

EXCHANGE RATE PASS-THROUGH TERHADAP HARGA BARANG EKSPOR, STUDI KASUS DI INDONESIA.

Arindra A. Zainal*

ABSTRACT

This study focuses on the relationship between the exchange rate and export performance, using Indonesian data. Although many studies have been undertaken on this topic, only a few have been devoted to developing countries. Studies of exchange rate pass-through (ERPT), especially for small open economies, show that incomplete pass-through is the most common result of the relationship between export prices and the exchange rate.

Johansen's co-integration test was used to determine the long-run relationship between the variables tested. Where we could not perform the Johansen co-integration test because we had one stationary variable, the ARDL (autoregressive distributed lag) approach to co-integration testing, as proposed by Pesaran and Shin, was used.

The study shows that most of the Indonesian export commodities tested are price taker commodities. The ERPT of groups of commodities showed no long-run equilibrium relationship (or no co-integration) for the group of labour intensive goods (LBINT) and the group of resource base intensive good (RBASE). Although it was found that there was co-integration for the mining (MINING) and high technology intensive goods (HTECH) groups of commodities, the ERPT coefficients for these variables were not statistically significant at the 5% level. At the commodity level the study indicated that, except for palm oil and kayu gergajian, the Indonesian export commodities tested had relatively weak market power; in other words, Indonesia is a price taker in the world market for most of its export commodities.

Keywords : Exchange rate, Export price, Co-integration
JEL Classification : C32, E31, F14

I. PENDAHULUAN

Runtuhnya sistem nilai tukar mata uang internasional Bretton Woods pada tahun 1971 telah membawa "manfaat" tersendiri bagi para ahli ilmu ekonomi di seluruh dunia. Perubahan mendasar dari sistem nilai tukar mata uang internasional telah mendorong para ahli ilmu ekonomi untuk mempelajari bagaimana pengaruh perubahan tadi terhadap perekonomian dunia. Sistem nilai tukar mata uang internasional yang mengambang mengakibatkan nilai tukar mata uang berfluktuasi dengan sangat tinggi dan hal ini membuat para ahli ilmu ekonomi dunia berupaya untuk mempelajari bagaimana pengaruh fluktuasi mata uang yang tinggi mempengaruhi perdagangan internasional.

* Arindra A. Zainal adalah Staf Pengajar Departemen Ilmu Ekonomi FEUI, Arza4@yahoo.com

Paling tidak ada dua topik penting yang berkaitan dengan fluktuasi nilai mata uang dan perdagangan internasional, yaitu masalah *Exchange Rate Pass-Through* (untuk selanjutnya akan ditulis sebagai ERPT) dan masalah *Exchange Rate Volatility*.

Studi mengenai ERPT didorong oleh terjadinya defisit neraca perdagangan Amerika Serikat yang sangat besar yang harus segera ditanggulangi, walaupun saat itu Amerika Serikat telah melakukan depresiasi dollarnya secara nyata setelah Plaza Accord di bulan September 1985. Naiknya harga barang impor di Amerika Serikat setelah depresiasi tersebut membuat kebijakan depresiasi menjadi tidak efisien¹

ERPT merupakan salah satu topik yang paling sering dikaji. Studi inipun dapat dikelompokkan lagi kedalam beberapa kelompok studi, yaitu studi ERPT terhadap tingkat harga barang umum, harga barang impor, ataupun harga barang ekspor.

Secara garis besar ERPT dapat didefinisikan sebagai seberapa besar perubahan harga (baik harga dalam negeri, harga barang impor, ataupun harga barang ekspor) berubah bila terjadi perubahan di dalam nilai tukar mata uang suatu negara. Hubungan satu-satu (*one-to-one relation*) antara nilai tukar dengan harga dikenal sebagai *full* atau *complete* ERPT. Dalam kenyataannya, biasanya ERPT adalah *incomplete*. *Incomplete* ERPT terjadi bila perubahan nilai tukar tidak diikuti dengan perubahan yang sama besar dengan perubahan harga. Artinya, importir tidak menaikkan harga barang sebesar depresiasi yang terjadi di negara tersebut, atau eksportir tidak menurunkan harga barang ekspornya (dalam mata uang asing) sebesar depresiasi yang terjadi di negara tersebut. Hal ini menunjukkan ketidakmampuan sistem nilai tukar mata uang yang bebas mengambang untuk memperbaiki ketidakseimbangan didalam neraca perdagangan (Toh dan Ho, 2001). Untuk negara seperti Indonesia, yang secara umum dapat dikelompokkan sebagai negara kecil, ERPT terhadap harga ekspor cenderung negatif. Sebagai sebuah negara kecil Indonesia hanyalah *price taker* di pasar dunia.

Tulisan ini secara khusus akan membahas studi ERPT terhadap barang ekspor dengan menggunakan data ekspor Indonesia. Studi ini akan memperkirakan ERPT terhadap harga beberapa kelompok komoditi ekspor tertentu. Sebagai tambahan, studi ini juga akan melihat ERPT terhadap harga ekspor beberapa komoditi tertentu yang diduga Indonesia memiliki kekuatan pasar di pasar komoditi tersebut, semisal kelapa sawit ataupun kayu gergajian.

Studi literatur merupakan bagian berikutnya dari tulisan ini yang akan diikuti dengan pembahasan metode penelitian yang dipergunakan pada studi ini. Setelah pemaparan hasil penelitian, kesimpulan akan menutup tulisan ini.

II. ERPT DAN PERDAGANGAN INTERNASIONAL

Kreinin (1977), dalam sebuah tulisan IMF Staff Paper, "*The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade*", merupakan pelopor dalam topik studi ini.

Studi literatur telah dua kali dilakukan untuk topik studi ini, yaitu oleh Menon (1995), dan oleh Goldberg & Knetter (1997). Walaupun studi literatur dari Goldberg dan Knetter lebih

¹ Baca Khosla dan Teranishi (1989).

mutakhir, studi literatur mereka lebih melihat aspek teori dari ERPT, sedangkan studi Menon mencakup baik aspek teori maupun aspek empiris dari topik ERPT.

II.1 Aspek Empiris dari studi ERPT terhadap harga ekspor

Pada studi literatur yang dilakukan oleh Menon (1995), ia mengkaji 43 artikel tentang ERPT. Ia membuat daftar dari keseluruhan artikel tadi dan melihat beberapa hal dari artikel-artikel tersebut, yaitu: i) metodologi, ii) cakupan negara yang dikaji, iii) data, dan iv) hasil temuan. Dari kajian Menon terlihat bahwa 18 dari 43 (atau 42%) artikel tersebut memfokuskan pada studi ERPT terhadap harga impor, 11 artikel (atau 25%) memfokuskan pada studi ERPT terhadap harga ekspor, 8 artikel (atau 19%) fokus pada studi ERPT terhadap harga impor dan harga ekspor dan sisanya fokus terhadap ERPT terhadap harga dalam negeri dan campuran ERPT dengan fokus harga dalam negeri dan harga ekspor.

Setelah studi literatur yang dilakukan Menon (1995) dan Goldberg & Knetter (1997), studi mengenai ERPT ini masih tetap menarik untuk terus diteliti oleh para ahli ilmu ekonomi. Dengan menggunakan EconLit, EconPapers ataupun Google, penulis masih menemukan 12 artikel ERPT terhadap harga ekspor lainnya². Bagian berikut ini akan mengupas studi literatur dari 12 artikel ERPT tersebut setelah tahun 1997.

II.1.1 Teknik Estimasi yang Dipergunakan

Sampai dengan pertengahan tahun 1995, teknik estimasi *Ordinary Least Square* (OLS) merupakan teknik estimasi yang paling banyak digunakan untuk mengkaji ERPT. Khusus untuk studi ERPT terhadap harga ekspor setelah tahun 1995, 9 dari 12 artikel yang mengkaji topik ini menggunakan teknik kointegrasi untuk melihat hubungan antara variabel yang ada dalam jangka panjang dan dilengkapi dengan *Error Correction Method* untuk melihat hubungan antara variabel yang ada dalam jangka pendek. Hal ini terjadi sejalan dengan adanya perbaikan teknik atau metode estimasi yang berkembang dalam teknik ekonometrika yang ada, termasuk disini analisa *time series*.

II.1.2 Cakupan Teori yang Berkaitan dengan ERPT.

Studi-studi terbaru yang melihat hubungan harga dengan nilai tukar juga memusatkan perhatiannya pada masalah *price-to-market* (selanjutnya disebut PTM), yaitu studi yang juga memperhatikan fenomena perubahan nilai tukar terhadap diskriminasi harga ekspor di pasar internasional. Empat (4) dari 12 artikel menjelaskan fenomena ini, yaitu artikel yang ditulis oleh Adolfo Martin (2001), Athukoralaa & Menon (1995), Fecstra *et.al.* (1996), dan Miljkovic *et.al.* (2003), sedangkan ke 8 artikel lainnya hanya membahas aspek ERPT terhadap harga ekspor saja. Disamping ke 12 artikel yang membahas ERPT terhadap harga ekspor, satu artikel lainnya yang ditulis oleh Yoshida (2003) membahas hubungan antara ERPT dengan *foreign direct investment*. Ia membahas model teoritis dari FDI baik untuk struktur pasar vertikal maupun untuk perluasan horizontal perusahaan. Modelnya menggunakan variabel-variabel bebas kepemilikan parsial, kekuatan tawar menawar, investasi berganda, dan kendala kapasitas sebagai variabel bebasnya. Metode GMM untuk panel data dinamis digunakan disini, dan ia menemukan pengaruh yang nyata dari FDI akan ERPT terhadap harga ekspor³.

² Sampai dengan Maret tahun 2004, saat tulisan ini dibuat.

³ Studi Yoshida ini merupakan contoh studi komprehensif dari ERPT dimana aspek organisasi industri juga diperhatikan.

II.1.3 Cakupan Negara, Data, dan Komoditi yang diteliti

Pada awalnya, studi tentang ERPT ini hanya mencakup studi dari negara-negara Amerika Serikat, Jepang, atau Jerman saja (yang pada dasarnya merupakan negara dengan *large open economy*) mengingat ketersediaan dana untuk penelitian dan data yang baik untuk penelitian hanya terdapat di negara seperti itu saja. Belakangan studi ERPT terhadap harga ekspor ini juga mencakup negara *small open economy*. Para ahli ekonomi tersebut mencoba untuk menunjukkan bahwa negara dengan *small open economy* juga dapat mempunyai kekuatan pasar di pasar internasional. "*Product differentiation*" adalah salah satu cara bagi "negara kecil" untuk melakukan PTM di pasar internasional

Pada umumnya sebagian besar dari studi ERPT, khususnya terhadap harga ekspor, menggunakan data agregat. Sebahagian lainnya menggunakan data disagregat, dan hanya satu diantaranya yang menggunakan data di tingkat komoditas. Penggunaan data agregat ini dapat membuat bias hasil studi ERPT. Penggunaan data tingkat komoditas akan menghasilkan *time lag* yang lebih akurat dalam proses transmisi dari nilai tukar terhadap harga. Lebih jauh Menon (1995, hal 209) menyatakan bahwa *pass-through puzzle* lebih diakibatkan oleh masalah data dan bukan pada tingkah laku dari komoditi yang bersangkutan.

II.2 Hasil Temuan

Sepereti telah disebutkan pada bagian sebelumnya, hanya 4 dari 12 artikel yang pembahasannya mencakup masalah PTM. Athukorala dan Menon (1995) dan Martin (2001) menggunakan data ekspor Swedia untuk komoditi mesin-mesin, mobil, dan kertas kraft, dan mereka menemukan bahwa PTM terbukti dalam studi mereka. Ini berarti walaupun Swedia merupakan negara kecil, mereka dapat melakukan PTM karena mereka mempunyai *market power* atas komoditi yang mereka hasilkan.

Feenstra *et.al.* (1996) menyelidiki hubungan antara ERPT dan pangsa pasar. Mereka menggunakan mobil sebagai komoditi mereka, 7 negara penghasil mobil, dan 12 negara tujuan (kesemuanya negara maju) untuk periode 1970 - 1988. Mereka menemukan hubungan antara ERPT dan pangsa pasar adalah non linier: *pass-through* terendah terdapat pada negara dengan pangsa pasar 40% dan tertinggi bila pangsa pasar mendekati 100%.

Miljkovic *et.al.* (2003) menyelidiki hubungan antara ERPT, diskriminasi harga dan harga ekspor daging Amerika Serikat. Hasil mereka menunjukkan bahwa devaluasi mata uang di negara tujuan utama daging Amerika Serikat berhubungan terbalik dengan harga ekspor daging mereka. Tetapi hal ini tidak terjadi untuk semua pasar tujuan daging Amerika Serikat dan semua produk daging mereka. Ini berarti bahwa walaupun Amerika Serikat negara besar, *complete pass-through* tidak terjadi untuk harga ekspor produk daging Amerika Serikat.

Hasil studi ERPT terhadap harga ekspor lainnya menunjukkan bahwa *pass-through* yang terjadi adalah *incomplete*.

III. SPESIFIKASI MODEL DAN METODE EKONOMETRI

III.1 Spesifikasi Model

Dari model *mark up* sederhana untuk sebuah produk manufaktur berikut⁴:

$$PX = (1+\lambda) (CP/ER) \quad (3.1)$$

Dimana, PX = harga (dalam mata uang asing) dari barang ekspor manufaktur
 CP = biaya produksi dalam mata uang dalam negeri
 ER = nilai tukar nominal
 CP/ER = biaya produksi dalam mata uang asing, dan
 $(1+\lambda)$ = mark up

Dengan memperhatikan bahwa barang manufaktur umumnya *differentiated* dan perdagangan dicirikan dengan pasar yang tidak sempurna, penggunaan model mark up sebagaimana yang dinyatakan oleh persamaan (3.1) pada dasarnya dapat dibenarkan. Besarnya mark up dapat berubah-ubah sesuai dengan keadaan pasar, sehingga mark up tersebut dapat dinyatakan seperti persamaan berikut:

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{PW}{(CP/ER)} \right]^\alpha \quad (3.2)$$

dimana, $\left[\frac{PW}{(CP/ER)} \right]$ = selisih antara harga ekspor dunia dengan biaya produksi ekspor diukur dengan mata uang asing.

Gabungkan persamaan (3.1) dan (3.2), kita peroleh

$$\ln PX = (1-\alpha) \ln (CP/ER) + \alpha \ln PW \quad (3.3)$$

Kita dapat nyatakan persamaan dalam versi *unrestricted* dari persamaan (3.3), dimana kita tidak perlu mendapatkan jumlah antara koefisien $\ln(CP/ER)$ dan $\ln PW$ sama dengan 1. Ini berarti kita memungkinkan koefisien $\ln CP$ dan $\ln ER$ berbeda baik tanda maupun besarnya, dan persamaan itu menjadi:

$$\ln PX = \beta_0 + \beta_1 \ln CP + \beta_2 \ln ER + \beta_3 \ln PW \quad (3.4)$$

dimana β_0 adalah konstanta.

Persamaan (3.4) ini adalah persamaan yang akan digunakan untuk memperkirakan tingkat ERPT terhadap harga ekspor dengan mempergunakan data ekspor Indonesia. Parameter β_2 pada persamaan (3.4) adalah koefisien *pass-through*. Bila $\beta_2 = 0$, maka ini berarti perubahan nilai tukar tidak mempengaruhi harga ekspor (dalam mata uang asing). Dengan perkataan lain perubahan nilai tukar hanya mempengaruhi *profit margin* dari eksportir dan tidak mempengaruhi daya saing dari komoditi ekspor tersebut di pasar dunia. Bila $|\beta_2| = 1$,

⁴ Model ini digunakan oleh Afonso Ferreira dan Andreu Sansó (1999). Mereka memodifikasi model yang digunakan oleh Jayant Menon (1995) dan pada dasarnya diambil dari model yang digunakan Kreinin Mordechai (1977).

maka ERPT adalah *complete*, yaitu tiap perubahan nilai tukar akan diteruskan secara penuh ke harga barang ekspor (dalam mata uang asing). Ini berarti akan mempengaruhi daya saing barang ekspor negara tersebut di pasar internasional. Besaran $|\beta_2|$ diantara nol dan satu menunjukkan ERPT *incomplete*. Parameter β_1 diperkirakan positif, sedangkan parameter β_3 juga diperkirakan positif, karena Indonesia adalah negara kecil sehingga harga ekspor akan cenderung mengikuti harga ekspor dunia.

III.2 Metode Ekonometri

Untuk menentukan apakah variabel-variabel pada persamaan (3.4) mempunyai hubungan dalam jangka panjang, maka uji kointegrasi merupakan cara terbaik untuk dilakukan. Engle dan Granger (1987) mendefinisikan kointegrasi sebagai berikut:

Komponen dari vektor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt})'$ dikatakan berkointegrasi pada order d , b dituliskan sebagai $x_t \sim CI(d, b)$ bila:

1. Semua komponen x_t berkointegrasi pada order d .
2. Ada vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)$ sedemikian rupa hingga berkombinasi linear $\beta x_t = \beta_{1t} x_{1t} + \beta_{2t} x_{2t} + \dots + \beta_{nt} x_{nt}$ adalah berintegrasi pada order $(d-b)$, dimana $b > 0$ dan vektor β disebut sebagai *Cointegrating vector*.

Walaupun Engle dan Granger adalah pelopor untuk uji kointegrasi ini, Johansen (1988) dan Johansen dan Juselius (1990) menggunakan *multivariate co-integration methodology* untuk pengujian ini. Sebagaimana yang dinyatakan Arize (1996) uji kointegrasi dari Johansen dan Juselius ini lebih baik dari uji kointegrasi dengan metodologi *residual-based* yang dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987), karena (i) dapat mencakup keseluruhan properti dari suatu data rentang waktu; (ii) dapat menghasilkan seluruh perkiraan vektor kointegrasi dari vektor variabel; (iii) memberikan uji statistik untuk jumlah vektor kointegrasi; (iv) uji statistiknya lebih sensitif dalam memprediksi kesalahan hipotesis nolnya; dan (v) ia memungkinkan dilakukannya *direct hypothesis test* pada koefisien yang terdapat pada vektor kointegrasi.

Akhirnya, berdasarkan teori representasi Granger yang dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987, hal 255), maka model koreksi kesalahan (*error correction model*) yang tertera pada persamaan (3.5) dibawah ini adalah tepat untuk semua variable yang nonstasioner pada persamaan (3.4). Kalau persamaan (3.4) kita nyatakan dalam model koreksi kesalahan maka ia dapat dituliskan sebagai:

$$\Delta X_{it} = \alpha(L) \Delta X_{i,t-1} + \beta(L) \Delta H_t + \lambda Z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \Phi_i d_{it} + \epsilon_t \quad (3.5)$$

dimana $Z_t = X_t - \psi' H_t$; $H_t = (1, CP_t, ER_t, PW_t)$; $H_t^* = (CP_t, ER_t, PW_t)$; $\alpha(L)$ dan $\beta(L)$ adalah *lag polynomials*; vektor ψ adalah vektor parameters perkiraan dari persamaan (3.5), Z_{t-1} adalah *error-correction (one-lagged error) term* yang diciptakan dari prosedur multivariatnya Johansen dan d_t adalah *seasonal dummy*. Persamaan (3.5) memberikan determinan jangka pendek dari permintaan akan ekspor. Intuisinya, keberadaan Z_{t-1} pada persamaan (3.5) mencerminkan asumsi bahwa dalam kenyataannya ekspor tidak menyesuaikan diri secara langsung dengan determinan jangka panjangnya. Sehingga, dalam jangka pendek, penyesuaian dilakukan untuk mengkoreksi ketidak seimbangan permintaan ekspor dalam jangka panjang. Parameter λ adalah koefisien koreksi kesalahan dan mengukur respon dari regresand pada tiap periode bila terjadi penyimpangan dari keseimbangan. Oleh karenanya, model koreksi kesalahan

mencerminkan bagaimana sistem akan kembali ke keseimbangan jangka panjang sebagaimana yang ditunjukkan persamaan (3.5).

Sebelum melakukan uji kointegrasi untuk persamaan (3.4), maka terlebih dahulu dilakukan *stationary test* terhadap seluruh variabel yang akan digunakan dengan menggunakan *Augmented Dikey-Fuller* dan *Phillips-Peron unit root test*. *Schwartz's information criterion (SIC)* digunakan untuk menentukan jumlah lag untuk tiap variabel.

Bila semua variabel berintegrasi pada order nol $[I(0)]$, maka persamaan (3.4) dapat dihitung dengan persamaan OLS biasa. Bila semua variabel berintegrasi pada order satu $[I(1)]$, atau dengan perkataan lain bila semua variabel non-stasioner maka uji kointegrasi dengan Engel dan Granger ataupun Johansen dan Juselius dapat dilakukan. Bila variabel-variabel pada persamaan (3.4) mempunyai order yang berbeda, maka uji kointegrasi akan dilakukan dengan menggunakan pendekatan ARDL sebagaimana yang disarankan oleh Pesaran dan Shin (1999).

Model umum dari augmented autoregressive distributive lag atau disingkat ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_k) model adalah sebagai berikut:

$$\Phi(L,p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta'w_t + u_t \quad (3.6)$$

Dimana:

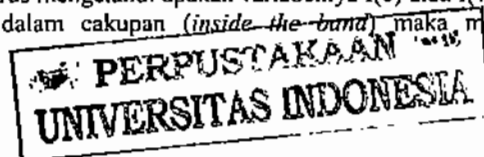
$$\Phi(L,p) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \quad (3.7)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i}, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (3.8)$$

L adalah *lag operator* sedemikian rupa sehingga $Lx_t = x_{t-1}$, dan w_t adalah sebuah $s \times 1$ vektor dari deterministik variable seperti *intercept*, *dummy* untuk musim, tren waktu, atau eksogen variabel dengan lag yang tetap.

Berdasarkan model ini, Pesaran dan Shin (1995, diterbitkan 1999), memberikan pilihan kepada kita untuk melakukan uji kointegrasi. Keuntungan utama dari metode ini adalah ia dapat dikerjakan tanpa harus memperhatikan apakah variabelnya $I(0)$ atau $I(1)$, dan ini meniadakan masalah pengujian stasioneritas dari variabel-variabel untuk uji kointegrasi yang dikembangkan Engel dan Granger serta Johansen dan Juselius yang mensyaratkan agar semua variabel harus berintegrasi pada order yang sama (Pesaran dan Pesaran, 1997)

Uji kointegrasi dengan ARDL model dilakukan dalam dua tahap. Pertama, hubungan jangka panjang antar variabel yang diteliti di uji dengan menghitung F-statistic untuk menguji signifikansi dari tingkat lag dari variabel-variabel dalam bentuk koreksi kesalahan dengan model ARDL. Oleh karena asimtotic distribusi adalah tidak standard (yaitu tidak memperhatikan apakah *regressor* $I(0)$ atau $I(1)$), Pesaran *et.al.* (1996) membuat tabulasi khusus untuk nilai statistik dari berbagai macam jumlah *regressor* (k), dan apakah model ARDL berisikan *intercept* dan atau tren. Mereka memberikan dua set nilai kritis. Set yang pertama mengasumsikan bahwa semua variabel dalam ARDL model adalah $I(1)$, dan set kedua mengasumsikan semua variabel $I(0)$. Untuk tiap aplikasi, mereka memberikan semua kemungkinan cakupan (*band*) klasifikasi dari variabel kedalam $I(0)$ dan $I(1)$. Bila hasil hitungan F-statistik berada di luar cakupan (*outside the band*), maka keputusan yang konklusif dapat dibuat tanpa harus mengetahui apakah variabelnya $I(0)$ atau $I(1)$. Bila hasil hitung F-statistik berada di dalam cakupan (*inside the band*) maka menghasilkan



kesimpulan yang tidak konklusif, dan tergantung apakah variabelnya $I(0)$ atau $I(1)$. Kedua adalah dengan menghitung koefisien hubungan jangka panjang dan membuat inferens akan nilainya dengan menggunakan metode ARDL.

IV. DATA

Seperti yang telah disebutkan pada bagian sebelumnya model yang akan dipergunakan adalah:

$$\ln PX_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln CP_t + \beta_2 \ln ER_t + \beta_3 \ln PW_{it} \quad (4.1)$$

PX_{it} = harga ekspor kelompok komoditi i atau komoditi i pada tahun t

Kelompok komoditi ekspor tersebut adalah:

AGRFS	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil pertanian dan perikanan
MINING	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil pertambangan
LBINT	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil manufaktur padat karya, meliputi komoditi seperti barang kerajinan, rotan dan produk rotan, garment dan barang olahan tekstil lainnya.
HTECH	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil manufaktur padat teknologi, meliputi komoditi seperti benang dan tekstil, alat-alat listrik, gelas dan barang dari gelas, kertas dan pulp.
RBASE	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil manufaktur padat sumber daya alam, meliputi komoditi seperti plywood, kayu gergajian, cement.
TOTMNF	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil manufaktur total
TOTXPT	=	kelompok komoditi ekspor barang hasil eksport total.

Disamping memperkirakan ERPT untuk kelompok komoditi, studi ini juga akan memperkirakan ERPT dari beberapa komoditi tertentu, yaitu: a) minyak sawit, b) karet, c) udang, d) garment, e) plywood, f) kayu gergajian, g) gelas dan produk gelas, serta h) peralatan listrik. Data harga ini diperoleh dari web site Bank Indonesia.

CP_t = biaya produksi dalam rupiah. Indeks harga perdagangan besar Indonesia dipergunakan untuk memproksi variabel ini.

ER_t = nilai tukar nominal Rupiah terhadap dolar US.

PW_t = harga ekspor komoditi dunia. Indeks harga ekspor komoditi dunia akan digunakan disini

Kecuali variabel harga, data ketiga variabel lainnya diperoleh dari International Financial Statistic (IFS). Data yang dipakai adalah data bulanan dari Agustus 1997 sampai dengan Agustus 2002 dengan total observasi sebanyak 62. Statistik deskriptif dari keseluruhan variabel yang dipakai dapat dilihat pada lampiran SATU.

V. HASIL PENELITIAN

Seperti disebutkan di atas, beberapa prosedur ekonometri harus dilakukan untuk mengetahui hubungan jangka panjang diantara variabel-variabel yang diteliti. Hasil uji stasioneritas dari keseluruhan variabel yang diteliti dengan menggunakan *augmented Dickey-Fuller test* dan *Phillips-Peron test* dan *Schwartz information criterion (SIC)* untuk menentukan jumlah lagnya terlihat pada **Tabel 5.1**. Terlihat disini bahwa kecuali untuk harga ekspor untuk kelompok komoditi pertanian dan perikanan yang non-stasioner atau $I(1)$, harga ekspor dari kelompok komoditi lainnya adalah stasioner atau $I(0)$, sementara seluruh variabel bebas, yaitu nilai tukar, indeks harga perdagangan besar Indonesia (CP) dan indeks harga ekspor dunia (PW) adalah non-stasioner. Dengan demikian uji kointegrasi dengan metode Johansen dan Juselius hanya akan dilakukan untuk kelompok komoditi pertanian dan perikanan (AGRFS), sedangkan untuk kelompok komoditi lainnya uji kointegrasinya akan dilakukan dengan menggunakan metode kointegrasi ARDL yang dikembangkan oleh Pesaran dan Shin (1999)

Table 5.1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Peron (PP) Unit Root Test untuk Harga Kelompok komoditi "i", Nilai Tukar (ER), Indeks Harga Perdagangan Besar Indonesia (CP) and Indeks Harga Ekspor Dunia (PW). 1997:07 – 2002:08

	LEVEL	1ST DIFFERENCE				ORDER OF						
		ADF	Prob ² . Lag	P - P	Prob ² . ADF		Prob ² . Lag	P - P	Prob ² . Integration			
PAGRFS	C	-1.770	0.392	1	-2.097	0.247	-12.585	0.000	0	-15.601	0.000	I(1)
	C+T	-2.464	0.344	1	-3.910	0.017	-12.559	0.000	0	-17.177	0.000	
PMNG	C	-2.823	0.031	1	-5.294	0.000	-14.657	0.000	1	-16.718	0.000	I(0)
	C+T	-3.157	0.012	1	-5.709	0.000	-9.140	0.000	1	-16.605	0.000	
PLBINT	C	-3.723	0.006	0	-3.723	0.006	-8.699	0.000	0	-9.499	0.000	I(0)
	C+T	-3.854	0.020	0	-3.942	0.016	-8.657	0.000	0	-9.435	0.000	
PHTECH	C	-2.346	0.161	0	-2.105	0.243	-10.982	0.000	0	-11.662	0.000	I(0)
	C+T	-3.633	0.035	0	-3.633	0.035	-10.914	0.000	0	-11.978	0.000	
PRBASE	C	-3.627	0.008	0	-3.376	0.015	-10.375	0.000	0	-12.684	0.000	I(0)
	C+T	-3.838	0.021	0	-3.767	0.025	-10.294	0.000	0	-13.380	0.000	
PTOTMN	C	-3.231	0.023	0	-3.231	0.023	-9.564	0.000	0	-10.020	0.000	I(0)
	C+T	-3.220	0.089	0	-3.220	0.089	-9.466	0.000	0	-9.948	0.000	
PTOTXP	C	-2.884	0.053	0	-2.797	0.064	-8.956	0.000	0	-9.087	0.000	I(0)
	C+T	-3.006	0.139	0	-3.006	0.139	-8.870	0.000	0	-9.034	0.000	

ER	C	-3.655	0.071	0	-3.672	0.007	-6.221	0.000	0	-6.147	0.000	I(1)
	C+T	-3.234	0.087	1	-3.016	0.136	-6.461	0.000	0	-6.375	0.000	
CP	C	-3.335	0.177	1	-3.831	0.004	-5.159	0.000	0	-5.270	0.000	I(1)
	C+T	-2.832	0.191	1	-2.638	0.266	-5.655	0.000	0	-5.591	0.000	
PW	C	-2.357	0.158	0	-2.381	0.151	-7.020	0.000	0	-6.997	0.000	I(1)
	C+T	-2.439	0.357	0	-2.605	0.279	-7.093	0.000	0	-7.069	0.000	

Catatan: Semua variabel dalam naural logaritma.

Hipotesis nol: Variabel mempunyai unit root

Probabilitas: MacKinnon (1996) one-sided p-values

Uji kointegrasi dengan metode Johansen dan Juselius dilakukan dalam suatu sistem dengan 4 variabel untuk harga ekspor AGRFS. Untuk menentukan panjang lag tiap sistem VAR-nya, digunakan *sequential modified LR test statistic* dan ditemukan panjang lagnya adalah 6. Hasil perhitungan tersebut terlihat pada Tabel 5.2 di bawah ini.

Table 5.2. Hasil Uji Kointegrasi dengan Metode Johansen & Juselius untuk Harga Ekspor Kelompok Komoditi Pertanian dan Perikanan.

Harga Ekspor	p≤2 p=3 p=4	Maximum Eigenvalue Trace Statistics							
		H ₀ :	p=0	p≤1	p≤2	p≤3	p=0	p≤1	
			H ₁ :	p=1	p=2	p=3	p=4	p=1	p=2
AGRFS	(6)	40.41*	21.79**	16.74**	13.17**	92.11*	51.70*	29.91*	13.17*
Critical Value (5%)		27.07	20.97	14.07	3.76	47.21	29.68	15.41	
Critical Value (1%)		32.24	25.52	18.63	6.65	54.46	35.65	20.04	

Note: p menunjukkan jumlah vector berkointegrasi.

*) Significant at 1% level and **) significant at 5% level.

Angka dalam kurung adalah panjang lag

Hasil uji kointegrasi di atas memperlihatkan bahwa terdapat 4 koefisien kointegrasi untuk persamaan ini, dan salah satunya terlihat pada Tabel 5.3 berikut.

Table 5.3 Persamaan Kointegrasi Kelompok Komoditi AGRFS

Harga Ekspor Komoditi	Normalized Cointegrating Vector			
AGRFS	$X_t = -9.0336 CP_t + 25.6114 PW_t + 8.6309 ER_t$			
	Std. Error	(2.603)	(5.7450)	(2.1676)
	t ratio	[3.470]	[4.458]	[3.985]
	Probability	0.000 [*]	0.000 [*]	0.000 [*]

*) Signifikan pada tingkat 1%

Hasil perkiraan hubungan jangka panjang untuk variabel AGRFS menunjukkan bahwa semua koefisien adalah signifikan pada tingkat 1%. Walaupun koefisien ER dan PW adalah positif seperti apa yang kita duga, tetapi besarnya kelihatan terlalu besar dari yang diduga. Oleh karenanya hasil uji kointegrasi Johansen ini harus diinterpretasikan dengan lebih hati-hati.

Pada bagian berikutnya, akan digunakan pendekatan uji ARDL untuk kointegrasi untuk mencari hubungan jangka panjang diantara variable-variabel yang akan diprediksi. Karena penelitian ini mempergunakan data bulanan, maka maksimum order yang dipilih untuk lag ARDL-nya adalah 12 dan estimasi dilakukan untuk periode Juli 1997 sampai dengan Agustus 2002.

Versi koreksi error dari ARDL (12,12,12,12) untuk variabel PX_i (harga ekspor dari kelompok komoditi), CP, PW, dan ER adalah sebagai berikut:

$$PX_i = a_0 + \sum_{i=1}^{12} b_i CP_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} d_i PW_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} e_i ER_{t-i} + \delta_1 PX_{t-1} + \delta_2 CP_{t-1} + \delta_3 PW_{t-1} + \delta_4 ER_{t-1} + u_t \quad (5.2)$$

Hipotesis nol untuk uji ini adalah "tidak ada hubungan jangka panjang diantara variabel" dan didefinisikan sebagai berikut:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

$$H_1 = \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0^5$$

Tabel statistik F untuk signifikansi gabungan δ_1 , δ_2 , δ_3 , dan δ_4 digunakan disini. Dalam penerapannya terhadap data, katakanlah untuk harga ekspor barang-barang tambang (MINING) dengan $k=3$, maka diperoleh F-statistik untuk H_0 adalah 1,2141⁶. Seperti telah disebutkan, statistik F disini distribusinya adalah non-standard yaitu tanpa memperhatikan apakah variabelnya stationer atau tidak $\{I(0)$ atau $I(1)\}$. Cakupan nilai kritis untuk uji ini telah dihitung oleh Pesaran *et.al.* (1996) dan cakupan nilai kritis untuk hitungan ini pada tingkat keyakinan 5% adalah 3,219 dan 4,378. Karena $F(\text{MINING}||\text{CP PW ER}) = 1,2141$ adalah lebih kecil dari pada batas bawah cakupan nilai kritis, maka kita dapat menolak hipotesis *nol* yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan jangka panjang diantara variabel-variabel MINING, CP, PW, dan ER tanpa memperhatikan tingkat integrasi dari variabel tersebut. Karena dalam model ARDL, kita mempunyai tingkat *cross sectional and temporal aggregation* yang tinggi, maka tidaklah mungkin bagi kita secara *a priori* apakah CP, PW, dan ER adalah *the long-run forcing* variabel untuk harga ekspor dari barang-barang tambang, kemudian diperiksa lagi kombinasi hubungan antara variabel-variabel tersebut. Hasil dari uji tersebut diperlihatkan pada Tabel 5.4 di bawah ini:

⁵ Prosedurnya adalah sebagai berikut: pertama, hitung dengan OLS persamaan 5.2, tetapi dengan tidak mengikutkan nilai sekarang dari variabel PX_{t-1} , CP_{t-1} , PW_{t-1} , and ER_{t-1} ; kemudian dilakukan H_0 tes dengan menambahkan nilai lag pada level untuk variabel yang akan diperkirakan

⁶ Disini dituliskan sebagai $F(\text{MINING}||\text{CP PW ER})$; harga ekspor barang-barang tambang adalah fungsi dari Indeks Harga Perdagangan Besar Indonesia (sebagai proksi dari biaya produksi), harga ekspor dunia, dan nilai tukar.

Tabel 5.4. Uji F untuk *Variable Addition Test* dari harga ekspor barang tambang

F(MINING CP PW ER) =	1.2141
F(CP MINING PR ER) =	0.8229
F(PW MINING CP ER) =	4.7235
F(ER MINING CP PW) =	0.8819

Pesaran tes untuk k (regressor) = 3 pada tingkat 95 persen adalah 3.219 to 4.378

Oleh karena keseluruhan kombinasi hubungan antara variabel yang di uji terletak di luar cakupan nilai kritis, maka uji di atas membuktikan bahwa ada hubungan jangka panjang diantara variabel MINING, P, PW, dan ER. Jadi variabel CP, PW, dan ER dapat dianggap sebagai *the long-run forcing* variabel untuk menjelaskan harga ekspor barang tambang. Dengan perkataan lain, disini terbukti bahwa terdapat kointegrasi diantara variabel MINING dengan ketiga variabel CP, PW, dan ER.

Kemudian dengan prosedur yang sama dilakukan uji kointegrasi untuk harga ekspor kelompok barang lainnya, yaitu kelompok barang manufaktur padat karya (LBINT), barang manufaktur padat teknologi (HTECH), barang manufaktur berbasis sumber alam (RBASE), total barang manufaktur (TOTMNF) dan total ekspor (TOTEXS). Hasil dari uji tersebut diperlihatkan pada Tabel 5.5 di bawah ini:

Table 5.5. Uji F untuk *Variable Addition Test* (kasus OLS) untuk Harga Ekspor menurut Kelompok Barang

	F(X _i CP,PW,ER)	F(CP X _i ,PW,ER)	F(PW X _i ,CP,ER)	F(ER X _i ,CP, PW)
MINING	1.2141	0.8229	4.7235	0.8819
LBINT	5.5439	3.2882 ^{*)}	1.9606	2.9500
HTECH	1.1370	2.2417	2.9868	2.9031
RBASE	2.1324	2.4132	3.4413 ^{*)}	4.6488
TOTMNF	1.5597	1.3523	0.6262	1.9135
TOTXPT	2.4986	2.2479	1.5379	2.7330

Pesaran tes untuk k (regressor) = 3, pada tingkat 95 persen adalah 3.219 to 4.378

*) F-statistic yang terletak di dalam cakupan nilai kritis

Hasil dari uji kointegrasi tahap pertama dengan menggunakan metode ARDL Pesaran dan Shin menunjukkan tidak adanya kointegrasi diantara harga ekspor barang manufaktur padat karya (LBINT) dan harga ekspor barang manufaktur berbasis sumber alam (RBASE) dengan variabel bebasnya. Ini berarti variabel-variabel CP, PW, dan ER tidak dapat dianggap sebagai *the long-run forcing* variabel untuk menjelaskan harga ekspor kelompok barang LBINT dan RBASE. Sebaliknya hasil penghitungan juga membuktikan adanya kointegrasi untuk harga ekspor dari kelompok barang lainnya, yaitu harga ekspor untuk kelompok MINING, HTECH, TOTMNF, dan TOTXPT. Dengan perkataan lain, hasil penghitungan seperti yang terlihat pada Tabel 5.5 memperlihatkan adanya hubungan jangka panjang di antara variabel MINING, HTECH, TOTMNF, dan TOTXPT dengan variabel bebas CP, PW, dan ER. Jadi variabel CP, PW, dan ER tersebut dapat dianggap sebagai *the long-run forcing* variabel untuk menjelaskan harga ekspor dari variabel MINING, HTECH, TOTMNF, dan TOTXPT.

Tahap selanjutnya dari uji kointegrasi dengan metode ARDL dari Pesaran dan Shin adalah dengan menggunakan persamaan ARDL-nya untuk memperoleh koefisien jangka panjangnya dan juga koefisien *error correction*-nya. Penting untuk diingat bahwa dengan menggunakan pendekatan ARDL, kita terkait dengan sejumlah $(m+1)^{k-1}$ ARDL model, dimana m = maksimum jumlah lag dan k = jumlah regressor. Jadi akan diperoleh sejumlah $(12+1)^{3-1} = 13^2 = 28.561$ ARDL model yang harus dihitung. Untuk mendapatkan ARDL model yang terbaik, Schwarz Baycsian Criterion (SBC) dan Akaiki Information Criterion (AIC) akan digunakan disini. Hasil penghitungan koefisien jangka panjang dengan menggunakan metode ARDL disajikan pada Tabel 5.6, 5.7, 5.8, dan b.

Pada Tabel 5.6 estimasi parameter dari koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL, dipilih dengan SBC dan AIC untuk harga ekspor barang tambang (MINING) memperlihatkan hasil yang berbeda antara hasil dengan SBC dan AIC baik untuk besaran ataupun tanda dari parameter tersebut. Juga diperoleh bahwa semua parameter, kecuali koefisien untuk harga dunia (PW), tidak signifikan beda dari nol pada tingkat 5%.

Tabel 5.6 Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen MINING

Koefisien Jangka Panjang		Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (2,0,0,0)	AIC ARDL (12,12,12,12)
KONSTANTA	Koefisien	-29.3103	3.1674
	Standard Error	11.4956	175.8986
	Probabilitas	0.014*	0.9860
C P	Koefisien	0.4124	-7.8027
	Standard Error	0.3540	27.1169
	Probabilitas	0.2490	0.7790
P W	Koefisien	6.9964	-3.1841
	Standard Error	2.3149	43.7850
	Probabilitas	0.0040*	0.9430
E R	Koefisien	0.0161	6.5939
	Standard Error	0.2437	20.5379
	Probabilitas	0.9470	0.7550

*Signifikan pada tingkat 1%

Tabel 5.7 Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen HTECH

Koefisien Jangka Panjang		Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (12,12,12,12)	AIC ARDL (12,12,12,12)
KONSTANTA	Koefisien	-63.4230	-63.4230
	Standard Error	145.7898	145.7898
	Probabilitas	0.6730	0.6730
	Koefisien	-2.0498	-2.0498

C P	Standard Error Probabilitas	10.0213 0.8420	10.0213 0.8420
P W	Koefisien Standard Error Probabilitas	16.9737 33.9927 0.6280	16.9737 33.9927 0.6280
E R	Koefisien Standard Error Probabilitas	0.7020 6.5027 0.9160	0.7020 6.5027 0.9160

Seluruh parameter tidak signifikan berbeda dari nol (0) pada tingkat 5%.

Koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL yang dipilih SBC dan AIC untuk harga ekspor produk manufaktur (TOTMNF) menunjukkan kedekatan hasil yang didapatkan dengan menggunakan SBC dan AIC, seperti yang ditunjukkan pada Tabel 5.8. koefisien harga ekspor produk manufaktur (TOTMNF) signifikan pada tingkat 1% dan 5%.

Tabel 5.8 Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen TOTMNF

Koefisien Panjang	Jangka	Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (4,4,0,12)	AIC ARDL (10,12,12,10)
KONSTANTA	Koefisien	13.4278	17.1950
	Standard Error	2.1656	3.2259
	Probabilitas	0.0000*	0.0000*
C P	Koefisien	1.8324	1.3609
	Standard Error	0.1405	0.2998
	Probabilitas	0.0000*	0.0000*
P W	Koefisien	-0.8436	-1.7704
	Standard Error	0.4065	0.6257
	Probabilitas	0.0450**	0.0130*
E R	Koefisien	-1.7565	-1.4152
	Standard Error	0.1280	0.2360
	Probabilitas	0.0000*	0.0000*

*Signifikan pada tingkat 1%

** Signifikan pada tingkat 5%

Meskipun tanda koefisien harga dunia (PW) yang didapatkan berbeda dari yang diharapkan, namun tanda *exchange rate pass-through* (ERPT) untuk variabel ini bernilai negatif 1.7565 dan 1.4152 berdasarkan kriteria pemilihan model SBC dan AIC. Hal ini berarti bahwa peningkatan nilai tukar sebesar 1% (Rupiah terhadap US Dolar atau Rp/\$), akan menurunkan harga ekspor produk manufaktur sebesar 1.75% atau 1.41% berdasarkan kriteria pemilihan model SBC dan AIC. Hasil ini menunjukkan bahwa Indonesia memiliki posisi yang lemah pada pasar internasional produk manufaktur. Pada saat nilai tukar meningkat (Rp/\$ naik) atau dengan kata lain, Rupiah terdepresiasi terhadap US \$, dalam

jangka panjang, harga ekspor produk manufaktur akan menurun (dalam hitungan US \$). Koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL yang dipilih SBC dan AIC untuk harga ekspor total (TOTXPT) menunjukkan hasil yang hampir sama dengan hasil yang didapatkan dengan menggunakan SBC dan AIC, seperti yang ditunjukkan pada Tabel 5.9.

Tabel 5.9. Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen TOTXPT

Koefisien Jangka Panjang		Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (1,0,6)	AIC ARDL (7,4,2,10)
KONSTANTA	Koefisien	0.3998	- 0.1520
	Standard Error	5.8211	3.0573
	Probabilitas	0.9460	0.9610
C P	Koefisien	0.8077	0.8095
	Standard Error	0.2811	0.1992
	Probabilitas	0.0060*	0.0000*
P W	Koefisien	1.2547	1.4660
	Standard Error	1.1652	0.5983
	Probabilitas	0.2870	0.0190**
E R	Koefisien	-0.7083	-0.7488
	Standard Error	0.2028	0.1678
	Probabilitas	0.0010*	0.0000*

*Signifikan pada tingkat 1%

** Signifikan pada tingkat 5%

Tabel di atas menunjukkan bahwa hasil koefisien CP, PW, dan ER sangat dekat antara hasil yang didapatkan SBC dan AIC. Koefisien ERPT menunjukkan adanya hubungan negatif antara perubahan pada nilai tukar dan harga ekspor dari ekspor total. Meskipun hasil ini serupa dengan hasil ERPT untuk harga ekspor TOTMNF, yang juga negatif dan berbeda secara signifikan dari nol pada tingkat 1%, namun magnitud atau besaran dari koefisien ERPT untuk harga ekspor TOTXPT lebih rendah dari harga ekspor TOTMNF.

V.1.2 Hasil Empiris Untuk Komoditas yang Dipilih

Dalam rangka mendapatkan lebih banyak bukti mengenai karakteristik *exchange rate pass through* dalam perekonomian Indonesia, dampak ERPT dalam perekonomian Indonesia pada tingkat komoditas juga telah diteliti. Komoditas tersebut adalah a) minyak kelapa sawit, b) karet, c) udang, d) kayu lapis, e) kayu gergajian, f) pakaian, g) kaca dan produk kaca (glass and glassware), serta h) peralatan elektronik. Model empiris yang dijelaskan pada persamaan 5.1 digunakan. Nilai satuan⁷ komoditas tersebut digunakan sebagai proksi dari harga eksportnya, harga ekspor dunia juga digunakan untuk komoditas tertentu sebagai variabel harga ekspor dunia. Harga minyak kelapa sawit di pasar UK akan digunakan sebagai proksi harga dunia untuk minyak kelapa sawit. Harga karet di Singapura digunakan sebagai proksi harga dunia untuk karet. Harga udang di pasar AS (NY/Gulf)

⁷ Nilai satuan adalah value atau nilai ekspor dibagi dengan volume ekspor.

juga digunakan sebagai proksi harga dunia untuk udang. Harga kayu lapis di Tokyo digunakan sebagai proksi harga dunia untuk kayu lapis, sedangkan harga kayu gergajian (*kayu gergajian*) di Sarawak, Malaysia, digunakan sebagai proksi harga dunia untuk kayu gergajian. Indeks harga dunia untuk pakaian, kaca dan peralatannya, serta peralatan elektronik baik pada tingkat komoditas maupun pada tingkat harga ekspor manufaktur tidak ditemukan, sehingga harga ekspor dunia digunakan sebagai variabel harga dunia untuk komoditas tersebut. Sebelum uji kointegrasi Johansen dilakukan, stasionaritas setiap variabel diuji terlebih dahulu. *Schwarz Information Criteria* digunakan untuk menentukan jumlah lag untuk setiap variabel. Hasil ADF dan *P-P unit root test* untuk harga ekspor komoditas Indonesia yang dipilih dapat dilihat pada Tabel 5.10, sedangkan hasil ADF dan *P-P unit root test* untuk beberapa harga ekspor dunia komoditas ditunjukkan pada Tabel 5.11.

Tabel 5.10. Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan *Phillips-Peron (PP) Unit Root Test* Untuk Harga Ekspor Indonesia Untuk Komoditas Terpilih 1997:07 – 2002:08

	LEVEL	1st DIFFERENCE								Order of Integration		
		ADF	Prob.	Lag	P - P	Prob.	ADF	Prob.	Lag		P - P	
Minyak	C	-1.528	0.510	1	-1.667	0.441	-11.387	0.000	0	-11.387	0.000	1(1)
Kelapa Sawit	C+T	-0.712	0.967	1	-1.662	0.778	-11.543	0.000	0	-11.596	0.000	
Karet	C	-1.566	0.494	1	-1.710	0.422	-11.681	0.000	0	-11.697	0.000	1(1)
	C+T	-0.791	0.961	1	-1.710	0.422	-11.840	0.000	0	-11.884	0.000	
Udang	C	-4.744	0.000	0	-4.662	0.000	-7.367	0.000	2	-24.652	0.000	1(0)
	C+T	-4.729	0.002	0	-4.665	0.002	-7.311	0.000	2	-26.313	0.000	
Pakaian	C	-3.555	0.009	0	-3.482	0.012	-7.176	0.000	1	-9.427	0.000	1(0)
	C+T	-3.495	0.048	0	-3.412	0.059	-7.142	0.000	1	-9.728	0.000	
Kayu	C	-2.592	0.010	1	-3.147	0.028	-11.530	0.000	0	-11.766	0.000	1(0)
Lapis	C+T	-2.362	0.039	1	-3.087	0.118	-11.569	0.000	0	-11.676	0.000	
Kayu	C	-0.244	0.027	4	-2.902	0.051	-7.749	0.000	3	-36.720	0.000	1(0)
Serut	C+T	-6.610	0.000	0	-6.780	0.000	-7.720	0.000	3	-44.536	0.000	
Kaca &	C	-3.178	0.026	0	-3.093	0.032	-9.367	0.000	0	-10.983	0.000	1(0)
Produk Kaca	C+T	-3.619	0.036	0	-3.093	0.032	-9.365	0.000	0	-12.593	0.000	
Peralatan	C	-2.523	0.115	1	-3.790	0.005	-12.685	0.000	0	-13.254	0.000	1(1)
Elektronik	C+T	-2.893	0.171	1	-4.331	0.005	-12.590	0.000	0	-13.145	0.000	

Catatan: Semua variabel berada dalam natural log

Hipotesis Nol: Seluruh variabel memiliki unit root

Probabilitas: MacKinnon (1996) p-value satu arah

Tabel 5.10 menunjukkan bahwa harga ekspor Indonesia untuk komoditas minyak kelapa sawit, karet, dan peralatan elektronik serta seluruh harga ekspor dunia untuk semua komoditas, seperti yang ditunjukkan pada Tabel 5.11, tidak stasioner atau semuanya $I(1)$. Sehingga *Johansen co-integration test* dapat dilakukan untuk variabel harga ekspor untuk komoditas minyak kelapa sawit, karet, dan peralatan elektronik, tetapi *Johansen co-integration test* tidak dapat dilakukan untuk harga ekspor Indonesia untuk udang, pakaian, dan kayu gergajian, dimana variabel-variabel tersebut tidak stasioner pada level atau berada pada $I(0)$. Pendekatan Pesaran dan *Shin's ARDL co-integration test* akan digunakan untuk melihat hubungan jangka panjang antara harga ekspor harga ekspor Indonesia untuk udang, pakaian, kayu lapis, sawn wood, dan regressornya CP, PW, ER.

Tabel 5.11. Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan Phillips-Peron (PP) Unit Root Test Untuk Harga Ekspor Indonesia Untuk Komoditas Terpilih 1997:07 – 2002:08

	LEVEL	1st DIFFERENCE					Order of Integration					
		ADF	Prob.	Lag	P-P	Prob.						
Minyak	C	-1.035	0.736	2	-1.137	0.696	-6.783	0.000	1	-6.168	0.000	I(1)
Kelapa Sawit	C+T	-0.300	0.989	2	-0.608	0.975	-6.893	0.000	1	-6.101	0.000	
Karet	C	-3.272	0.102	0	-3.303	0.019	-8.242	0.000	0	-8.241	0.000	I(1)
	C+T	-2.764	0.216	0	-2.777	0.211	-8.759	0.000	0	-8.756	0.000	
Udang	C	-1.140	0.695	1	-0.926	0.774	-5.704	0.000	0	-5.711	0.000	I(1)
	C+T	-1.718	0.732	1	-1.535	0.807	-5.716	0.000	0	-5.716	0.000	
Kayu	C	-2.960	0.104	1	-2.790	0.065	-5.711	0.000	0	-5.918	0.000	I(1)
Lapis	C+T	-2.788	0.207	1	-2.600	0.282	-5.835	0.000	0	-6.031	0.000	
Kayu	C	-2.802	0.103	1	-2.766	0.069	-6.195	0.000	0	-6.199	0.000	I(1)
Serut	C+T	-2.558	0.301	1	-2.519	0.319	-6.353	0.000	0	-6.365	0.000	

Catatan: Semua variabel berada dalam log natural

Hipotesis Nol: Seluruh variabel memiliki unit root

Probabilitas: MacKinnon (1996) p-value satu arah

Johansen co-integration test digunakan dalam sistem dengan empat variabel untuk setiap harga ekspor komoditas, dan hasil dapat dilihat pada Tabel 5.12. Panjang lag untuk setiap persamaan VAR ditentukan dengan menggunakan *sequential modified LR test statisites* (masing-masing pada tingkat 5%), dan panjang lag untuk harga ekspor minyak kelapa sawit, karet, dan peralatan elektronik yang ditentukan adalah 5, 8, dan 10, secara berurutan.

Tabel 5.12. Hasil *Johansen Co-integration Test* Untuk Komoditas Terpilih

Harga Ekspor	p=2	p=3	Maximum Eigenvalue Trace Statistics					
			H ₀ :		p=1		p=2	
			p=0	p=1	p=2	p=3	p=1	p=2
			p=0	p=1	p=2	p=3	p=1	p=2
			p=1	p=2	p=3	p=4	p=1	p=2
			p=2	p=3	p=4	p=5	p=1	p=2

Minyak Kelapa	(5)	29.77*	16.82	11.74	1.44	59.78 [@]	30.00*	13.19
1.44								
Karet	(8)	50.93 [@]	25.79 [@]	17.89*	0.01	94.62*	43.69*	
17.90*	0.01							
Peralatan Elektronik	(10)	82.75 [@]	21.65*	18.41 [@]	0.01	122.82 [@]	40.07 [@]	18.42*
								0.01
Nilai Kritis	{5%}	27.07	20.97	14.07	3.76	47.21	29.68	
15.41	3.76							
Nilai Kritis	{1%}	32.24	25.52	18.63	6.65	54.46	35.65	
20.04	6.65							

Catatan : p menunjukkan jumlah co-integration vector

* signifikan pada tingkat 5% dan @ signifikan pada tingkat 1%
Angka dalam kurung adalah panjang lag

Tabel 5.12 menunjukkan hasil uji kointegrasi, dimana p merupakan jumlah vektor kointegrasi. Untuk λ -max (eigenvalue maksimal) dan *trace statistics*, hipotesis nol adalah terdapat, sebanyak-banyaknya, p vektor kointegrasi, sedangkan hipotesis alternatif adalah $p+1$ dan sedikitnya $p+1$ untuk λ -max dan *trace statistics*.

Uji λ -max menunjukkan adanya satu uji kointegrasi pada tingkat 5%, sedangkan *trace test* menunjukkan adanya dua persamaan kointegrasi pada tingkat 5% untuk minyak kelapa sawit. Max-eigenvalue dan *trace test* untuk harga ekspor karet dan peralatan elektronik menunjukkan 3 persamaan kointegrasi. Persamaan hubungan jangka panjang (persamaan kointegrasi) untuk harga ekspor minyak kelapa sawit, karet, dan peralatan elektronik dapat dilihat pada Tabel 5.13. Tabel tersebut berisi parameter estimasi untuk persamaan 5.1 yang merepresentasikan elastisitas jangka panjang. Elastisitas ini didapatkan dengan menormalkan estimasi dari vektor kointegrasi untuk variabel harga ekspor.

Tabel 5.13. Estimasi Persamaan Hubungan Jangka Panjang (Persamaan Kointegrasi) Untuk Komoditas Terpilih

Harga Ekspor Komoditas	Normalized Cointegrating Vector
Minyak kelapa sawit	$X_t = -2.035 CP_t + 2.523 PW_t + 3.396 ER_t$ Std. Error (1.891) (0.680) (1.450) t ratio [1.076] [3.710] [2.342]
Karet	$X_t = 0.909 CP_t + 0.768 PW_t^{nb} - 0.932 ER_t$ Std. Error (0.153) (0.065) (0.125) t ratio [5.941]* [11.815]* [7.456]*
Peralatan Elektronik	$X_t = 0.406 CP_t - 0.896 PW_t - 0.336 ER_t$ Std. Error (0.161) (0.420) (0.132) t ratio [2.521]** [2.133]** [2.545]**

*Signifikan pada tingkat 1%

** Signifikan pada tingkat 5%

Persamaan hubungan jangka panjang untuk minyak kelapa sawit, karet, dan peralatan elektronik menunjukkan koefisien *exchange rate pass-through* (koefisien ER) adalah negatif untuk harga ekspor karet dan peralatan elektronik, sedangkan positif untuk harga ekspor minyak kelapa sawit. Hasil ini mencerminkan bahwa Indonesia memiliki kekuatan

pasar yang tinggi untuk pasar minyak kelapa sawit, namun tidak demikian untuk pasar karet dan peralatan elektronik.

Karena *Johansen Co-integration* tidak dapat dilakukan untuk harga ekspor udang, kayu lapis, kayu gergajian, pakaian, kaca dan produk kaca, digunakan pendekatan ARDL untuk uji kointegrasi, seperti yang diusulkan Pesaran dan Shin. Prosedur yang digunakan untuk melaksanakan pendekatan ARDL untuk uji kointegrasi telah dijelaskan pada bagian sebelumnya. Pada Tabel 5.14 terdapat hasil langkah pertama metode Pesaran and Shin untuk melakukan uji kointegrasi dengan pendekatan ARDL.

F-statistik *variabel addition test* untuk beberapa kombinasi harga ekspor udang dan regressornya berada di dalam rentang nilai kritis. Sehingga tidak dapat diambil kesimpulan adanya hubungan jangka panjang antara harga ekspor udang dengan CP, Pw^{shrimp} , dan ER; dengan kata lain tidak ada kointegrasi untuk harga ekspor udang.

Tabel 5.14. Uji F dari Variabel Addition Test Untuk Harga Ekspor Komoditas Terpilih

	F(X _i CP,PW,ER)	F(CP X _i ,PW,ER)	F(PW X _i ,CP,ER)	F(ER X _i ,CP,WP)
UDANG	1.2290	3.6794 ^a	2.0322	3.7545 ^a
KAYU LAPIS	5.5439	1.6336	7.2240	1.4085
KAYU GERGAJIAN	1.3257	2.0313	2.8150	2.0402
PAKAJIAN	5.4801	1.5070	0.8777	1.6654
KACA & PRODUK KACA	1.4692	1.4626	6.5372	2.1706

Pesaran test untuk k (regressor) = 3, pada tingkat 95% adalah 3.219 hingga 4.378
^a*F-statistik yang berada dalam critical value band*

Variable addition test untuk beberapa variabel harga ekspor dan regressornya (lihat Tabel 5.14) menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara harga ekspor kayu lapis, kayu gergajian, pakaian, kaca dan produk kaca beserta regressor masing-masing. Karena terdapat 28,561 model ARDL yang akan diestimasi untuk estimasi keseimbangan jangka panjang (dengan menggunakan 12 sebagai panjang lag), dan untuk menemukan model terbaik dari model-model ARDL, *Schwarz Bayesian Criteria* (SBC) dan *Akaike Information Criteria* (AIC) digunakan. Hasil estimasi koefisien jangka panjang dengan pendekatan ARDL dapat dilihat pada Tabel 5.15, 5.16, 5.17, dan 5.18.

Koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL yang dipilih SBC dan AIC untuk harga ekspor kayu lapis menunjukkan hasil yang serupa dengan hasil yang didapatkan baik dengan SBC atau AIC (lihat Tabel 5.15). Variabel PW bertanda positif, seperti yang diharapkan, dan signifikan pada tingkat 1%. Koefisien ER (atau koefisien ERPT) bertanda negatif dan signifikan pada tingkat 1%. Sehingga, peningkatan nilai tukar (Rupiah terdepresiasi terhadap US Dolar) sebesar 1%, akan menurunkan harga ekspor kayu lapis sebesar 0.28% atau 0.25% berdasarkan kriteria SBC atau AIC, secara berurutan.

Koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL yang dipilih SBC dan AIC untuk harga ekspor kayu gergajian menunjukkan hasil yang sangat dekat dengan hasil yang menggunakan SBC atau AIC (lihat Tabel 5.16). Disini, seluruh variabel signifikan pada tingkat 1%. Tanda koefisien variabel PW sesuai dengan yang diharapkan, yaitu bernilai positif. Berbeda dari hasil-hasil lain yang berkaitan dengan ERPT, koefisien ERPT bertanda positif 1.62 atau 1.75 berdasarkan SBC atau AIC, secara berurutan. Hal ini

dapat berarti bahwa Indonesia mungkin memiliki posisi yang kuat di pasar barang tersebut⁸.

Tabel 5.15. Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen PLYWOOD

Koefisien Panjang	Jangka	Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (8,6,0,0)	AIC ARDL (8,6,10,1)
KONSTANTA	Koefisien	3.0948	3.5638
	Standard Error	0.7725	0.8098
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]
C P	Koefisien	0.1108	0.0607
	Standard Error	0.0870	0.0757
	Probabilitas	0.2090	0.3770
P W ^{plywood}	Koefisien	0.7214	0.6065
	Standard Error	0.1239	0.1338
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]
E R	Koefisien	-0.2759	-0.2457
	Standard Error	0.0807	0.0733
	Probabilitas	0.0010 [*]	0.0020 [*]

^{*}Signifikan pada tingkat 1%

Tabel 5.16. Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen Kayu gergajian

Koefisien Panjang	Jangka	Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (0,3,5,0)	AIC ARDL (0,4,5,0)
KONSTANTA	Koefisien	-6.8890	-7.3251
	Standard Error	1.8041	0.8098
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]
C P	Koefisien	-1.9952	-2.1380
	Standard Error	0.2052	0.2265
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]
P W ^{Kayu gergajian}	Koefisien	1.7611	1.7877
	Standard Error	0.2411	0.2396
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]
E R	Koefisien	1.6235	1.7497
	Standard Error	0.2020	0.2187
	Probabilitas	0.0000 [*]	0.0000 [*]

^{*}Signifikan pada tingkat 1%

⁸ Setidaknya pada pasar regional, dimana harga kayu gergajian Sarawak, Malaysia, digunakan sebagai proksi variabel harga ekspor dunia untuk kayu gergajian

Koefisien jangka panjang berdasarkan pendekatan ARDL yang dipilih SBC dan AIC untuk harga ekspor pakaian, kaca dan peralatannya menunjukkan hasil yang berbeda jelas dari yang didapatkan dengan SBC atau AIC, seperti yang ditunjukkan dalam Tabel 5.17 dan 5.18. Meskipun tidak signifikan pada tingkat 5% dengan menggunakan Schwarz Bayesian Criteria. Hasil yang didapatkan dari AIC memberikan tanda variabel PW yang diharapkan, tetapi tidak signifikan pada level 5%. Koefisien ERPT negatif dan signifikan pada tingkat 1%. Bagi industri garmen, hasil ini menunjukkan posisi Indonesia yang lemah di pasar garment. Hal ini dapat dimengerti karena industri garment di Indonesia tergantung pada permintaan produsen pakaian di negara lain.

Tabel 5.17. Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen Garment

Koefisien Jangka Panjang	Jangka	Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (1,0,0,2)	AIC ARDL (10,12,11,12)
KONSTANTA	Koefisien	0.9483	3.6426
	Standard Error	6.9056	2.8909
	Probabilitas	0.8910	0.2300
C P	Koefisien	0.4304	0.5851
	Standard Error	0.2652	0.1930
	Probabilitas	0.1100	0.0100*
P W	Koefisien	0.8759	0.4570
	Standard Error	1.3487	0.5730
	Probabilitas	0.5300	0.4390
E R	Koefisien	-0.3000	-0.4862
	Standard Error	0.1836	0.1380
	Probabilitas	0.8910	0.0040*

*Signifikan pada tingkat 1%

Tabel 5.18. Estimasi Koefisien Jangka Panjang Berdasarkan Pendekatan ARDL yang Dipilih SBC dan AIC Variabel Dependen Kaca & Produk Kaca

Koefisien Jangka Panjang	Jangka	Kriteria Pemilihan Model	
		SBC ARDL (1,0,0,0)	AIC ARDL (12,9,12,12)
KONSTANTA	Koefisien	-1.7786	34.3384
	Standard Error	19.2727	15.4835
	Probabilitas	0.9270	0.0450**
C P	Koefisien	0.8481	2.1950
	Standard Error	0.6271	1.0836
	Probabilitas	0.1820	0.0640
P W	Koefisien	1.4266	-4.4744
	Standard Error	3.8543	2.8214
	Probabilitas	0.7130	0.1370

E R	Koefisien	-0.5555	-2.4750
	Standard Error	0.4346	0.9386
	Probabilitas	0.2060	0.0200**

**Signifikan pada tingkat 5%

Sebagai rangkuman, hasil *exchange rate pass-through* untuk variabel yang telah diuji menunjukkan : Dari 15 persamaan yang diuji (7 persamaan pada tingkat kelompok dan 8 persamaan pada tingkat barang), 12 persamaan menunjukkan hubungan jangka panjang antara variabel yang digunakan. Keberadaan kointegrasi tidak dapat dibuktikan secara statistik untuk harga ekspor LBINT, RBASE, dan SHRIMP. Dari 12 persamaan yang diuji, 4 diantaranya berdasarkan pendekatan kointegrasi Johansen karena seluruh variabel yang digunakan tidak stasioner atau $I(1)$, sedangkan persamaan yang lain menggunakan pendekatan kointegrasi ARDL seperti yang dikemukakan Pesaran and Shin (1999). Hasil koefisien *exchange rate pass-through* disajikan pada Tabel 5.19.

Tabel 5.19 Koefisien Exchange Rate Pass-Through Terhadap Harga Ekspor

A. Hasil Dengan Pendekatan Kointegrasi Johansen

Variabel	Koefisien
AGRFS	8.631*
Minyak kelapa sawit	3.396**
Karet	-0.932*
Peralatan Elektronik	-0.336**

B. Hasil Dengan Pendekatan Kointegrasi ARDL

Variabel	SBC	AIC
MINING	0.0161	6.5939
HTECH	0.7020	0.7020
TOTMNF	-1.7565*	-1.4152*
TOTXPT	-0.7083*	-0.7488*
Kayu Lapis	-0.2759*	-0.2457*
Kayu gergajian	1.6235*	1.7497*
Garment	-0.3000	-0.4862*
Kaca & Produk Kaca	-0.5555	-2.4750**

*Signifikan pada tingkat 1%

** Signifikan pada tingkat 5%

Seperti yang ditunjukkan pada Tabel 5.19, koefisien ERPT untuk variabel MINING dan HTECH tidak signifikan secara statistik. Hal ini menunjukkan bahwa dari segi statistik, harga ekspor barang tambang Indonesia dan produk manufaktur teknologi-tinggi ekspor tidak ditentukan oleh variabel nilai tukar, dimana pasar untuk produk tersebut ditentukan sepenuhnya oleh pasar dunia. Meskipun koefisien ERPT untuk AGRFS bernilai positif dan signifikan secara statistik pada tingkat 1%, namun koefisien tersebut terlalu besar, sehingga perlu diinterpretasikan secara hati-hati. Koefisien ERPT untuk variabel minyak kelapa sawit dan kayu gergajian bertanda positif dan signifikan secara statistik pada tingkat 5% dan 1%. Hasil ini menunjukkan bahwa kekuatan pasar Indonesia untuk barang tersebut tinggi. Untuk kelompok barang lainnya atau komoditas secara individu, kekuatan pasar Indonesia yang lemah ditunjukkan oleh nilai negatif (dan signifikan secara statistik pada tingkat 1% atau 5%). Hasil ini berarti bahwa pada saat nilai tukar meningkat atau Rupiah terdepresiasi terhadap Dolar, dalam jangka panjang, harga ekspor dari komoditas tersebut akan menurun, yang mengindikasikan bahwa Indonesia merupakan *price taker* dalam pasar barang-barang tersebut.

Terakhir, setelah memastikan hubungan perilaku jangka pendek persamaan 5.1, yang merupakan *error correction model* seperti yang dijelaskan pada persamaan 3.9. Dalam kasus harga ekspor ini, persamaan 3.9 memberikan determinan jangka pendek dari harga ekspor. Pada level yang lebih intuitif, adanya Z_{t-1} dalam persamaan 3.9 mencerminkan dugaan bahwa harga ekspor aktual tidak menyesuaikan secara langsung terhadap determinan jangka panjangnya. Sehingga, dalam jangka pendek, penyesuaian dapat dilakukan untuk memperbaiki ketidakseimbangan pada harga ekspor jangka panjang. Koefisien *error correction* mengukur respon regressand dalam setiap periode yang menyimpang dari keseimbangan. Sehingga dapat dikatakan bahwa *error correction model* mencerminkan bagaimana sistem menyatu kembali dalam keseimbangan jangka panjang seperti yang dinyatakan pada persamaan (3.4).

Hasil *error correction model* yang dikaitkan dengan estimasi jangka panjang tersebut dapat dilihat pada Tabel 5.20. Variabel yang telah dicek *error correction model* -nya (harga ekspor dari kelompok barang atau komoditas itu sendiri) adalah yang memiliki persamaan hubungan jangka panjang. Kecuali untuk variabel ekspor AGRFS dan minyak kelapa sawit, seluruh koefisien *error correction* telah menghasilkan tanda yang diharapkan. Variabel ekspor peralatan elektronik adalah satu-satunya koefisien *error correction* yang tidak signifikan secara statistik. Koefisien-koefisien tersebut berkisar antara -0.1422 untuk harga ekspor HTECH hingga -1.7606 untuk harga ekspor TOTMNF. Karena semakin besar koefisien *error correction* (dalam nilai absolut), akan semakin cepat bagi perekonomian, jika mengalami guncangan, untuk kembali pada titik keseimbangan, maka dapat dikatakan bahwa harga ekspor HTECH merupakan variabel harga ekspor yang paling lama kembali kepada keseimbangan, sedangkan harga ekspor TOTMNF adalah variabel yang paling cepat kembali kepada keseimbangan, jika mengalami guncangan.

Tabel 5.20. *Error Correction Coefficient* Untuk Harga Ekspor Kelompok Barang dan Komoditas Terpilih, Berdasarkan SBC

Kelompok Barang	Koefisien	Std. Error	t. Ratio	Probabilitas
AGRFS	0.0688	0.0223	3.0845	0.003*
MINING SBC; ARDL (2,0,0,0)	-0.6040	0.1432	-4.2178	0.000*
HTECH SBC; ARDL (12,12,12,12)	-0.1422	0.2441	-0.5826	0.570
TOTMNF SBC; ARDL (4,4,0,12)	-1.7606	0.2036	-8.6480	0.000*
TOTXPT SBC; ARDL (1,0,0,6)	-0.5196	0.0946	-5.4896	0.000*
Komoditas				
Palm Oil	0.0048	0.0261	0.0208	0.983
Rubber	-0.3471	0.1225	-2.8332	0.006*
Plywood SBC; ARDL (8,6,0,0)	-1.0028	0.1411	-7.1066	0.000*
Kayu gergajian SBC; ARDL (0,3,5,0)	-1.0000	0.0000	"none"	"none"
Garment SBC; ARDL (1,0,0,2)	-0.4418	0.0962	-4.5936	0.000*
Glass & Glassware SBC; ARDL (1,0,0,0)	-0.2859	0.0868	-3.2938	0.002*
Electric Appliance	-1.0143	0.6876	-1.4751	0.146

*Signifikan pada tingkat 1%

** Signifikan pada tingkat 5%

VI. KESIMPULAN

Dari hasil studi keterkaitan antara perubahan nilai tukar dengan harga barang ekspor, untuk kasus Indonesia ini, terlihat hal-hal berikut:

- a. Untuk kelompok komoditi ekspor terlihat bahwa secara statistik tidak terbukti bahwa ketidak pastian nilai tukar akan memberikan pengaruh terhadap harga ekspor kelompok komoditi tersebut. Sebagaimana yang terlihat dari hasil studi bahwa tidak ada kointegrasi dari harga ekspor terhadap variabel-variabel independennya dari kelompok komoditi manufaktur padat tenaga kerja (LBINT) dan kelompok komoditi manufaktur padat sumber daya alam (RBASE). Walaupun ditemukan kointegrasi untuk kelompok MINING dan HTECH, tetapi secara statistik hubungan tersebut tidaklah signifikan. Sementara untuk komoditi pertanian (AGRFS), walaupun ditemukan adanya kointegrasi diantara variabel-variabel yang diuji dan secara statistik signifikan, tetapi besarnya amatlah diragukan.
- b. Sementara untuk tingkatan komoditi ekspor terlihat bahwa ketidak pastian nilai tukar berpengaruh terhadap harga ekspor komoditi tersebut. Dari hasil studi terlihat bahwa, kecuali untuk komoditi kelapa sawit dan kayu gergajian, komoditi-komoditi yang diteliti pada dasarnya merupakan komoditi-komoditi yang lemah di pasar internasionalnya, atau dengan perkataan lain Indonesia hanyalah merupakan *price taker* saja di pasar internasional dari komoditi-komoditi tersebut.
- c. Dari hasil studi ini juga terlihat bahwa untuk studi keterkaitan antara perubahan nilai tukar dengan harga barang ekspor, studi dengan menggunakan variabel di tingkat komoditi akan memberikan hasil yang lebih baik daripada studi yang menggunakan data di tingkat kelompok barang (aggregate level). Artinya studi yang mempergunakan data di tingkat komoditas akan lebih dapat menjelaskan keterkaitan antara perubahan nilai tukar dengan harga barang ekspor dari pada bila studi tersebut dilakukan pada tingkat aggregate. Hal ini dapat diduga karena data aggregate merupakan kesatuan atau kumpulan dari beberapa komoditi yang bisa jadi pergerakan ataupun perubahan harganya tidak bersamaan dan bahkan bisa jadi saling meniadakan.

Penelitian lanjutan mengenai tingkah laku hubungan antara perubahan nilai tukar dan tingkat harga di tingkat komoditas, khususnya untuk kasus Indonesia perlu untuk terus dikembangkan agar dapat diketahui secara rinci bagaimana tingkah laku hubungan antara perubahan nilai tukar dan tingkat harga pada komoditi-komoditi ekspor, khususnya pada beberapa komoditas ekspor penting Indonesia lainnya.

DAFTAR PUSTAKA

- Adolfson, Malin, "Export Price Response to Exogenous Exchange Rate Movement", *Economics Letters*, 71, 2001, 91-96.
- Arize, Augustine C. "An econometric Investigation of Export Behavior in seven Asian Developing Countries", *Applied Economics*, 22, 1990, 891 – 904.
- , "The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Export Growth: Evidence from Korean Data", *International Economic Journal*, Vol. 10, No. 3, autumn 1996.
- Athukorala, Premachandran and Menont, Jayant. "Pricing to Market Behavior and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports", *The Economic Journal*, vol.104 (Mar., 1994), 271 – 281.
- Athukorala, Premachandran and Menont, Jayant. "Exchange Rates and Strategic Pricing: the Case of Swedish machinery Exports", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 4, (1995), 533 – 546.
- Bollerslev, Tim., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometric*, 31 (June 1986), 307 – 327.
- Chua, Soo Y and Sharma, Subhash C., "An Investigation of the Effects of Prices and Exchange Rates on Trade Flows in East Asia", *Asian Economic Journal*, Vol. 12 No.3, 1998, pp 253 – 271.
- Cushman, David O., "Has Exchange Risk Depressed International Trade?", *Journal of International Economics*, 5, 1986, 361 – 379.
- De Grauwe, Paul. "The Benefits of a Common Currency", edited by Paul De Grauwe. 1992, New York: Oxford University Press.
- Dickey, David A., and Fuller, Wayne. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 4, June 1981, 1057 – 1072.
- Dwyer, Jacqueline, Kent, Christopher, and Pease, Andrew. "Exchange Rate Pass-Through: The Different Responses of Importers and Exporters", Research Discussion Paper, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, May 1993
- Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition, John Wiley & Son, 2004.
- Enders, Walter. "RATS Handbook for Econometric Time Series", John Wiley & Son, 1996.
- Engle, Robert F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 4, 1982, 987 – 1007.
- Engle, Robert E., and Granger, Clive W.J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 2 (March 1987), 171 – 186.

- Feenstra, Robert C., Gagnon, Joseph E., and Knetter, Michael M.**, "Market Share and Exchange Rate Pass-Through in World Automobile Trade", *Journal of International Economics*, 40 (1996), 187 – 207.
- Ferreira, Afonso, and Sansó, Andreu.** "Exchange Rate Pass-Through: The Case of Brazilian Exports of Manufactures", www.aacp.org.ar/12worldcongress/congress/papers/pdf_99/ferreira_sanso.pdf.
- Goldberg, Pinelopi Kujanoou, and Knetter, Michael M.**, "Good Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, Issue 3 (Sep., 1997), 1243 – 1272.
- Granger, Clive, and Newbold, P.**, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111 – 120.
- Hänninen, Riitta and Toppinen, Anne.** "Long-run Price Effects of Exchange Rate Changes in Finnish Pulp and Paper Exports", *Applied economics*, 31, 1999, 947 – 956.
- Hooper, Peter and Kohlhagen, Steven W.**, "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade", *Journal of International Economics*, 8, 1978, pp 483 – 511.
- Johansen, Soren.** "Statistical Analysis of Co-integration Vector", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 2/3 (June 1988), 231 – 254.
- Johansen, Soren, and Juselius, Katarina.** "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration – With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52, 2 (May 1990), 169 – 210.
- Kikuchi, Ayumi, and Sumner, Michael.** "Exchange Rate Pass-Through in Japanese Export Pricing", *Applied Economics*, 34, 2002, 279 – 284.
- Khosla, Anil. and Teranishi, Juro.** "Exchange Rate Pass-Through in Export Prices – An International Comparison.", *Hitotsubashi Journal of Economics*, 30, 1989, 31 – 48.
- Krugman, Paul.** "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", in *Real – Financial Linkages Among Open Economies*, Eds.: Sven W. Arndt and J. David Richardson. Cambridge: MIT Press, 1987, 49 – 70.
- Kumar, Vikram.** "Real Effects of Exchange Risk on International Trade", Working Paper 92-5, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1992.
- Menon, Jayant.** "Exchange Rate Pass-Through", *Journal of Economic Survey*, Vol.9 No 2, 1995, 197 – 231.
- Miljkovic, Dragan., Brester, Gary W., and Marsh, John M.**, "Exchange Rate Pass-Through, Price Discrimination, and US Meat Export Prices", *Applied Economics*, 35, 2003, 641 -650.

- Peron, Pierre.** "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business Economics and Statistics*, 8, 2 (April 1990), 153 – 162.
- Pesaran, M. Hashem and Pesaran, Bahram,** Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, 1997.
- Pesaran, M. Hashem, and Shin, Yongcheol,** "An Autoregressive Distributive Lag Modeling Approach to Co-integration Analysis", in S. Strom, Ed., *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, 1998.*
- Swift, Robyn.,** "Exchange Rate Pass-Through: How Much Do Exchange Rate Changes Affect the Prices of Australian Exports?", *Australian Economic Paper*, June 1998.
- Toh, Mun-Heng and Ho, Hwei-Jing.** "Exchange Rate Pass-Through for Selected Asian Economies", *Singapore Economic Review*, Vol.46, No 2 (2001), 247 – 273.
- Wang, Kuo-Liang and Wu, Chung-Shu.,** "Exchange Rate Pass-Through and Industry Characteristics: the Case of Taiwan Exports of Midstream Petrochemical Products", *NBER*, Working Paper 5749, September 1996.
- Yumkella, K.K., Unnevehr, L.J., and Garcia, P.,** "Noncompetitive Pricing and Exchange Rate Pass-through in Selected U.S and Thai Rice Markets", *Journal of Agriculture and Applied Economics*, 26 (2), December, 1994, 406 – 416.
- Yoshida, Yushi.,** "Foreign Direct Investment and Exchange Rate Pass-Through: Export Pricing Behavior of Japanese Multinational Corporation", Paper presented at West Coast Japan Economic Seminar, Santa Cruz Center for International Economics, May 2, 2003

LAMPIRAN

Lampiran 1. Statistik Deskriptif untuk semua variable yang digunakan 1997:07 – 2002:08, 62 Observasi

Variables	Mean	Median	Max.	Min.	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
Harga ekspor Dari komoditi							
AGRFS	3.951	3.916	4.441	3.500	0.245	0.222	2.275
MINING	4.256	4.261	4.712	3.720	0.248	-0.131	2.125
LBINT	4.599	4.597	5.333	3.984	0.246	0.632	4.201
HTECH	4.406	4.460	4.855	3.620	0.268	-0.748	3.535
RBASE	3.971	3.967	4.591	2.834	0.264	-0.801	7.995
TOTMNF	4.190	4.219	4.667	3.146	0.249	-1.360	7.034
TOTXPT	4.181	4.180	4.515	3.505	0.181	-0.752	4.969
Harga dari komoditi ekspor Indonesia							
Palm Oil	4.030	3.937	4.850	3.441	0.342	0.244	2.039
Rubber	3.775	3.739	4.249	3.517	0.168	0.898	3.383
Shrimp	4.534	4.564	4.859	3.902	0.181	-1.494	6.582
Plywood	4.346	4.347	4.819	4.075	0.153	0.542	3.408
Kayu gergajian	4.102	4.156	4.718	3.457	0.280	-0.362	3.004
Garment	4.569	4.600	4.764	4.204	0.138	-0.861	3.029
Glass & Glassware	4.303	4.366	4.750	3.211	0.259	-2.168	9.164
Electric Appliance	4.595	4.625	4.894	3.899	0.180	-1.207	5.585

Harga dunia	Mean	Median	Max.	Min.	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
Palm Oil	4.166	4.075	4.723	3.613	0.340	0.251	1.792
Rubber	3.769	3.765	4.084	3.504	0.131	0.388	2.750
Shrimp	4.654	4.716	4.807	4.287	0.142	-1.378	3.956
Plywood	4.270	4.285	4.473	4.063	0.092	-0.428	2.833
Kayu gergajian	4.282	4.246	4.557	4.023	0.125	0.343	2.067
Variabel lainnya							
E R	9.015	9.089	9.544	7.831	0.342	-1.930	6.809
P W	4.447	4.449	4.512	4.372	0.033	-0.230	2.797

Note: Semua variabel dalam log natural