiap persamaan. Pada persamaan sistem, estimasi yang sesuai diperoleh,

dengan meminimumkan determinan dari matriks varian-kovarian persamaan sistem²⁵. **Tabel 1** dan **Tabel 2** di bawah ini memperlihatkan bahwa konvergensi yang dicapai untuk setiap regresi persamaan sistem. Nilai determinan SSR awal adalah determinan dari *sum square of residual* setiap persamaan. Nilai residual ini dihasilkan dari regresi persamaan tunggal sebagai tahap untuk mendapatkan *initial value*. Nilai determinan SSR konvergen adalah determinan dari *sum square of residual* persamaan sistem, sesudah dilakukan evaluasi di sekitar *initial value*, dengan menggunakan persamaan (19) dan (20).

Jepang, Amerika, Hongkong dan Singapura mengalami perubahan SSR yang cukup besar dibandingkan dengan persamaan pada negara lain. Pengurangan nilai SSR yang besar, umumnya terjadi pada iterasi awal. Determinan SSR pada persamaan sistem dengan data pada masa nilai tukar mengambang bebas diberikan pada **Tabel 2** di bawah ini.

Tabel 2. Konvergensi SSR Persamaan Sistem Menurut Negara pada Masa Nilai Tukar

NEGARA	Mengambang Bebas	
	Nilai determinan SSR Awal	Nilai determinan SSR konvergen
Jepang (JAP)	3.8247E-14	1.2052E-13
Amerika Serikat (USA)	2.1469E-09	4.4207E-09
Singapura (SIN)	6.5872E-09	6.5958E-08
Jerman (GER)	42.3137	5.0014E-05
Hongkong (HKG)	59203362.43	0.7434
Inggris (UNK)	1.7802E+16	0.0017
Belanda (NLG)	10692403000	2.2698
Perancis (FRA)	1.0901E+12	4333803.575

Hasil pengolahan dengan Matlab V.6.

Pada data pada masa nilai tukar mengambang bebas terjadi perubahan yang cukup drastis mengenai nilai SSR awal, dan SSR yang dicapai melalui estimasi NLSUR. Seluruhnya menunjukkan bahwa nilai SSR sampai maksimal 7 digit dicapai oleh perancis (FRA). Sedangkan, persamaan untuk negara Jepang, Amerika, Singapura pada SSR awal, sudah dicapai nilai SSR yang sangat kecil.

Uji Likelihood Ratio

Uji pada parameter dilakukan dengan uji *likelihood ratio* (LR). Yaitu, melakukan penghitungan SSR pada persamaan *unrestricted* (SSR_U), penghitungan SSR pada persamaan *restricted* (SSR_R), dan membandingkannya dengan distribusi $F_{(J, MT-K, 5\%)}$ ²⁶. Secara teoritis, nilai SSR_U harus lebih besar dari nilai SSR_R . SSR_U adalah residual terkecil untuk persamaan dengan parameter yang paling efisien. Berarti pemberian nilai pada parameter, selain yang telah diestimasi, akan memberikan nilai SSR_R yang lebih besar. Sehingga, nilai LR yang dihasilkan bernilai positif. Tabel pada **lampiran A-2 dan B-2** menunjukkan bahwa restriksi pada nilai λ memberikan SSR_R yang lebih besar dibandingkan dengan SSR_U . Proses penghitungan untuk mendapatkan SSR_R digunakan uji LR untuk persamaan sistem dan dikembangkan untuk persamaan sistem NLSUR. Penjelasan teori dan operasi matriks uji LR dijelaskan pada **Lampiran A-2**. Operasi matriks untuk uji ini dilakukan dengan program Matlab v.6.

Fungsi probabilitas poissons menunjukkan bahwa fungsi ini tidak berlaku untuk nilai $\lambda=1$, sebaliknya berlaku untuk $\lambda>1$. Jika nilai $\lambda=1$, maka fungsi ini tidak memiliki probabilitas.

²⁵ Judge (1988) halaman 553.

²⁶ J : jumlah restriksi, MT-K : *degree of freedom* dimana M jml persamaan, T jumlah seri data dan K adalah jumlah variabel eksogen dalam sistem dan 5% : *degree of confidence*.

Restriksi dilakukan pada nilai $\lambda = 1$ untuk menguji, apakah ada perbedaan signifikan antara nilai λ *unrestricted* dengan λ *restricted*. Hasil ini kemudian dibandingkan dengan distribusi $F_{[J, MT-K, 5\%]}$. Jika secara statistik tidak ada perbedaan, berarti substitusi λ pada persamaan perdagangan tidak menghasilkan distribusi poissons. Aturan pengujian hipotesa sebagai $H_0 : \lambda = 1$ dengan $H_a : \lambda > 1$. Dalam disertasi ini, dilakukan dua cara pengujian. **Pertama**, uji dengan restriksi pada dua parameter λ pada setiap persamaan sistem. Setiap persamaan tunggal memiliki dua macam parameter, λ_s dan λ_v . Jika terdapat 26 persamaan tunggal dalam persamaan sistem, maka untuk satu persamaan sistem akan terdapat 26 kali uji LR. Aturan hipotesanya adalah $H_0 : \lambda_{s,i}, \lambda_{v,i} \leq 1$ dengan $H_a : \lambda_{s,i} > 1$ dan $\lambda_{v,i} > 1$, di mana i adalah persamaan tunggal ke- i . **Kedua**, uji semua parameter λ yang terdapat pada persamaan sistem. Berarti bahwa untuk satu persamaan sistem akan terdapat satu kali uji LR. Aturan hipotesa adalah $H_0 : \lambda_{s,1}, \lambda_{v,1}, \dots, \lambda_{s,26}, \lambda_{v,26} \leq 1$ dengan H_a : semua λ_s dan λ_v lebih besar dari 1.

Uji *likelihood ratio* setiap negara pada masa nilai tukar mengambang terkendali diberikan pada **Lampiran A-2**, sedangkan uji untuk masa nilai tukar mengambang bebas diberikan pada **Lampiran B-2**. **Tabel A** memperlihatkan nilai LR menggunakan cara pertama. Jumlah restriksi J pada setiap uji adalah 2, jumlah persamaan M adalah 26, data seri waktu T adalah 104 dan jumlah variabel eksogen²⁷ $K=24 \times 26=624$. Maka, nilai statistik F_{stat} untuk $F_{[J, MT-K, 5\%]}$ atau $F_{[2, 2080, 5\%]} \sim 3.00$. Pengujian akan menolak hipotesa H_0 , jika nilai statistik F lebih kecil dibanding nilai LR. Sebagai contoh, kolom pada **AT17** untuk negara Jepang memperlihatkan nilai LR = 3,62. Nilai ini adalah nilai LR dengan restriksi semua variabel λ pada persamaan ekspor komoditi AT17 ke negara Jepang²⁸. Dengan membandingkan nilai LR dengan F_{stat} , kita dapat menyimpulkan bahwa H_0 ditolak, maka nilai *unrestricted* λ_s dan λ_v pada persamaan AT17 signifikan pada persamaan sistem. Artinya, distribusi poissons pada persamaan AT17 ke Jepang terjadi, dan distribusi ini signifikan terjadi pada persamaan sistem ekspor komoditi ke Jepang.

Tabel B memperlihatkan nilai LR dengan restriksi semua variabel λ yang terdapat pada persamaan sistem. Variabel J adalah jumlah restriksi dengan jumlah $2 \times 26=52$, di mana jumlah persamaan M adalah 26 dan jumlah λ pada setiap persamaan adalah 2. Jumlah persamaan $M=26$, data seri waktu T adalah 104 dan jumlah variabel eksogen²⁹ $K=24 \times 26=624$. Maka, nilai statistik F_{stat} untuk $F_{[J, MT-K, 5\%]}$ atau $F_{[52, 2080, 5\%]} \sim 1.32$. Pengujian akan menolak hipotesa H_0 , jika nilai statistik F lebih kecil dibanding nilai LR hitung. Pada persamaan sistem ekspor komoditi ke Jepang didapatkan nilai LR 40.345,2. Dengan membandingkan nilai LR dengan F_{stat} , kita dapat menyimpulkan bahwa H_0 ditolak, maka nilai *unrestricted* semua λ_s dan λ_v pada persamaan sistem signifikan.

²⁷ Angka 24 adalah jumlah variabel eksogen setiap persamaan

²⁸ Kode AT17 adalah untuk komoditi-komoditi industri tekstil (17) yang memiliki kandungan impor tinggi (AT)

²⁹ Angka 24 adalah jumlah variabel eksogen setiap persamaan

KESIMPULAN

Sumbangan metodologi penelitian lain yang telah dilakukan ialah memecahkan permasalahan penggunaan hubungan multilateral antar negara dengan menggunakan *nonlinear seemingly unrelated regression* (NLSUR). Penyelesaian estimasi persamaan sistem tidak dapat dilakukan dengan program Eviews v.31. Karena, spesifikasi estimasi yang disediakan oleh software ini tidak memadai. Alternatif penyelesaian adalah menggunakan algoritma *non-linear three stage least square* (NL3SLS) untuk persamaan sistem. Modifikasi algoritma ini harus dilakukan. Karena, model ekonometri yang digunakan adalah *nonlinear seemingly unrelated regression* (SUR). Modifikasi ini dilakukan dengan memperhatikan kehadiran variabel eksogen dan endogen untuk model NLSUR. Ciri utama model NLSUR ini, adalah tidak adanya variabel endogen pada sisi kanan persamaan. Satu tahapan yang harus dilakukan untuk memecahkan estimasi persamaan sistem adalah membuat program operasi matriks dengan software Matlab v.6.

Sum square of residual (SSR) untuk tiap persamaan non linier memiliki nilai yang sangat bervariasi. Pencapaian nilai konvergensi sangat dipengaruhi oleh *initial value* yang ditetapkan melalui persamaan tunggal. Seperti pada persamaan tunggal di atas, kriteria utama estimasi yang efisien adalah nilai determinan *Sum Square of Residual* (SSR) terendah. Jepang, Amerika, Hongkong dan Singapura mengalami perubahan SSR yang cukup besar, dibandingkan dengan persamaan pada negara lain. Pengurangan nilai SSR umumnya terjadi pada iterasi awal.

Pada data masa nilai tukar mengambang bebas, terjadi perubahan yang cukup drastis mengenai nilai SSR awal dan SSR yang dicapai melalui estimasi NLSUR. Seluruhnya menunjukkan bahwa nilai SSR sampai maksimal 7 digit dicapai oleh Perancis (FRA). Sedangkan persamaan untuk negara Jepang, Amerika, Singapura pada SSR awal, sudah dicapai nilai SSR yang sangat kecil.

DAFTAR PUSTAKA

- Arize, A.C, 1997, *Foreign Trade and Exchange-Rate Risk in the G-7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models*, Review of Financial Economics, vol. 6, no. 1, p.95-112.
- Baum, Christopher F., Caglayan, Mustafa and Ozkan, Neslihan, 1999, *Exchange Rate Effect on the Volume of Traded flows: An empirical Analisis Employing High-Frequency Data*, Department of Economics, Boston College.
- Bini-Smaghi, Lorenzo, 1991, Exchange Rate Variability and Trade: *Why Is It so Difficult to Find any Empirical Relationship?* Applied Economics 23 (May): 927-35.
- Bollerslev, T., R.Y. Chou dan K.F. Kroner, 1992, *ARCH modelling in Finance*, Journal of econometrics, 52, 5-59.
- Coopeland, Laurence, 1989, *Exchange Rate and International Finance*, Addison Wesley.
- Cote, Agathe, 1994, *Exchange Rate Volatility And Trade A Survey*, International Department Bank Of Canada, May.
- Chusman, D.O, 1983, *The Effect Of Real Exchange Rate Risk On International Trade*, Journal of Internatinal Economics, 15, 45-63.
- Dornbusch, Rudiger & Helmers, F. Leslie C.H, 1991, *The Open Economy. Tools for Policymakers in Developing Countries*, EDI Series in Economic Development, Oxford University Press, Fourth Printing.
- Ekananda, M, 2002, *Pengaruh Pengaruh Volatilitas Nilai Tukar Pada Perdagangan Internasional, Analisis Empiris Pada Ekspor Non Migas Di Indonesia*, Tesis Magister Ekonomi, Universitas Indonesia.
- Ekananda, M, 2003, *Ketidakpastian Pengaruh Volatilitas Nilai Tukar Terhadap Ekspor Komoditi Manufaktur Di Indonesia. Suatu Kajian Pendistribusian Pengaruh Volatilitas Dengan Menggunakan Distribusi Lag Poissons Pada Persamaan Sistem Non Linear Seemingly Unrelated Regression*, Disertasi Doktor Ekonomi, Universitas Indonesia.
- Gagnon, J.E., 1993, *Exchange Rate Variability and The Level of International Trade*, Journal of International Economics, 34, 269-287.
- Gibson, Heater, D, 1996, *International Finance, Exchange rates and Financial Flows in The International System*, Longman Publishing NewYork, Chapter 3, p. 126.
- Goldstaein and Khan, 1985, *Income and Price Effects in Foreign Trade*, in :R.W. Jones and P.B Kenen (eds), *Handbook of Internationel Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1041-1105.
- Goeltom, Miranda dan Suardhini, Made, 1997, *Analisis Dampak Intervensi Bank Sentral Dalam Penetapan Nilai Tukar Terhadap Ekspor-Impor Indonesia, Ekonomi dan Keuangan Indonesia, Volume XLV, Nomor1, 1997.*

- Greene, William H.**, 2000, *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, Fifth Edition, New York.
- Gujarati, Damodar**, 1988, *Basic Econometric*, Second Edition, McGraw-Hill Book Company, Second Edition, New York.
- Hinkle & Montiel**, 1999, *Exchange Rate Misalignment, Concept and Measurement for developing country*, A World Bank Publication, Oxford University Press, p. 45.
- Hooper, Peter & Kohlhagen**, 1978, The Effect of Exchange Rate Uncertainty on The Proses and Volume of International Trade, *Journal of International Economics*, No 8 p.483-511.
- Hossain, Akhtar & Chowdhury, Anis**, 1998, *Open Economy Macroeconomics for Developing*, Edward Elgar Publishing Limited, Inc., Massachusets.
- Klaassen**, 1999, *Purchasing Power Parity : Evidence from a New Test*, CentER for Economic Research, Tilburg University, Discussion Paper No. 9909.
- Klaassen**, 1999, *Why is it so Difficult to find an effect of exchange rate risk on trade*, CentER for Economic Research, Tilburg University, Discussion Paper.
- Krugman**, 1998, "The Effects of Exchange Rate Trends and Volatility on Export Prices: Industry Examples from Japan, Germany, and the United States." *Weltwirtschaftliches Archiv* 125:588-618.
- Merton, R.C.**, 1980, *On estimating the expected Return on The Market : An Explanatory Investigation*, *Journal of Financial Economic*, 8, 323-361.
- Obsfeld, Maurice & Rogof, Kenneth**, 1998, *Foundations of International Macroeconomics*, Third Printing, MIT Press Cambridge, Massachusets.
- Pasaribu, Chandra dan Djaja Komara**, 1995, Mekanisme Penyesuaian Nilai tukar riil terhadap perubahan *Term of Trade* : Studi Empiris di Indonesia, *Majalah Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. XLIII, No. 3.
- Pindyck, Rober S. dan Rubinfeld Daniel L.**, 1993, *Econometric Models and Econometric Analysis*, McGraw-Hill Book Company, Fourth Edition, New York.
- Spiegel, M.**, 1988, *Theory and Problem of Statistics, Schaum Series*, 3rd edition, Mc Graw-Hill Inc. page 128.
- Susilo, Antonius**, 2001, Dampak Ketidakpastian Nilai Tukar Indonesia terhadap Pertumbuhan Ekspor Periode 1979.1-1988.4 : Suatu Pendekatan Teknik Kointegrasi dan Model Koreksi Kesalahan, Thesis UI 2001.
- Stokman, A.C.J.**, 1995, *Effect of Exchange Rate Risk on Intra-Ec Trade*, *De Economist* 143, p. 41-54, Netherland.