

EKONOMI DAN BISNIS

E&B

Berkala Publikasi Gagasan Konseptual, Hasil Penelitian, Kajian, dan Terapan Teori

Iin Mayasari
Prima Naomi

Materialism and Commercialization Attitude : the
Role of Peer Influence

A. Hery Pratono
Firman Kosjadi

Participatory Earth System Governance for
Emergency Program in Indonesia

Iwan Nugroho
Nuhfil Hanani

Penentuan Komoditi Pertanian Prioritas di Propinsi
Jawa Timur

Agussalim

Peran Anggaran Pemerintah terhadap
Pengurangan Angka Kemiskinan di Indonesia

Suyanto

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia :
Pendekatan "Constant Elasticity of Substitution"

Soelistiani Soegiono

Review Anggaran Pemerintah Propinsi Jawa Timur
dalam Pengelolaan Tabungan Daerah

Petunjuk Bagi Penulis

1. *Ekonomi & Bisnis* merupakan jurnal tentang kajian penelitian di mana teori atau teknik baru diterapkan dalam kajian kebijakan ekonomi dan bisnis, dan bukan sekedar membahas perkembangan teori yang merupakan isu universal.
2. Sistematika Penulisan: naskah artikel meliputi: (a) judul, (b) nama penulis (tanpa gelar) dan afiliasi lembaga, (c) abstrak (d) kata kunci 3-5 buah, (e) pendahuluan yang berisi latar belakang dan tujuan atau ruang lingkup tulisan (f) kerangka teoritik, (g) metodologi penelitian, (h) pembahasan, (i) diskusi dan penutup, serta (j) daftar rujukan (cantumkan yang dirujuk saja).
3. Abstrak menyajikan deskripsi tentang artikel, berupa tujuan, metode, skope, dan beberapa hal penting dalam artikel, yang bertujuan menarik minat pembaca.
4. Pembabab: Semua naskah ditulis dalam bentuk esai, disertai judul bab dan subbab (*heading*). Peringkat judul subbab letaknya rata tepi kiri, dengan jenis huruf sebagai berikut:

PERINGKAT 1 (huruf besar semua, tebal).

Peringkat 2 (huruf besar-kecil, tebal).

Peringkat 3 (huruf besar-kecil tebal miring).

5. Artikel hendaknya mempunyai kajian teoritis yang terkini, yang ditentukan dengan melihat daftar rujukan yang didominasi oleh jurnal internasional dan nasional yang mempunyai kualifikasi tinggi dalam kurun waktu 5 (lima) tahun terakhir.
6. Daftar Rujukan disajikan mengikuti tatacara seperti contoh berikut dan diurutkan secara alfabetis.

Chang, Ha-Joon, 2002, "Breaking the Mould: an Institutionalist Political Economy Alternative to the Neo-Liberal Theory of Market and the State", *Cambridge Journal of Economics*, 26(5), p 539-559.

Gujarati, Damodar N., 2003, *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill International Edition, Boston.

7. Naskah merupakan hasil karya sendiri dan belum pernah diterbitkan dalam media cetak lain, dengan panjang sekitar 10-20 halaman dalam bentuk ketikan dengan spasi 1 (satu) di atas kertas ukuran A4 (margin atas dan bawah 3 cm, margin kiri dan kanan 2 cm) sebanyak 1 (satu) eksemplar dan pada disket menggunakan program pengolah kata Microsoft Word (MS WORD) atau yang kompatibel.
8. Untuk tulisan berbahasa Indonesia, tatacara penulisan artikel memperhatikan aturan tentang penggunaan tanda baca dan ejaan yang dimuat dalam Pedoman Umum Ejaan Bahasa Indonesia yang Disempurnakan.

Informasi lebih lanjut bisa menghubungi ketua penyunting: A. Hery Pratono (hery_pra@ubaya.ac.id atau hpratono@gmail.com)

EKONOMI DAN BISNIS

Surat Keputusan Akreditasi Dirjen Dikti Depdiknas No 26/DIK/II/Kep/2005

Tanggal 30 Mei 2005

Diterbitkan oleh Program Studi Ilmu Ekonomi dan Studi Pembangunan, Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya, Jalan Raya Kalirungkut Surabaya 60293.

Kebijakan Penyuntingan: Berkala **EKONOMI dan BISNIS** diterbitkan sebagai media publikasi hasil penelitian, kajian, dan terapan teori dalam bidang ekonomi dan bisnis. Artikel yang dimuat merupakan pendapat pribadi penulisnya, bukan mencerminkan pendapat penyunting atau pun penerbit.

Ketua Penyunting :

A. Hery Pratono

Wakil Ketua:

Soedarjanto

Penyunting Pelaksana:

Anika Widiana, Bambang Budiarto, Firman Rosjadi,

Patricius Istiarto Djiwandono

Mitra Bestari:

Candra Fajri Ananda (Universitas Brawijaya)	Joko Mursinto (Universitas Airlangga)
Chris Manning (Australia National University)	Lepi T. Tarmidi (Universitas Indonesia)
Farid Wijaya M. (Universitas Gadjah Mada)	Mohamad Syamsudin (Institute Teknologi Bandung)
Harijono (Universitas Jember)	Soetrisno (Universitas Surabaya)
Jogindar S. Uppal (State University of New York at Albany)	Sujoko Eferin (Universitas Surabaya)
	Yohanes Eko Riyanto (National University of Singapore)

Informasi Publikasi: *EKONOMI dan BISNIS* (ISSN 1410 - 9204) diterbitkan secara berkala dua kali dalam satu tahun pada pertengahan Juni dan Desember. Terbit pertama kali pada Desember 1998.

Informasi Tata Usaha: surat menyurat dapat dikirimkan ke redaksi dengan alamat: Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya, Jl Raya Kalirungkut Surabaya 60293, Surabaya, Telp. (031) 2981137 atau 2981199. Faximile (031) 2981131. e-mail: ekonomi@ubaya.ac.id

Langganan untuk wilayah Indonesia sebesar Rp25.000,- per eksemplar. Pembayaran dapat dilakukan dengan cara: (1) langsung ke alamat tata usaha, atau (2) transfer ke rekening Fak Ekonomi Ubaya Bank Central Asia KCU Darmo Surabaya No 088 383 4655.

Penerimaan Tulisan (artikel): Penyunting menerima tulisan yang belum pernah diterbitkan dalam media cetak lain (penjelasan lengkap baca Petunjuk Bagi Penulis pada bagian dalam sampul belakang). Naskah yang diterima dievaluasi oleh mitra bestari, dan dapat diubah untuk menyeragamkan format, tanpa mengubah isinya. Naskah bisa dikirim lewat pos atau email, kepada Ketua Penyunting A. Hery Pratono (hery_pra@ubaya.ac.id atau hpratono@gmail.com).

EKONOMI DAN BISNIS

Berkala Publikasi Gagasan Konseptual, Hasil Penelitian, Kajian, dan Terapan Teori



Iin Mayasari
Prima Naomi

Materialism and Commercialization Attitude: the
Role of Peer Influence

A. Hery Pratono
Firman Rosjadi

Participatory Earth System Governance for
Emergency Program in Indonesia

Iwan Nugroho
Nuhfil Hanani

Penentuan Komoditi Pertanian Prioritas di Propinsi
Jawa Timur

Agussalim

Peran Anggaran Pemerintah terhadap
Pengurangan Angka Kemiskinan di Indonesia

Suyanto

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia:
Pendekatan "Constant Elasticity of Substitution"

Soelistiani Soegiono

Review Anggaran Pemerintah Propinsi Jawa Timur
dalam Pengelolaan Tabungan Daerah

Surat Keputusan Akreditasi Dirjen Dikti Depdiknas No 26/DIKTI/Kep/2005 Tanggal 30 Mei 2005

Penerbit: Program Studi Ilmu Ekonomi dan Studi Pembangunan, Fakultas Ekonomi, Universitas Surabaya

EKONOMI DAN BISNIS

Berkala Publikasi Gagasan Konseptual, Hasil Penelitian, Kajian, dan Terapan Teori



Iin Mayasari dan Prima Naomi: Materialism and Commercialization Attitude: the Role of Peer Influence	1-20
A. Hery Pratono dan Firman Rosjadi: Participatory Earth System Governance for Emergency Program in Indonesia	21-40
Iwan Nugroho dan Nuhfil Hanani: Penentuan Komoditi Pertanian Prioritas di Propinsi Jawa Timur	41-54
Agussalim: Peran Anggaran Pemerintah terhadap Pengurangan Angka Kemiskinan di Indonesia	55-72
Suyanto: Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan "Constant Elasticity of Substitution"	73-90
Soelistiani Soegiono: Review Anggaran Pemerintah Propinsi Jawa Timur dalam Pengelolaan Tabungan Daerah	91-108

Surat Keputusan Akreditasi Dirjen Dikti Depdiknas No 26/DIKTI/Kep/2005 Tanggal 30 Mei 2005

Penerbit: Program Studi Ilmu Ekonomi dan Studi Pembangunan, Fakultas Ekonomi, Universitas Surabaya



EKONOMI dan BISNIS

ESTIMASI FUNGSI PRODUKSI AGREGAT INDONESIA: PENDEKATAN "CONSTANT ELASTICITY OF SUBSTITUTION"

Suyanto

ABSTRACT

This study estimates the specification of aggregate production function for Indonesia using the Constant Elasticity of Substitution (CES) production function. The data used in the study is an annual data from 1976 to 2004. By linearized the CES production function, the General Least Square method of regression (with the Cochrane-Orcutt Iteration Procedure) shows that the elasticity of substitution between labor and capital is 2,0918, which means that the elasticity of substitution between labor and capital is un-perfect substitution. This finding is relevant with the Cobb-Douglas production function as a special case of un-perfect substitution production function.

Keywords: fungsi produksi, elastisitas substitusi konstan

Suyanto
Fakultas Ekonomi
Universitas Surabaya
email: suyanto@ubaya.ac.id

Fungsi produksi Cobb-Douglas (1928) merupakan salah satu fungsi produksi yang paling favorit dipergunakan oleh para peneliti, baik untuk riset tingkat mikro-perusahaan maupun untuk riset tingkat makro-agregat. Salah satu alasan tentang favoritisme terhadap fungsi produksi Cobb-Douglas (CD) adalah karena fungsi produksi ini merupakan satu-satunya fungsi produksi yang homogen linear (linearly homogenous) dengan konstan elastisitas substitusi (constant elasticity of substitution) antar faktor produksi yang konstan sepanjang waktu (Duffy dan Papageorgiou, 2000; Nishimura et al, 2006; Pintus, 2006). Para mahasiswa yang menulis tugas akhir tentang fungsi produksi, baik fungsi produksi untuk sebuah perusahaan maupun fungsi produksi agregat, hampir semuanya menggunakan fungsi produksi CD. Mungkin saja alasan seperti tersebut di atas menjadi latar belakang para mahasiswa menggunakan model ini. Alasan lain yang mungkin dimunculkan adalah adanya kemungkinan tidak atau kurang diperkenalkannya fungsi produksi dasar Constant Elasticity of Substitution (CES) yang kemudian akan menghasilkan fungsi produksi spesifik Cobb-Douglas, disamping juga adanya fungsi produksi Leontief dan fungsi produksi Linear (Masanjala dan Papageorgiou, 2004; Tohami dan Mixon, 2004).

Dalam tulisan ini, penulis bermaksud memunculkan sebuah diskusi tentang keberadaan fungsi produksi selain fungsi produksi CD. Sebenarnya, topik ini bukan merupakan hal baru lagi. Bahkan bagi mahasiswa semester pertama pada fakultas ekonomi, fungsi produksi CES sudah pasti dikenal dan harus dikenal. Topik ini sudah ada sejak tahun 1961 ketika Arrow, Chenery, Minhas, dan Solow (1961) memperkenalkan spesifikasi fungsi produksi CES ini di jurnal *Review of Economics and Statistics*. Bahkan, dengan mengetikkan kata kunci *constant elasticity of substitution* pada google search engine, seorang mahasiswa akan mendapatkan sekitar 989.000 topik yang berhubungan dengan CES dalam waktu hanya 0,21 detik. Betapa mudahnya belajar dalam era internet ini. Pada tulisan ini, pembahasan tentang fungsi produksi CES dan fungsi-fungsi spesifik yang dihasilkan, yang mencakup fungsi produksi Cobb-Douglas, fungsi produksi Leontief, dan fungsi produksi Linear, akan dibahas secara garis besar di bagian kedua.

Fokus tulisan ini adalah pada fungsi produksi agregat Indonesia, dalam hubungannya dengan teori pertumbuhan. Fungsi produksi yang dicoba diadaptasi adalah CES dengan versi linear. Dengan memfokuskan pada satu negara, studi empiris ini dapat menunjukkan *country specific case*, yang tidak dijumpai jika menggunakan data *cross-section*.

Banyak tulisan telah dilakukan untuk mengestimasi output agregat dengan menggunakan fungsi produksi CD, baik untuk sebuah negara maupun untuk sekelompok negara. Ide awal dipergunakannya fungsi produksi CD dikemukakan oleh Solow (1956) dan Swan (1956). Setelah kedua tulisan ini, banyak bermunculan studi empiris tentang pertumbuhan ekonomi dengan menggunakan fungsi produksi CD. Mankiw, Romer, dan Weil (1992), sebagai contoh, menggunakan data cross-section untuk menjustifikasi fungsi produksi CD berlaku. Hasil estimasi yang berbeda diperlihatkan oleh Gollin (dalam Duffy dan Papageorgiou, 2000) dengan menunjukkan bahwa perekeonomian yang berada pada tahap pembangunan yang berbeda akan memiliki koefisien elastisitas tenaga kerja (labour shares of income) yang berbeda, dan adalah sulit untuk menjustifikasi bahwa fungsi produksi CD berlaku dengan menggunakan data cross-section. Terlepas dari hasil estimasi yang diperoleh apakah mendukung atau tidak mendukung, fungsi produksi CD merupakan fungsi produksi yang banyak dipergunakan.

MODEL PERTUMBUHAN

Fungsi produksi CES untuk sebuah perekonomian sederhana tanpa ada campurtangan pemerintah dan periode tunggal (analisis statis) dapat dituliskan sebagai berikut (Jehle dan Reny, 2001):

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (1)$$

untuk Y_t adalah tingkat output agregat (PDB), K_t adalah stok modal agregat, L_t adalah jumlah tenaga kerja agregat, A , ρ , dan ν adalah parameter dengan syarat $A > 0$, $\delta \in (0,1)$, $\rho \leq 1$, dan $\nu > 0$. Dengan asumsi dasar bahwa modal dan tenaga kerja merupakan input yang terpisah dan constant return to scale ($\nu=1$), fungsi produksi spesifik dapat diturunkan dari persamaan fungsi produksi CES pada persamaan (1) di atas.

Pada saat constant return to scale, persamaan (1) dapat dituliskan menjadi:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (2)$$

Apabila diasumsikan bahwa proporsi antara modal dan tenaga kerja adalah sebanding ($d=1/2$) maka persamaan (2) dapat dituliskan berikut:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (3)$$

Elastisitas substitusi antara K dan L dapat dihitung dari rumus elastisitas substitusi antar dua input yang bisa diperoleh dari::

$$\sigma_t = d \ln(L_t/K_t) / d \ln(F_{K_t}/F_{L_t}) \quad (4)$$

untuk σ adalah *elasticity of substitution*, F_{K_t} adalah turunan pertama $F(K_t, L_t)$ terhadap K_t , F_{L_t} adalah turunan pertama $F(K_t, L_t)$ terhadap L_t , d adalah *delta*, dan \ln adalah *logaritma natural*.

Proses perhitungan σ untuk persamaan (4) di atas dapat diperlihatkan dengan tahapan berikut. Tahap pertama, ditentukan dulu pembilang persamaan (4) yang dapat dihitung sebagai berikut:

$$\begin{aligned} d \ln(L_t/K_t) &= d [\ln L_t - \ln K_t] \\ &= (1/L_t).dL_t - (1/K_t).dK_t \end{aligned} \quad (5)$$

Kemudian, penyebut persamaan (4) dapat diperoleh sebagai berikut:

$$F_{K_t} = (1/\rho).A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{1/\rho-1}.\rho 1/2K_t^{(\rho-1)} \quad (6)$$

$$F_{L_t} = (1/\rho).A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{1/\rho-1}.\rho 1/2L_t^{(\rho-1)} \quad (7)$$

Sehingga akan diperoleh:

$$\begin{aligned} d \ln(F_{K_t}/F_{L_t}) &= d \ln [K_t^{(\rho-1)}/L_t^{(\rho-1)}] \\ &= d \ln [K_t/L_t] \\ &= (\rho-1).A[d \ln K_t - d \ln L_t] \\ &= (\rho-1).[1/K_t].dK_t - (1/L_t).dL_t \end{aligned} \quad (8)$$

Dari persamaan (5) dan persamaan (8) diperoleh:

$$\sigma = 1/(1-\rho)$$

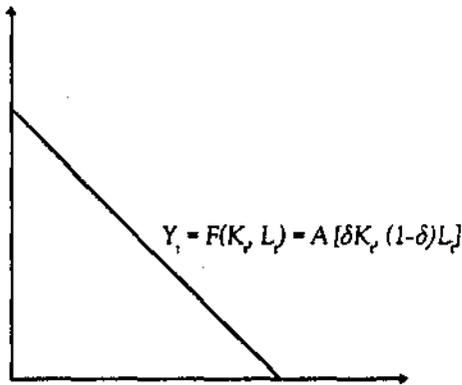
Nilai ρ dan nilai σ yang kemudian akan mempengaruhi bentuk fungsi produksi agregat persamaan (2) di atas. Semakin ρ mendekati nilai satu, semakin $\sigma \rightarrow \infty$

Dari persamaan (2) dan persamaan (9), terdapat tiga model fungsi produksi agregat spesifik yang dapat dimunculkan, yaitu:

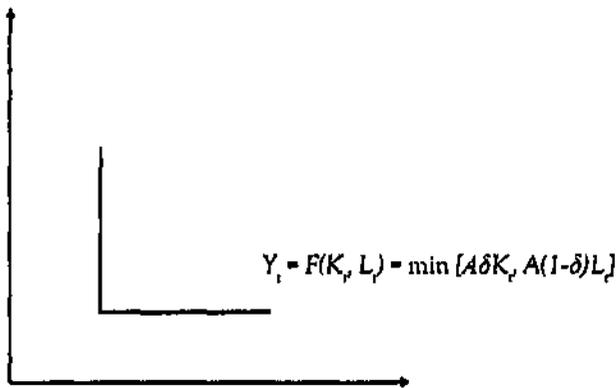
- (1) pada saat $\sigma \rightarrow \infty$ (atau $\rho = 1$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi linear (substitusi sempurna antar faktor produksi), seperti pada Gambar 1. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = F(K_t, L_t) = A [\delta K_t + (1-\delta)L_t]$
- (2) pada saat $\sigma \rightarrow \infty$ (atau $\rho \rightarrow -\infty$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi Leontif (komplementer sempurna antar faktor produksi), seperti pada Gambar 2. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = F(K_t, L_t) = \min [A\delta K_t, A(1-\delta)L_t]$
- (3) pada saat $0 < \sigma < \infty$ (atau $-\infty < \rho < 1$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi substitusi tidak sempurna seperti pada Gambar 3. Pada kasus khusus ketika $\sigma \rightarrow 1$ (atau $\rho \rightarrow 0$), maka fungsi CES akan terspesifik menjadi fungsi produksi Cobb-Douglas. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = F(K_t, L_t) = A[L_t^\delta K_t^{(1-\delta)}]$ (lihat Jehle dan Reny, 2001, hlm 122-123).

ESTIMASI DATA

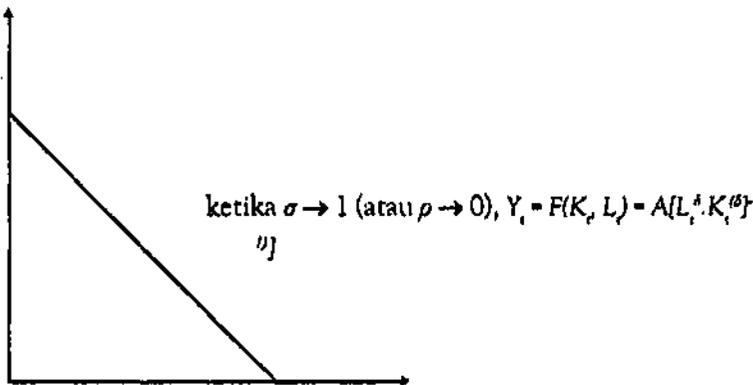
Estimasi fungsi produksi CES pada studi ini menggunakan periode pengamatan dari tahun 1976 sampai tahun 2004. Pada tulisan ini digunakan model CES yang dilinearisasi dari model non-linear. Tujuan linearisasi CES adalah untuk mempermudah pengestimasiannya menggunakan regresi linear OLS (Ordinary Least Squared). Untuk model non-linear tentu saja harus menggunakan metode NLLS (Non-linear Least Squared). Model linear merupakan penyederhanaan model non-linear dengan mengambil kasus ketika $\rho = 0$, yaitu ketika hubungan antar input merupakan substitusi tidak sempurna.



Gambar 1: Fungsi Produksi Sustitusi Sempurna (ketika $\sigma = 0$ atau $\rho \rightarrow \infty$)



Gambar 2: Fungsi Produksi Leontif (ketika $\sigma = 0$ atau $\rho \rightarrow \infty$)



Gambar 3: Fungsi Produksi Sustitusi Tidak Sempurna (ketika $0 < \sigma < \infty$ atau $-\infty < \rho < 1$)

Data yang Dipergunakan

Data diambil dari dataset yang dipublikasikan oleh Arlini dan Suatmi (2006). Data yang dipergunakan meliputi data pendapatan agregat, modal, dan tenaga kerja Indonesia. Pendapatan Domestik Bruto (PDB) dipergunakan sebagai proksi pendapatan agregat, investasi domestik (baik swasta maupun pemerintah) dipergunakan sebagai proksi terhadap modal, dan tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta dipergunakan sebagai proksi tenaga kerja. Ukuran PDB yang dipilih adalah PDB atas dasar harga konstan tahun 2000. Begitu pula, investasi total juga menggunakan tahun dasar 2000. Pertimbangan penulis untuk menggunakan harga konstan adalah untuk menghilangkan efek inflasi pada pendapatan nasional dan investasi. Dengan demikian, kenaikan PDB dan investasi yang terjadi dari tahun ke tahun tidak dibiarkan oleh perubahan harga. Sedangkan, tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta dihitung dari total pekerja di sektor usaha swasta, dan tidak mencakup pegawai negeri. Pertimbangan penggunaan tenaga kerja sektor swasta adalah karena jumlah tenaga kerja di sektor swasta lebih berfluktuasi dibandingkan tenaga kerja di sektor pemerintah. Selain itu, jumlah tenaga kerja di sektor swasta mewakili sebagian besar tenaga kerja yang bekerja. Hanya sekitar lima persen tenaga kerja bekerja di sektor pemerintah, berdasarkan dataset yang diperlihatkan oleh Arlini dan Suatmi (2006).

Referensi yang mendukung penggunaan PDB sebagai proksi terhadap pendapatan atau output agregat, antara lain, adalah Solow (1956), Swan (1956), dan Romer (1986). Sejumlah studi empiris yang menggunakan investasi domestik pada harga konstan sebagai proksi investasi adalah Nehru dan Dhareshwar (1993). Namun demikian, terdapat juga studi empiris yang menggunakan stok modal fisik untuk memproksi investasi, seperti Summers dan Heston (1991), Benhabib dan Spiegel (1994), Jones (1997), dan Suyanto (2004). Jumlah tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta sebagai proksi terhadap jumlah tenaga kerja juga telah didukung oleh studi empiris terdahulu yang disajikan oleh Duffy dan Papageirgiou (2000).

Deskripsi Sampel

Karakteristik sampel untuk masing-masing variabel terpilih diperlihatkan pada Tabel 1. Terlihat bahwa PDB Indonesia untuk periode pengamatan 1976 sampai 2004 memiliki nilai rata-rata (mean) sebesar Rp 993.361,50 milyar, dengan PDB tertinggi sebesar Rp 1.660.579,- pada tahun 2004 dan terendah Rp 405.438,80 milyar pada tahun 1976. Hal ini menunjukkan bahwa PDB Indonesia memiliki kecenderungan untuk meningkat pada

periode pengamatan. Deviasi standar sampel PDB adalah sebesar Rp 397.120,90 milyar, yang berarti bahwa kecenderungan pemencaran PDB Indonesia dari nilai rata-rata adalah \pm Rp 397.120,90 pada periode pengamatan.

Bila di tinjau dari distribusi data, PDB Indonesia pada periode 1976 sampai 2004 memiliki distribusi normal (lihat probabilitas Jarque-Bera yang tidak bisa menolak hipotesis nol berdistribusi normal) dengan sedikit menceng ke kanan (lihat nilai skewness yang positif). Apabila ditinjau dari pencaran data (Gambar 4) terlihat bahwa tidak terdapat outlier pada data. Hal ini lebih disebabkan karena PDB yang dipergunakan adalah PDB konstan, sehingga dampak kenaikan harga dan shock pada periode 1997 dan 1998 (periode krisis ekonomi) tidak banyak mempengaruhi fluktuasi data.

Investasi domestik Indonesia berkisar pada besaran Rp 215.246,40 milyar selama tahun 1976 sampai 2004, dengan nilai investasi terbesar pada tahun 1997 sebesar Rp 431.234,50 milyar dan nilai investasi terkecil pada tahun 1976 sebesar Rp 60.068,20 milyar. Tingginya investasi domestik pada 1997 lebih disebabkan oleh kenaikan investasi pemerintah (naik dari Rp 70.458,40 milyar pada 1996 menjadi Rp 90.763,40 milyar pada 1997 atau sebesar 28,82%) daripada kenaikan investasi swasta yang hanya 4,2% (dari Rp 326.743,60 milyar tahun 1996 menjadi Rp 340.471,10 milyar pada 1997).

Jika dilihat dari distribusi data, investasi domestik Indonesia berdistribusi normal selama periode pengamatan, dengan kecenderungan menceng ke kanan. Dari pergerakan data, terlihat bahwa investasi mengalami penurunan selama periode krisis ekonomi tahun 1998 dan 1999. Penurunan terbesar terjadi pada investasi pemerintah, yang menurun lebih dari 50% (dari Rp 90.763,40 milyar pada 1997 menjadi hanya Rp 48.036,- milyar), sementara investasi swasta mengalami penurunan sebesar 41,67% (Rp 340.471,10 milyar pada 1997 menjadi Rp 240.855,8 milyar pada tahun 1998)

Kontribusi terbesar PDB Indonesia sejak tahun 1976 sampai 2004 adalah berasal dari konsumsi swasta. Sementara peran investasi kurang dari sepertiga dari kontribusi konsumsi swasta sejak tahun 1976. Mulai dari tahun 1983, ketika Pemerintah mulai mengeluarkan kebijakan-kebijakan yang mendukung investasi dan perdagangan bebas, kontribusi investasi terhadap PDB semakin meningkat menjadi lebih dari sepertiga kontribusi konsumsi swasta. Bahkan mulai tahun 1990 kontribusi investasi mencapai hampir setengah kali kontribusi konsumsi swasta. Di tahun 1998, ketika terjadi krisis ekonomi, kontribusi investasi domestik menurun menjadi hanya seperempat kontribusi konsumsi swasta. Pada periode ini, konsumsi swasta dan pemerintah merupakan faktor pendorong pertumbuhan PDB di

Indonesia. Jumlah tenaga kerja sektor swasta selama periode 1970 sampai 2004 rata-rata sebanyak 69,14 juta orang, dengan jumlah tenaga kerja paling rendah terjadi pada tahun 1976 sebanyak 45,27 juta orang dan jumlah tenaga kerja paling tinggi pada 2004 sebanyak 89,52 juta orang. Hal ini memperlihatkan bahwa dari tahun ke tahun jumlah tenaga kerja yang diserap sektor swasta semakin meningkat. Meningkatnya jumlah angkatan kerja Indonesia diikuti dengan meningkatnya penyediaan lapangan kerja. Dari distribusi data, terlihat bahwa sampel jumlah tenaga kerja sektor swasta memiliki distribusi normal dengan kemencengan ke kiri (dilihat dari Skewness yang bernilai negatif).

	PDB (milyar Rp)	K (milyar Rp)	L (juta orang)
Mean	993361.5	215246.4	69.14345
Median	949641.1	226397.2	71.68000
Maximum	1660579.	431234.5	89.52000
Minimum	405438.8	60068.20	45.27000
Std. Dev.	397120.9	104919.4	14.34688
Skewness	0.111310	0.244490	-0.242225
Kurrosis	1.589650	1.991979	1.675278
Jarque-Bera Probability	2.463364 0.291801	1.516709 0.468436	2.404076 0.300581
Observation	29	29	29

Estimasi Model CES yang Dilinearisasi

Untuk mendapatkan model CES yang dilinearisasikan, perlu terlebih dahulu didapatkan model CES non-linear dari model CES pada persamaan (1). Dengan memasukan pertimbangan stokastik dalam permodelan, persamaan (1) dapat dituliskan menjadi:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A_0[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \cdot e^{\xi_t} \quad (10)$$

untuk A_0 adalah nilai permulaan (tahun 1976) untuk variabel teknologi A, dan ξ adalah variabel *disturbance*.

Dengan melakukan logaritma pada persamaan (10) diperoleh persamaan sebagai berikut

$$\log Y_t = \log A_0 + (\nu/\rho) \log[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho] + \xi_t \quad (11)$$

Persamaan (11) ini yang disebut dengan persamaan CES non-linear. Persamaan (11) dapat diestimasi menggunakan NLLS. Namun demikian, untuk menyederhanakan estimasi, persamaan CES non-linear dapat dilinearisasi pada nilai ρ yang mendekati nol ($\rho \rightarrow 0$), sehingga diperoleh persamaan linear CES berikut:

$$\log Y_t = \log A_0 + \nu\delta \log K_t + \nu(1-\delta) \log L_t - (1/2) \nu\rho\delta(1-\delta)[\log K_t - \log L_t]^2 + \xi_t \quad (12)$$

Dengan memasukan asumsi constant return to scale ($\nu=1$) maka diperoleh persamaan berikut

$$\log Y_t = \log A_0 + \delta \log K_t + (1-\delta) \log L_t - (1/2) \rho\delta(1-\delta)[\log K_t - \log L_t]^2 + \xi_t \quad (13)$$

Persamaan (13) dapat dituliskan menjadi fungsi produksi agregat linear per pekerja, dengan cara membagikan persamaan (13) dengan L_t . Sehingga diperoleh persamaan:

$$\log y_t = \log A_0 + \delta \log k_t - (1/2) \rho\delta(1-\delta)[\log k_t]^2 + \xi_t \quad (14)$$

dan jika disederhanakan menjadi:

$$\log y_t = \beta_0 + \beta_1 \log k_t + \beta_2 [\log k_t]^2 + \xi_t \quad (15)$$

atau dapat dituliskan menjadi

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \xi_t \quad (16)$$

untuk β_0 adalah $\log A_0$, β_1 adalah δ , β_2 adalah $-(1/2) \rho\delta(1-\delta)$, k_t adalah $(K/L)_t$, W_t adalah $\log y_t$, X_{1t} adalah $\log k_t$, dan X_2 adalah $[\log k_t]^2$.

Persamaan (15) ini yang kemudian dipergunakan sebagai model estimasi CES linearisasi dalam tulisan ini. Setelah mendapatkan nilai $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ maka nilai A_0, δ, ρ dapat diprediksi dari (Duffy dan Papageorgiou, 2000):

$$\begin{aligned} \rho &= -2\beta_2/(\beta_1(1-\beta_1)) \\ \delta &= \beta_1 \\ A_0 &= e^{\beta_0} \end{aligned}$$

Dari variabel yang tercakup dalam data, yaitu PDB harga konstan (Y_t), investasi domestik konstan (K_t), dan tenaga kerja swasta (L_t), perlu diolah lebih lanjut untuk dapat dipergunakan dalam persamaan (16). Variabel Y_t harus ditransformasikan terlebih dahulu menjadi variabel y_t (yaitu Y_t/L_t) dan kemudian dilogaritmakan sehingga menghasilkan variabel W_t . Begitu pula variabel K_t harus ditransformasikan terlebih dahulu menjadi variabel k_t (yaitu K_t/L_t) dan kemudian dilogaritmakan untuk mendapatkan variabel X_{1t} . Perlu diperhatikan pula bahwa pada persamaan (16) terdapat variabel tambahan berupa X_{2t} yang diperoleh dengan cara melogaritmakan terlebih dahulu variabel k_t , dan kemudian melakukan pengkuadratan. Hasil pengolahan data dengan persamaan (16) adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} W_t &= 1,4718 + 0,9497X_{1t} - 0,0516X_{2t} \\ R^2 &= 0,8987 \end{aligned} \tag{18}$$

maka nilai A_0, δ, ρ dapat diprediksi sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \rho &= 4,35707 \\ \delta &= 0,9497 \\ A_0 &= 2,1604 \end{aligned} \tag{19}$$

Permasalahan yang muncul adalah terjadi multikolinearitas dan autokorelasi pada model di persamaan (18). Multikolinearitas terlihat dari tidak signifikannya t-test tetapi nilai R^2 yang tinggi. Gejala autokorelasi terlihat dari kecilnya nilai DW-test, sementara R^2 tinggi. Sementara itu ρ yang diperoleh juga tidak dapat diandalkan karena terjadinya regresi yang kacau. Dari hasil pengujian serial korelasi Breusch-Godfrey, hasil estimasi persamaan 18 juga menunjukkan adanya autokorelasi (lihat lampiran 1).

Untuk mengatasi kedua permasalahan pelanggaran asumsi klasik ini, penulis memilih untuk mengatasi pelanggaran asumsi tersebut satu persatu. Mula-mula akan diobati dahulu autokorelasi. Metode yang dipergunakan untuk mengobati autokorelasi dalam tulisan ini adalah metode *Generalized Least Squared* (GLS). Dengan menggunakan prosedur iterasi Cochrane-Orcutt untuk mengobati autokorelasi (lihat Gujarati, 2003), hasil pengujian GLS dapat disajikan sebagai berikut

$$\begin{aligned} WGLSt &= 1,361391 - 2,361643 X1GLS - 0,381313 X2GLSt \\ R^2 &= 0,8987 \end{aligned} \tag{20}$$

maka nilai A_0 , δ , ρ dapat diprediksi sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \rho &= 1,361391 \\ \delta &= - 2,381313 \\ A_0 &= 0,52195 \end{aligned} \tag{21}$$

Nilai ρ yang diperoleh pada persamaan (20) lebih mencerminkan bentuk spesifik CES jika dibandingkan dengan persamaan (19). Nilai ρ yang sebesar 0,52195 (atau koefisien elastisitas substitusi s sebesar 2,0918) menunjukkan bahwa hubungan antar input tenaga kerja dan modal memiliki hubungan substitusi tidak sempurna (lihat Gambar 3). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa tenaga kerja dan modal di Indonesia selama periode pengamatan memiliki hubungan substitusi tidak sempurna.

Namun demikian masalah multikolinearitas masih terdapat pada hasil pengujian dengan GLS ini. Hal ini terlihat dari pengujian t-statistik yang tidak signifikan sementara koefisien determinasi bernilai cukup tinggi. Pilihan untuk mengobati multikolinearitas merupakan pilihan yang diputuskan oleh peneliti sendiri karena multikolinearitas hanya masalah data (Gujarati, 2003). Tidak diobatinya multikorelasi tidak membuat estimator menjadi bias. Dalam tulisan ini, penulis mencoba memisahkan variabel X1GLS dan X2GLS dengan memunculkan dua persamaan sebagai berikut:

$$WGLSt = a_0 + a_1X1GLSt + \zeta_t \tag{22}$$

dan

$$WGLSt = \gamma_0 + \gamma_1X2GLSt + \eta_t \tag{23}$$

untuk ζ_t dan η_t adalah *white noise*.

Hasil pengolahan untuk model pada persamaan (22) dan (23) adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}WGLSt &= 0,512919 + 0,356485X1GLSt \\ R2 &= 0,552906\end{aligned}$$

dan

$$\begin{aligned}WGLSt &= 0,6263622 + 0,050272X2GLSt \\ R2 &= 0,559163\end{aligned}$$

Hasil uji t untuk konstanta maupun variabel bebas kedua persamaan tersebut signifikan secara statistik (lihat lampiran 3). Hal ini dikarenakan sudah tidak adanya multikolinearitas karena model hanya berisikan satu variabel independen. Seperti dinyatakan di atas bahwa multikolinearitas lebih merupakan fenomena data. Hasil pengujian pada persamaan 20 dengan menggunakan GLS masih dapat diandalkan karena asumsi unbiased dan efficient masih terpenuhi. Estimator yang dihasilkan dapat disebut estimator yang BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*). Hasil pengujian ini menunjukkan bahwa dengan penerapan model CES pada kasus Indonesia untuk periode 1976 sampai 2004, model spesifik yang bisa mewakili model pertumbuhan ekonomi adalah fungsi produksi substitusi tidak sempurna.

KESIMPULAN

Dengan menggunakan fungsi Constant Elasticity of Substitution (CES), spesifikasi fungsi produksi yang lebih cocok untuk Indonesia adalah fungsi produksi substitusi tidak sempurna. Nilai koefisien ρ sebesar 0,52195, nilai koefisien elastisitas substitusi s terletak antara 0 dan ∞ . Koefisien elastisitas substitusi yang terletak pada nilai ini menunjukkan bahwa elastisitas substitusi antar input dalam model pertumbuhan ekonomi Indonesia untuk periode pengamatan 1976 sampai 2004 memiliki hubungan substitusi tidak sempurna yang dapat diwakili dengan kurva isokuan seperti pada Gambar 3. Penggunaan fungsi produksi Cobb-Douglas sebagai fungsi produksi yang mewakili pertumbuhan ekonomi Indonesia, seperti yang dianjurkan oleh Solow (1956) sejalan dengan penemuan dalam

tulisan ini. Fungsi produksi Cobb-Douglas merupakan bentuk khusus dari fungsi produksi dengan elastisitas substitusi yang bernilai antara 0 dan ∞ .

Penemuan dalam studi empiris ini dapat menjadi dasar bagi penggunaan fungsi produksi Cobb-Douglas dalam studi empiris pertumbuhan ekonomi Indonesia pada periode 1976 sampai 2004. Hal yang belum tercakup dalam tulisan ini, dan mungkin dapat dipertimbangkan sebagai studi lanjutan untuk estimasi fungsi produksi agregat Indonesia adalah belum dilakukannya pengujian fungsi produksi CES dalam bentuk non-linear. Pengujian dengan fungsi nonlinear seperti pada persamaan (11) mungkin menghasilkan kesimpulan yang sama dengan penemuan dalam tulisan ini, atau mungkin memberikan kesimpulan yang berbeda. Dari studi empiris yang pernah dilakukan di negara maju, model CES yang dilinearasi dan model CES non-linear umumnya memberikan kesimpulan yang tidak jauh berbeda tentang elastisitas substitusi antar faktor produksi (lihat misalnya Duffy dan Papageorgiou, 2000).

DAFTAR RUJUKAN

- Adam, Gerald, dan J. Felipe, 2005, "A Theory of production: the estimation of the Cobb-Douglas function: a retrospective view", *Eastern Economic Journal*. Bloomsburg: Summer. Vol. 31, Iss. 3; hal. 427-446
- Arlini, Silvia M. dan Dwi Suatmi, 2006, *Makro Ekonomi Indonesia: Perkembangan Terkini dan Prospek 2007*, Lembaga Penelitian Ekonomi IBII, Jakarta.
- Arrow, K. J., H.B. Chenery, B.S. Minhas, dan R.M. Solow, 1961, "Capital-labor substitution and economic efficiency", *Review of Economics and Statistics* No. 43, hal. 225-250.
- Benhabib, J. dan M.M. Spiegel, 1994, "The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics* No. 34, hal. 143-173.
- Cobb C W and Douglas P H, 1928, "A theory of production", *American Economic Review* No. 18 (Supplement), hal. 139-165.
- Duffy, J. dan C. Papageorgiou, 2000, "A cross-country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification", *Journal of Economic Growth* Vol. 5, No. 1, hal. 87-120.
- Gujarati, Damodar N., 2003, *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill International Edition, Boston.

- Jehle, Geoffrey A. dan Philip J. Reny, 2002, *Advance Microeconomic Theory*, Second Edition, Addison Wesley, Boston.
- Jones, C. I. 1997, "Convergence Revisited", *Journal of Economic Growth* No. 2, hal. 131-153.
- Masanjala, Winford H , Chris Papageorgiou. "The Solow Model With Ces Technology: Nonlinearities and Parameter Heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics*. Chichester: Mar/Apr 2004. Vol. 19, Iss. 2; hal. 171-182
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. 1992, 'A contribution to the empirics of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics*, CVII, hal 407-437.
- Nehru, V. dan Dhareshwar, 1993, "A New Database of Human Capital Stock in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology, and Results", *Journal of Development Economics* No. 46, hal. 379-401.
- Nemoto, Jiro , dan Mika Goto. 2006. "Measurement of technical and allocative efficiencies using a CES cost frontier: a benchmarking study of Japanese transmission-distribution electricity", *Empirical Economics*. Heidelberg: Mar 2006. Vol. 31 (1); hal. 31-44.
- Nishimura, K. , H. Takahashi, dan A. Venditti. 2006. "Endogenous Fluctuations in Two-Sector Models: Role of Preferences", *Journal of Optimization Theory and Applications*. New York: Vol. 128, Iss. 2; hal. 309-326
- Patrick A. Pintus. 2006. "Indeterminacy with almost constant returns to scale: capital-labor substitution matters", *Economic Theory*. Heidelberg: Vol. 28, Iss. 3; p. 633-652
- Romer, P. M., 1986, 'Increasing return and long-run growth', *Journal of Political Economy*, No. 94, hal. 1003-1037.
- Solow, R. M., 1956, 'A contribution to the theory of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 70, hal 65-94.
- Swan, T., 1956, 'Economic growth and capital accumulation', *Economic Record*, 32, hal 334-361.
- Summers, R dan A. Heston, 1991, "The Penn World Tables (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, no. 106, hal. 327-368.
- Suyanto, 2004, "Skala produksi, pertumbuhan pkonomi dan human capital di Indonesia", *Jurnal Sosial dan Humaniora*, vol.01(01), LPPM Universitas Surabaya, Surabaya.
- Tohamy, Soumaya M , J Wilson Mixon Jr., 2004, "Illustrating Consumer Theory with the CES Utility Function", *Journal of Economic Education*. Washington: Summer 2004. Vol. 35, Iss. 3; hal. 251-259

LAMPIRAN I: HASIL REGRESI PERSAMAAN 16

Hasil Pengolahan OLS Persamaan (16)

Dependent Variable: W				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/07 Time: 22:49				
Sample: 1976 2004				
Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.471770	2.694455	0.546222	0.5896
X1	0.949712	1.575296	0.602879	0.5518
X2	-0.051578	0.229947	-0.224305	0.8243
R-squared	0.898727	Mean dependent var	4.129798	
Adjusted R-squared	0.890937	S.D. dependent var	0.095844	
S.E. of regression	0.031652	Akaike info criterion	-3.970313	
Sum squared resid	0.026049	Schwarz criterion	-3.828868	
Log likelihood	60.56953	F-statistic	115.3658	
Durbin-Watson stat	0.388550	Prob(F-statistic)	0.000000	

Matriks Korelasi Parsial

	W	X1	X2
W	1.000000	0.947909	0.947265
X1	0.947909	1.000000	0.999689
X2	0.947265	0.999689	1.000000

Hasil Pengujian Breusch-Godfrey untuk Serial Korelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	20.88236	Probability	0.000006
Obs*R-squared	18.41682	Probability	0.000100

LAMPIRAN II.HASIL PERBAIKAN REGRESI DENGAN GLS

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:13				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.361391	0.691521	1.968690	0.0602
X1GLS	-2.361643	2.212737	-1.067295	0.2960
X2GLS	0.381313	0.310291	1.228888	0.2306
R-squared	0.578375	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.544645	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015282	Akaike info criterion		-5.423307
Sum squared resid	0.005839	Schwarz criterion		-5.280571
Log likelihood	78.92630	F-statistic		17.14718
Durbin-Watson stat	1.340957	Prob(F-statistic)		0.000020

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:16				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.512919	0.039051	13.13472	0.0000
X1GLS	0.356485	0.062868	5.670387	0.0000
R-squared	0.552906	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.535710	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015431	Akaike info criterion		-5.436083
Sum squared resid	0.006191	Schwarz criterion		-5.340926
Log likelihood	78.10517	F-statistic		32.15329
Durbin-Watson stat	1.509956	Prob(F-statistic)		0.000006

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:18				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.623622	0.019391	32.15984	0.0000
X2GLS	0.050272	0.008754	5.742715	0.0000
R-squared	0.559183	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.542208	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015323	Akaike info criterion		-5.450179
Sum squared resid	0.006105	Schwarz criterion		-5.355021
Log likelihood	78.30250	F-statistic		32.97878
Durbin-Watson stat	1.486926	Prob(F-statistic)		0.000005

LEMBAR
HASIL PENILAIAN SEJAWAT SEBIDANG ATAU PEER REVIEW
KARYA ILMIAH : JURNAL ILMIAH

10

Judul Karya Ilmiah(artikel) : Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan Constant Elasticity of Substitution

Jumlah Penulis : 1 Orang

Status Pengusul : Penulis Mandiri

Identitas Jurnal Ilmiah :

- a. Nama Jurnal : Ekonomi dan Bisnis
- b. Nomor ISSN : 1410-9204
- c. Vol, No, Bln, Thn : Vol. 10, Issue 1, November 2009
- d. Penerbit : Program Studi IESP Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya
- e. DOI Artikel(jika ada):
- f. Alamat Web Jurnal : <http://repository.ubaya.ac.id/26081/>
- g. Terindeks di :

Kategori Publikasi Jurnal Ilmiah : Jurnal Ilmiah Internasional / Internasional Bereputasi
 (beri \checkmark pada ketegori yang tepat)

Jurnal Ilmiah Nasional Terakreditasi

Jurnal Ilmiah Nasional / Nasional Terindeks di DOAJ, CABI, COPENICUS

Hasil Penilaian *Peer Review* :

No.	Komponen Yang Dinilai	Nilai Maksimal Jurnal Ilmiah			Nilai Akhir Yang Diperoleh ... (2)
		Internasional <input type="checkbox"/>	Nasional Terakreditasi ... (1) <input checked="" type="checkbox"/>	Nasional <input type="checkbox"/>	
1.	Kelengkapan unsur isi jurnal (10%)	---	2,5	---	2,5
2.	Ruang lingkup dan kedalaman pembahasan (30%)	---	7,5	---	7,0
3.	Kecukupan dan kemutakhiran data/infromasi dan metodologi (30%)	---	7,5	---	7,5
4.	Kelengkapan unsur dan kualitas penerbit (30%)	---	7,5	---	7,5
Total = (100%)		---	25	---	24,5
Nilai Pengusul=					

Catatan Penilaian Artikel oleh Reviewer:

Jurnal terakreditasi dengan SK DIKTI no. 26/DIKTI/Kep/2005. Masa berlaku akreditasi 2005-2009. Telah dilakukan similarity check. Tulisan baik dengan pengembangan model Constant Elasticity Substitution dalam mengestimasi fungsi produksi. Kontribusi utama terlihat pada metode Generalized Least Squared yang dipergunakan dengan iterasi Cochrane-Orcutt dalam fungsi produksi, yang belum banyak dipergunakan pada 2009.

Surabaya, 13 Mei 2016

Reviewer 1



Prof. Dr. R. Wilopo, Ak., CA, CFE

NIP / NPK ... (3) : 36940141

Unit Kerja ... (4) : STIE PERBANAS Surabaya

LEMBAR
HASIL PENILAIAN SEJAWAT SEBIDANG ATAU PEER REVIEW
KARYA ILMIAH : JURNAL ILMIAH

10

Judul Karya Ilmiah(artikel) : Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan Constant Elasticity of Substitution

Jumlah Penulis : 1 Orang

Status Pengusul : Penulis Mandiri

Identitas Jurnal Ilmiah :

- a. Nama Jurnal : Ekonomi dan Bisnis
- b. Nomor ISSN : 1410-9204
- c. Vol, No, Bln, Thn : Vol. 10, Issue 1, November 2009
- d. Penerbit : Program Studi IESP Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya
- e. DOI Artikel(jika ada):
- f. Alamat Web Jurnal : <http://repository.ubaya.ac.id/26081/>
- g. Terindeks di :

Kategori Publikasi Jurnal Ilmiah : Jurnal Ilmiah Internasional / Internasional Bereputasi
 (beri \checkmark pada kategori yang tepat)

Jurnal Ilmiah Nasional Terakreditasi

Jurnal Ilmiah Nasional / Nasional Terindeks di DOAJ, CABI, COPERNICUS

Hasil Penilaian *Peer Review* :

No.	Komponen Yang Dinilai	Nilai Maksimal Jurnal Ilmiah			Nilai Akhir Yang Diperoleh ... (2)
		Internasional <input type="checkbox"/>	Nasional Terakreditasi ... (1) <input checked="" type="checkbox"/>	Nasional <input type="checkbox"/>	
1.	Kelengkapan unsur isi jurnal (10%)	---	2,5	---	2,5
2.	Ruang lingkup dan kedalaman pembahasan (30%)	---	7,5	---	7,0
3.	Kecukupan dan kemutakhiran data/infromasi dan metodologi (30%)	---	7,5	---	7,25
4.	Kelengkapan unsur dan kualitas penerbit (30%)	---	7,5	---	7
Total = (100%)		---	25	---	23,75
Nilai Pengusul=					

Catatan Penilaian Artikel oleh Reviewer:

Hasil cek file, jurnal terakreditasi DIKTI dengan SK no. 26/DIKTI/Kep/2005. Saat tulisan dimuat, jurnal aktif terakreditasi. Terdapat similarity check dengan Turnitin. Originalitas tulisan pada pengembangan Constant Elasticity of Substitution dengan iterasi Cochrane-Orcutt (metode mutakhir). Referensi cukup up-to-date.

Surabaya, 14 Juni 2016

Reviewer 2

Prof. Dr. Munawar Ismail, SE, DEA

NIP / NPK ... (3) : 19570212198401003

Unit Kerja ... (4) : FEB Universitas Brawijaya

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan Constant Elasticity of Substitution

by 8 Suyanto

Submission date: 28-Mar-2018 11:51AM (UTC+0700)

Submission ID: 937421705

File name: Ill.1.C.4.3_asli.doc (183K)

Word count: 3942

Character count: 25467

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Penerapan CES

Suyanto

Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya

Abstract

This study estimates the specification of aggregate production function for Indonesia using the Constant Elasticity of Substitution (CES) production function. The data used in the study is an annual data from 1976 to 2004. By linearized the CES production function, the GLS method of regression (with the Cochrane-Orcutt Iteration Procedure) shows that the elasticity of substitution between labor and capital is 2,0918, which means that the elasticity of substitution between labor and capital is un-perfect substitution. This finding is relevant with the Cobb-Douglas production function as a special case of un-perfect substitution production function.

Keyword: CES production function, elasticity of substitution, Indonesia.

Pendahuluan

Fungsi produksi Cobb-Douglas (1928) merupakan salah satu fungsi produksi yang paling favorit dipergunakan oleh para peneliti, baik untuk riset tingkat mikro-perusahaan maupun untuk riset tingkat makro-agregat. Salah satu alasan tentang favoritisme terhadap fungsi produksi Cobb-Douglas (CD) adalah karena fungsi produksi ini merupakan satu-satunya fungsi produksi yang homogen linear (*linearly homogenous*) dengan konstan elastisitas substitusi (*constant elasticity of substitution*) antar faktor produksi yang konstan sepanjang waktu (Duffy dan Papageorgiou, 2000). Dari pengalaman penulis sebagai dosen pembimbing tugas akhir di Fakultas Ekonomi salah satu perguruan tinggi swasta terkemuka di Surabaya, fenomena yang hampir sama juga ditemui. Para mahasiswa yang menulis tugas akhir tentang fungsi produksi, baik fungsi produksi untuk sebuah perusahaan maupun fungsi produksi agregat, hampir semuanya menggunakan fungsi produksi CD. Mungkin saja alasan seperti tersebut di atas menjadi latar belakang para mahasiswa menggunakan model ini. Alasan lain yang mungkin dimunculkan adalah adanya kemungkinan tidak atau kurang diperkenalkannya fungsi produksi dasar *Constant Elasticity of Substitution* (CES) yang kemudian akan menghasilkan fungsi produksi spesifik Cobb-Douglas, disamping juga adanya fungsi produksi Leontief dan fungsi produksi Linear.

Dalam tulisan ini, penulis bermaksud memunculkan sebuah diskusi tentang keberadaan fungsi produksi selain fungsi produksi CD. Sebenarnya, topik ini bukan merupakan hal baru lagi. Bahkan bagi mahasiswa semester pertama pada fakultas ekonomi, fungsi produksi CES sudah pasti dikenal dan harus dikenal. Topik ini sudah ada sejak tahun 1961 ketika Arrow, Chenery, Minhas, dan Solow (1961) memperkenalkan spesifikasi fungsi produksi CES ini di jurnal *Review of Economics and Statistics*. Bahkan, dengan mengetikkan kata kunci *constant elasticity of substitution* pada *google search engine*, seorang mahasiswa akan mendapatkan sekitar 989.000

topik yang berhubungan dengan CES dalam waktu hanya 0,21 detik. Betapa mudahnya belajar dalam era internet ini. Pada tulisan ini, pembahasan tentang fungsi produksi CES dan fungsi-fungsi spesifik yang dihasilkan, yang mencakup fungsi produksi Cobb-Douglas, fungsi produksi Leontief, dan fungsi produksi Linear, akan dibahas secara garis besar di bagian kedua.

Fokus tulisan ini adalah pada fungsi produksi agregat Indonesia, dalam hubungannya dengan teori pertumbuhan. Fungsi produksi yang dicoba diadaptasi adalah CES dengan versi linear. Dengan memfokuskan pada satu negara, studi empiris ini dapat menunjukkan *country specific case*, yang tidak dijumpai jika menggunakan data *cross-section*.

Banyak tulisan telah dilakukan untuk mengestimasi output agregat dengan menggunakan fungsi produksi CD, baik untuk sebuah negara maupun untuk sekelompok negara. Ide awal dipergunakannya fungsi produksi CD dikemukakan oleh Solow (1956) dan Swan (1956). Setelah kedua tulisan ini, banyak bermunculan studi empiris tentang pertumbuhan ekonomi dengan menggunakan fungsi produksi CD. Mankiw, Romer, dan Weil (1992), sebagai contoh, menggunakan data *cross-section* untuk menjustifikasi fungsi produksi CD berlaku. Hasil estimasi yang berbeda diperlihatkan oleh Gollin (dalam Duffy dan Papageorgiou, 2000) dengan menunjukkan bahwa perekonomian yang berada pada tahap pembangunan yang berbeda akan memiliki koefisien elastisitas tenaga kerja (*labour shares of income*) yang berbeda, dan adalah sulit untuk menjustifikasi bahwa fungsi produksi CD berlaku dengan menggunakan data *cross-section*. Terlepas dari hasil estimasi yang diperoleh apakah mendukung atau tidak mendukung, fungsi produksi CD merupakan fungsi produksi yang banyak dipergunakan.

Model Pertumbuhan dengan Fungsi Produksi CES

Fungsi produksi CES untuk sebuah perekonomian sederhana tanpa ada campurtangan pemerintah dan periode tunggal (analisis statis) dapat dituliskan sebagai berikut (Jehle dan Reny, 2001):

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (1)$$

untuk Y_t adalah tingkat output agregat (PDB), K_t adalah stok modal agregat, L_t adalah jumlah tenaga kerja agregat, A , ρ , dan v adalah parameter dengan syarat $A > 0$, $\delta \in (0, 1)$, $\rho \leq 1$, dan $v > 0$. Dengan asumsi dasar bahwa modal dan tenaga kerja merupakan input yang terpisah dan *constant return to scale* ($v=1$), fungsi produksi spesifik dapat diturunkan dari persamaan fungsi produksi CES pada persamaan (1) di atas.

Pada saat *constant return to scale*, persamaan (1) dapat dituliskan menjadi:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (2)$$

Apabila diasumsikan bahwa proporsi antara modal dan tenaga kerja adalah sebanding ($\delta=1/2$) maka persamaan (2) dapat dituliskan berikut:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{1/\rho} \quad (3)$$

Elastisitas substitusi antara K dan L dapat dihitung dari rumus elastisitas substitusi antar dua input yang bisa diperoleh dari:

$$\sigma = d \ln(L_t/K_t) / d \ln(F_K/F_L) \quad (4)$$

untuk σ adalah *elasticity of substitution*, F_K adalah turunan pertama $F(K_t, L_t)$ terhadap K_t , F_L adalah turunan pertama $F(K_t, L_t)$ terhadap L_t , d adalah *delta*, dan \ln adalah *logaritma natural*.

Proses perhitungan σ untuk persamaan (4) di atas dapat diperlihatkan dengan tahapan berikut. Tahap pertama, ditentukan dulu pembilang persamaan (4) yang dapat dihitung sebagai berikut:

$$\begin{aligned} d \ln(L_t/K_t) &= d [\ln L_t - \ln K_t] \\ &= (1/L_t).dL_t - (1/K_t).dK_t \end{aligned} \quad (5)$$

Kemudian, penyebut persamaan (4) dapat diperoleh sebagai berikut:

$$F_K = (1/\rho).A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{(1/\rho)-1}.\rho 1/2K_t^{(\rho-1)} \quad (6)$$

$$F_L = (1/\rho).A[1/2K_t^\rho + 1/2L_t^\rho]^{(1/\rho)-1}.\rho 1/2L_t^{(\rho-1)} \quad (7)$$

Sehingga akan diperoleh:

$$\begin{aligned} d \ln(F_K/F_L) &= d \ln[K_t^{(\rho-1)} / L_t^{(\rho-1)}] \\ &= d \ln[K_t/L_t]^{(\rho-1)} \\ &= (\rho-1).[d \ln K_t - d \ln L_t] \\ &= (\rho-1).[(1/K_t)dK_t - (1/L_t)dL_t] \end{aligned} \quad (8)$$

Dari persamaan (5) dan persamaan (8) diperoleh:

$$\sigma = 1 / (1-\rho) \quad (9)$$

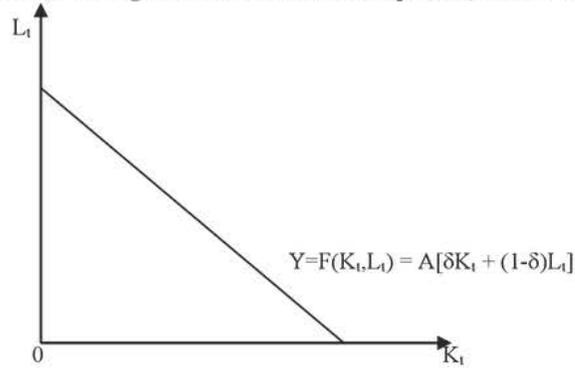
Nilai ρ dan nilai σ yang kemudian akan mempengaruhi bentuk fungsi produksi agregat persamaan (2) di atas. Semakin ρ mendekati nilai satu, semakin $\sigma \rightarrow \infty$

Dari persamaan (2) dan persamaan (9), terdapat tiga model fungsi produksi agregat spesifik yang dapat dimunculkan, yaitu:

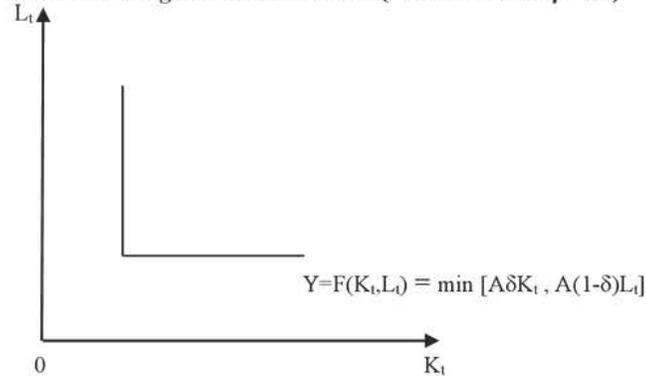
1. pada saat $\sigma \rightarrow \infty$ (atau $\rho=1$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi linear (substitusi sempurna antar faktor produksi), seperti pada Gambar 1. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = F(K_t, L_t) = A[\delta K_t + (1-\delta)L_t]$.
2. pada saat $\sigma=0$ (atau $\rho \rightarrow -\infty$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi Leontief (komplementer sempurna antar faktor), seperti pada Gambar 2. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = F(K_t, L_t) = \min [A\delta K_t, A(1-\delta)L_t]$.

3. pada saat $0 < \sigma < \infty$ (atau $-\infty < \rho < 1$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi substitusi tidak sempurna seperti pada Gambar 3. Pada kasus khusus ketika $\sigma \rightarrow 1$ (atau $\rho \rightarrow 0$) maka fungsi produksi CES akan terspesifikasi menjadi fungsi produksi Cobb-Douglas. Fungsi CES persamaan (2) akan menjadi $Y_t = A[L_t^\delta \cdot K_t^{(1-\delta)}]$.¹

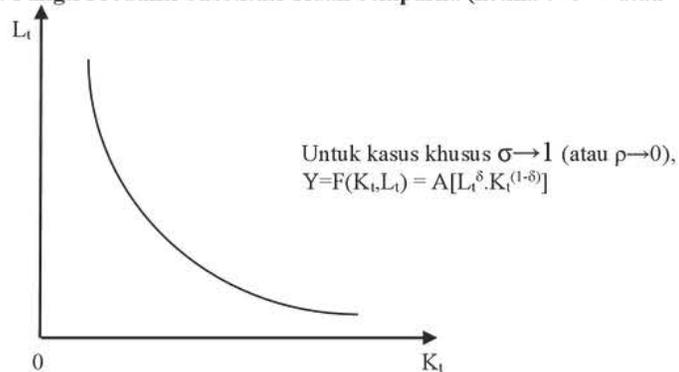
Gambar 1 Fungsi Produksi Sustitusi Sempurna (ketika $\sigma \rightarrow \infty$ atau $\rho = 1$)



Gambar 2. Fungsi Produksi Leontief (ketika $\sigma = 0$ atau $\rho \rightarrow -\infty$)



Gambar 3. Fungsi Produksi Substitusi Tidak Sempurna (ketika $0 < \sigma < \infty$ atau $-\infty < \rho < 1$)



¹ Untuk penjelasan penurunan bentuk fungsi produksi linear Cobb-Douglas dari fungsi produksi CES umum, dapat dilihat di Jehle dan Reny (2001, hal. 122-123).

Estimasi Data dengan CES yang Dilinearisasi

Estimasi fungsi produksi CES pada studi ini menggunakan periode pengamatan dari tahun 1976 sampai tahun 2004. Pada tulisan ini digunakan model CES yang dilinearisasi dari model non-linear. Tujuan linearisasi CES adalah untuk mempermudah pengestimasi menggunakan regresi linear OLS (*Ordinary Least Squared*). Untuk model non-linear tentu saja harus menggunakan metode NLLS (*Non-linear Least Squared*). Model linear merupakan penyederhanaan model non-linear dengan mengambil kasus ketika $\rho \rightarrow 0$, yaitu ketika hubungan antar input merupakan substitusi tidak sempurna.

a. Data yang Dipergunakan

Data diambil dari dataset yang dipublikasikan oleh Arlini dan Suatmi (2006). Data yang dipergunakan meliputi data pendapatan agregat, modal, dan tenaga kerja Indonesia. Pendapatan Domestik Bruto (PDB) dipergunakan sebagai proksi pendapatan agregat, investasi domestik (baik swasta maupun pemerintah) dipergunakan sebagai proksi terhadap modal, dan tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta dipergunakan sebagai proksi tenaga kerja. Ukuran PDB yang dipilih adalah PDB atas dasar harga konstan tahun 2000. Begitu pula, investasi total juga menggunakan tahun dasar 2000. Pertimbangan penulis untuk menggunakan harga konstan adalah untuk menghilangkan efek inflasi pada pendapatan nasional dan investasi. Dengan demikian, kenaikan PDB dan investasi yang terjadi dari tahun ke tahun tidak dibiaskan oleh perubahan harga. Sedangkan, tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta dihitung dari total pekerja di sektor usaha swasta, dan tidak mencakup pegawai negeri. Pertimbangan penggunaan tenaga kerja sektor swasta adalah karena jumlah tenaga kerja di sektor swasta lebih berfluktuasi dibandingkan tenaga kerja di sektor pemerintah. Selain itu, jumlah tenaga kerja di sektor swasta mewakili sebagian besar tenaga kerja yang bekerja. Hanya sekitar lima persen tenaga kerja bekerja di sektor pemerintah, berdasarkan dataset yang diperlihatkan oleh Arlini dan Suatmi (2006).

Referensi yang mendukung penggunaan PDB sebagai proksi terhadap pendapatan atau output agregat, antara lain, adalah Solow (1956), Swan (1956), dan Romer (1986). Sejumlah studi empiris yang menggunakan investasi domestik pada harga konstan sebagai proksi investasi adalah Nehru dan Dhareshwar (1993). Namun demikian, terdapat juga studi empiris yang menggunakan stok modal fisik untuk memproksi investasi, seperti Summers dan Heston (1991), Benhabib dan Spiegel (1994), Jones (1997), dan Suyanto (2004). Jumlah tenaga kerja yang bekerja di sektor swasta sebagai proksi terhadap jumlah tenaga kerja juga telah didukung oleh studi empiris terdahulu yang disajikan oleh Duffy dan Papageirgiou (2000).

b. Deskripsi Sampel

Karakteristik sampel untuk masing-masing variabel terpilih diperlihatkan pada Tabel 1. Terlihat bahwa PDB Indonesia untuk periode pengamatan 1976 sampai 2004 memiliki nilai rata-rata (*mean*) sebesar Rp 993.361,50 milyar, dengan PDB tertinggi sebesar Rp 1.660.579,- pada tahun 2004 dan terendah Rp 405.438,80 milyar pada tahun 1976. Hal ini menunjukkan bahwa PDB Indonesia memiliki kecenderungan untuk meningkat pada periode pengamatan. Deviasi standar sampel PDB adalah sebesar Rp 397.120,90 milyar, yang berarti bahwa kecenderungan pemencaran PDB Indonesia dari nilai rata-rata adalah \pm Rp 397.120,90 pada periode pengamatan.

Bila di tinjau dari distribusi data, PDB Indonesia pada periode 1976 sampai 2004 memiliki distribusi normal (lihat probabilitas Jarque-Bera yang tidak bisa menolak hipotesis nol berdistribusi normal) dengan sedikit menceng ke kanan (lihat nilai skewness yang positif). Apabila ditinjau dari pencaran data (Gambar 4) terlihat bahwa tidak terdapat *outlier* pada data. Hal ini lebih disebabkan karena PDB yang dipergunakan adalah PDB konstan, sehingga dampak kenaikan harga dan *shock* pada periode 1997 dan 1998 (periode krisis ekonomi) tidak banyak mempengaruhi fluktuasi data.

Investasi domestik Indonesia berkisar pada besaran Rp 215.246,40 milyar selama tahun 1976 sampai 2004, dengan nilai investasi terbesar pada tahun 1997 sebesar Rp 431.234,50 milyar dan nilai investasi terkecil pada tahun 1976 sebesar Rp 60.068,20 milyar. Tingginya investasi domestik pada 1997 lebih disebabkan oleh kenaikan investasi pemerintah (naik dari Rp 70.458,40 milyar pada 1996 menjadi Rp 90.763,40 milyar pada 1997 atau sebesar 28,82%) daripada kenaikan investasi swasta yang hanya 4,2% (dari Rp 326.743,60 milyar tahun 1996 menjadi Rp 340.471,10 milyar pada 1997).

Jika dilihat dari distribusi data, investasi domestik Indonesia berdistribusi normal selama periode pengamatan, dengan kecenderungan menceng ke kanan. Dari pergerakan data, terlihat bahwa investasi mengalami penurunan selama periode krisis ekonomi tahun 1998 dan 1999. Penurunan terbesar terjadi pada investasi pemerintah, yang menurun lebih dari 50% (dari Rp 90.763,40 milyar pada 1997 menjadi hanya Rp 48.036,- milyar), sementara investasi swasta mengalami penurunan sebesar 41,67% (Rp 340.471,10 milyar pada 1997 menjadi Rp 240.855,8 milyar pada tahun 1998)

Kontribusi terbesar PDB Indonesia sejak tahun 1976 sampai 2004 adalah berasal dari konsumsi swasta. Sementara peran investasi kurang dari sepertiga dari kontribusi konsumsi

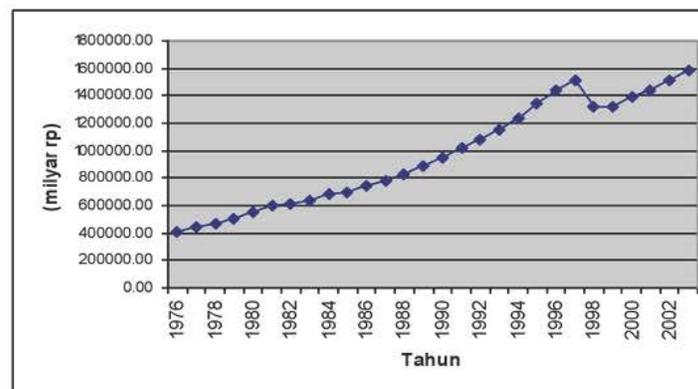
swasta sejak tahun 1976. Mulai dari tahun 1983, ketika Pemerintah mulai mengeluarkan kebijakan-kebijakan yang mendukung investasi dan perdagangan bebas, kontribusi investasi terhadap PDB semakin meningkat menjadi lebih dari sepertiga kontribusi konsumsi swasta. Bahkan mulai tahun 1990 kontribusi investasi mencapai hampir setengah kali kontribusi konsumsi swasta. Di tahun 1998, ketika terjadi krisis ekonomi, kontribusi investasi domestik menurun menjadi hanya seperempat kontribusi konsumsi swasta. Pada periode ini, konsumsi swasta dan pemerintah merupakan faktor pendorong pertumbuhan PDB di Indonesia.

Tabel 1. Statistik Deskriptif Variabel

	PDB (milyar Rp)	K (milyar Rp)	L (juta orang)
Mean	993361.5	215246.4	69.14345
Median	949641.1	226397.2	71.68000
Maximum	1660579.	431234.5	89.52000
Minimum	405438.8	60068.20	45.27000
Std. Dev.	397120.9	104919.4	14.34688
Skewness	0.111310	0.244490	-0.242225
Kurtosis	1.589650	1.991979	1.675278
Jarque-Bera Probability	2.463364 0.291801	1.516709 0.468436	2.404076 0.300581
Observation	29	29	29

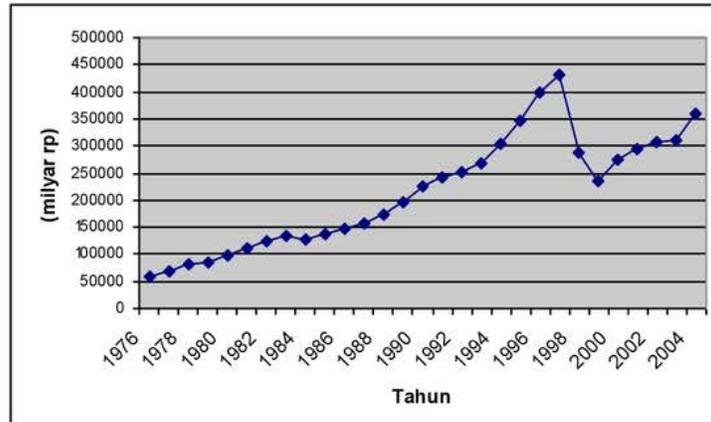
Jumlah tenaga kerja sektor swasta selama periode 1970 sampai 2004 rata-rata sebanyak 69,14 juta orang, dengan jumlah tenaga kerja paling rendah terjadi pada tahun 1976 sebanyak 45,27 juta orang dan jumlah tenaga kerja paling tinggi pada 2004 sebanyak 89,52 juta orang. Hal ini memperlihatkan bahwa dari tahun ke tahun jumlah tenaga kerja yang diserap sektor swasta semakin meningkat (lihat Gambar 6). Meningkatnya jumlah angkatan kerja Indonesia diikuti dengan meningkatnya penyediaan lapangan kerja. Dari distribusi data, terlihat bahwa sampel jumlah tenaga kerja sektor swasta memiliki distribusi normal dengan kemencengan ke kiri (dilihat dari Skewness yang bernilai negatif).

Gambar 4. Pergerakan PDB dari 1976 sampai 2004 (tahun dasar 2000)



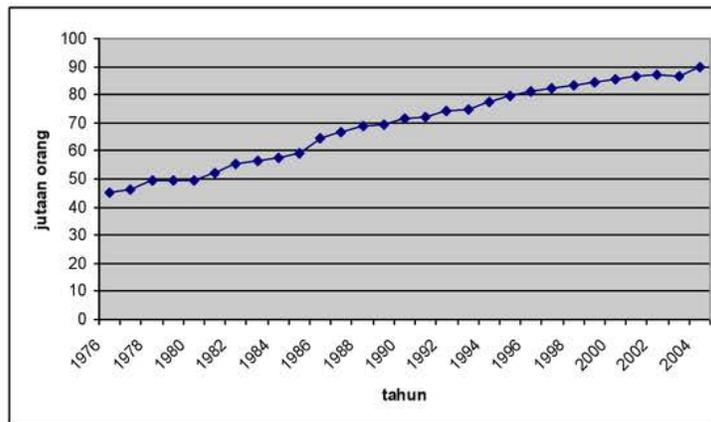
Sumber: Dataset Arlini dan Suatmi (2006), diolah.

Gambar 5. Pergerakan Investasi Domestik Indonesia 1976-2004 (tahun dasar 2000)



Sumber: Dataset Arlini dan Suatmi (2006), diolah.

Gambar 6. Perkembangan Jumlah Tenaga Kerja Sektor Swasta Indonesia 1976-2004 (jutaan orang)



Sumber: Dataset Arlini dan Suatmi (2006), diolah

c. Estimasi Model CES yang Dilinearisasi

Untuk mendapatkan model CES yang dilinearisasikan, perlu terlebih dahulu didapatkan model CES non-linear dari model CES pada persamaan (1). Dengan memasukan pertimbangan stokastik dalam permodelan, persamaan (1) dapat dituliskan menjadi:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A_0[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho]^{1/\rho} \cdot e^{\xi t} \quad (10)$$

untuk A_0 adalah nilai permulaan (tahun 1976) untuk variabel teknologi A , dan ξ adalah variabel disturbance.

Dengan melakukan logaritma pada persamaan (10) diperoleh persamaan sebagai berikut²:

$$\log Y_t = \log A_0 + (v/\rho) \log[\delta K_t^\rho + (1-\delta)L_t^\rho] + \xi_t \quad (11)$$

Persamaan (11) ini yang disebut dengan persamaan CES non-linear. Persamaan (11) dapat diestimasi menggunakan NLLS.

Namun demikian, untuk menyederhanakan estimasi, persamaan CES non-linear dapat dilinearisasi pada nilai ρ yang mendekati nol ($\rho \rightarrow 0$). Sehingga diperoleh persamaan linear CES berikut:

$$\log Y_t = \log A_0 + v\delta \log K_t + v(1-\delta)\log L_t - (1/2)v\rho\delta(1-\delta)[\log K_t - \log L_t]^2 + \xi_t \quad (12)$$

Dengan memasukan asumsi *constant return to scale* ($v=1$) maka diperoleh persamaan berikut:

$$\log Y_t = \log A_0 + \delta \log K_t + (1-\delta)\log L_t - (1/2)\rho\delta(1-\delta)[\log K_t - \log L_t]^2 + \xi_t \quad (13)$$

Persamaan (13) dapat dituliskan menjadi fungsi produksi agregat linear per pekerja, dengan cara membagikan persamaan (13) dengan L_t . Sehingga diperoleh persamaan:

$$\log y_t = \log A_0 + \delta \log k_t - (1/2)\rho\delta(1-\delta)[\log k_t]^2 + \xi_t \quad (14)$$

dan jika disederhanakan menjadi:

$$\log y_t = \beta_0 + \beta_1 \log k_t + \beta_2 [\log k_t]^2 + \xi_t \quad (15)$$

atau dapat dituliskan menjadi:

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \xi_t \quad (16)$$

untuk β_0 adalah $\log A_0$, β_1 adalah δ , β_2 adalah $-(1/2)\rho\delta(1-\delta)$, k_t adalah (K_t/L_t) , W_t adalah $\log y_t$, X_{1t} adalah $\log k_t$, dan X_{2t} adalah $[\log k_t]^2$.

Persamaan (15) ini yang kemudian dipergunakan sebagai model estimasi CES linearisasi dalam tulisan ini. Setelah mendapatkan nilai β_0 , β_1 , dan β_2 maka nilai A_0 , δ , ρ dapat diprediksi dari (Duffy dan Papageorgiou, 2000):

$$\begin{aligned} \rho &= -2\beta_2/(\beta_1(1-\beta_1)) \\ \delta &= \beta_1 \\ A_0 &= e^{\beta_0} \end{aligned} \quad (17)$$

Perhatikan bahwa dari variabel yang tercakup dalam data, yang meliputi PDB harga konstan (Y_t), investasi domestik konstan (K_t), dan tenaga kerja swasta (L_t), perlu diolah lebih lanjut untuk dapat dipergunakan dalam persamaan (16). Variabel Y_t harus ditransformasikan terlebih dahulu menjadi variabel y_t (yaitu Y_t/L_t) dan kemudian dilogaritmakan sehingga menghasilkan variabel W_t . Begitu pula variabel K_t harus ditransformasikan terlebih dahulu menjadi variabel k_t (yaitu K_t/L_t) dan kemudian dilogaritmakan untuk mendapatkan variabel X_{1t} .

² Penurunan fungsi produksi agregat linear ini mengikuti prosedur pada Duffy dan Papageorgiou (2000).

Perlu diperhatikan pula bahwa pada persamaan (16) terdapat variabel tambahan berupa X_{2t} yang diperoleh dengan cara melogaritmakan terlebih dahulu variabel k_t , dan kemudian melakukan pengkuadratan.

Hasil pengolahan data dengan persamaan (16) dapat dilihat pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Pengolahan OLS Persamaan (16)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.471770	2.694455	0.546222	0.5896
X1	0.949712	1.575296	0.602879	0.5518
X2	-0.051578	0.229947	-0.224305	0.8243
R-squared	0.898727	Mean dependent var	4.129798	
Adjusted R-squared	0.890937	S.D. dependent var	0.095844	
S.E. of regression	0.031652	Akaike info criterion	-3.970313	
Sum squared resid	0.026049	Schwarz criterion	-3.828868	
Log likelihood	60.56953	F-statistic	115.3658	
Durbin-Watson stat	0.388550	Prob(F-statistic)	0.000000	

Sehingga persamaan (16) dapat dituliskan menjadi persamaan berikut:

$$W_t = 1,4718 + 0,9497X_{1t} - 0,0516X_{2t} \quad (18)$$

Dengan menggunakan persamaan (17), diperoleh nilai A_0 , δ , dan ρ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} A_0 &= 4,35707 \\ \delta &= 0,9497 \\ \rho &= 2,1604 \end{aligned} \quad (19)$$

Permasalahan yang muncul adalah terjadi multikolinearitas dan autokorelasi pada model di persamaan (18). Multikolinearitas terlihat dari tidak signifikannya t-test tetapi nilai R^2 yang tinggi. Gejala autokorelasi terlihat dari kecilnya nilai $DW-test$, sementara R^2 tinggi. Perhatikan juga bahwa ρ yang diperoleh juga tidak dapat diandalkan karena terjadinya regresi yang sembrawat.

Untuk menguji lebih lanjut apakah memang terdapat permasalahan multikolinearitas yang serius, dapat diuji dengan uji korelasi parsial. Berikut adalah matrik korelasi parsial untuk ketiga variabel dalam model.

Tabel 3. Matriks Korelasi Parsial

	W	X1	X2
W	1.000000	0.947909	0.947265
X1	0.947909	1.000000	0.999689
X2	0.947265	0.999689	1.000000

Terlihat bahwa korelasi antar variabel independen (X1 dan X2) memiliki koefisien korelasi yang lebih tinggi daripada koefisien korelasi variabel dependen (W) terhadap variabel-variabel independent. Indikasi ini menunjukkan bahwa multikolinearitas ini merupakan masalah (lihat Gujarati, 2003).

Untuk menguji lebih lanjut tentang kemungkinan autokorelasi pada model. Berikut ini (Tabel 4) adalah hasil pengujian Breusch-Godfrey LM test untuk menguji serial korelasi.

Tabel 4. Hasil Pengujian Breusch-Godfrey untuk Serial Korelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	20.88236	Probability	0.000006
Obs*R-squared	18.41682	Probability	0.000100

Dari F-statistik pada Tabel 4 terlihat bahwa hipotesis nol tidak ada autokorelasi ditolak pada $\alpha=1\%$. Ini menunjukkan adanya autokorelasi dalam model.

Untuk mengatasi kedua permasalahan pelanggaran asumsi klasik ini, penulis memilih untuk mengatasi pelanggaran asumsi tersebut satu persatu. Mula-mula akan diobati dahulu autokorelasi. Metode yang dipergunakan untuk mengobati autokorelasi dalam tulisan ini adalah metode *Generalized Least Squared* (GLS). Dengan menggunakan prosedur iterasi Cochrane-Orcutt untuk mengobati autokorelasi (lihat Gujarati, 2003), hasil pengujian GLS dapat disajikan sebagai berikut:

Tabel 5. Hasil Pengujian GLS dengan Prosedur Iterasi Cochrane-Orcutt

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:13				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.361391	0.691521	1.968690	0.0602
X1GLS	-2.361643	2.212737	-1.067295	0.2960
X2GLS	0.381313	0.310291	1.228888	0.2306
R-squared	0.578375	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.544645	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015282	Akaike info criterion		-5.423307
Sum squared resid	0.005839	Schwarz criterion		-5.280571
Log likelihood	78.92630	F-statistic		17.14718
Durbin-Watson stat	1.340957	Prob(F-statistic)		0.000020

Dengan menggunakan persamaan (17), diperoleh nilai A_0 , δ , dan ρ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} A_0 &= 1,361391 \\ \delta &= -2,381313 \\ \rho &= 0,52195 \end{aligned} \tag{20}$$

Nilai ρ yang diperoleh pada persamaan (20) lebih mencerminkan bentuk spesifik CES jika dibandingkan dengan persamaan (19). Nilai ρ yang sebesar 0,52195 (atau koefisien elastisitas substitusi σ sebesar 2,0918) menunjukkan bahwa hubungan antar input tenaga kerja dan modal memiliki hubungan substitusi tidak sempurna (lihat Gambar 3). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa tenaga kerja dan modal di Indonesia selama periode pengamatan memiliki hubungan substitusi tidak sempurna.

Namun demikian masalah multikolinearitas masih terdapat pada hasil pengujian dengan GLS ini. Hal ini terlihat dari pengujian t-statistik yang tidak signifikan sementara koefisien determinasi bernilai cukup tinggi. Pilihan untuk mengobati multikolinearitas merupakan pilihan yang diputuskan oleh peneliti sendiri karena multikolinearitas hanya masalah data (Gujarati, 2003). Tidak diobatinya multikorelasi tidak membuat estimator menjadi bias. Dalam tulisan ini, penulis mencoba memisahkan variabel X1GLS dan X2GLS dengan memunculkan dua persamaan sebagai berikut:

$$WGLSt = \alpha_0 + \alpha_1 X1GLSt + \zeta t \tag{21}$$

dan

$$WGLSt = \gamma_0 + \gamma_1 X2GLSt + \eta t \tag{22}$$

untuk ζt dan ηt adalah white noise.

Hasil pengolahan untuk model pada persamaan (21) dan (22) adalah sebagai berikut:

Tabel 6. Hasil Pengujian Persaman (21)

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:16				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.512919	0.039051	13.13472	0.0000
X1GLS	0.356485	0.062868	5.670387	0.0000
R-squared	0.552906	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.535710	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015431	Akaike info criterion		-5.436083
Sum squared resid	0.006191	Schwarz criterion		-5.340926
Log likelihood	78.10517	F-statistic		32.15329
Durbin-Watson stat	1.509956	Prob(F-statistic)		0.000006

Tabel 7. Hasil Pengujian Persamaan (22)

Dependent Variable: WGLS				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/07 Time: 13:18				
Sample(adjusted): 1977 2004				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.623622	0.019391	32.15984	0.0000
X2GLS	0.050272	0.008754	5.742715	0.0000
R-squared	0.559163	Mean dependent var		0.733732
Adjusted R-squared	0.542208	S.D. dependent var		0.022647
S.E. of regression	0.015323	Akaike info criterion		-5.450179
Sum squared resid	0.006105	Schwarz criterion		-5.355021
Log likelihood	78.30250	F-statistic		32.97878
Durbin-Watson stat	1.486926	Prob(F-statistic)		0.000005

Dari Tabel 6 dan 7 memperlihatkan hasil uji t yang signifikan. Hal ini dikarenakan sudah tidak adanya multikolinearitas karena model hanya berisikan satu variabel independent.

Seperti dinyatakan di atas bahwa multikolinearitas lebih merupakan fenomena data. Hasil pengujian dengan menggunakan GLS pada Tabel 5 masih dapat diandalkan karena asumsi unbiased dan efficient masih terpenuhi. Estimator yang dihasilkan dapat disebut estimator yang BLUE.

Hasil pengujian ini menunjukkan bahwa dengan penerapan model CES pada kasus Indonesia untuk periode 1976 sampai 2004, model spesifik yang bisa mewakili model pertumbuhan ekonomi adalah fungsi produksi substitusi tidak sempurna.

Kesimpulan

Dengan menggunakan fungsi *Constant Elasticity of Substitution* (CES), spesifikasi fungsi produksi yang lebih cocok untuk Indonesia adalah fungsi produksi substitusi tidak sempurna. Nilai koefisien ρ sebesar 0,52195, nilai koefisien elastisitas substitusi σ terletak antara 0 dan ∞ . Koefisien elastisitas substitusi yang terletak pada nilai ini menunjukkan bahwa elastisitas substitusi antar input dalam model pertumbuhan ekonomi Indonesia untuk periode pengamatan 1976 sampai 2004 memiliki hubungan substitusi tidak sempurna yang dapat diwakili dengan kurva isokuan seperti pada Gambar 3. Penggunaan fungsi produksi Cobb-Douglas sebagai fungsi produksi yang mewakili pertumbuhan ekonomi Indonesia, seperti yang dianjurkan oleh Solow (1956) sejalan dengan penemuan dalam tulisan ini. Fungsi produksi Cobb-Douglas merupakan bentuk khusus dari fungsi produksi dengan elastisitas substitusi yang bernilai antara 0 dan ∞ .

Penemuan dalam studi empiris ini dapat menjadi dasar bagi penggunaan fungsi produksi Cobb-Douglas dalam studi empiris pertumbuhan ekonomi Indonesia pada periode 1976 sampai 2004. Hal yang belum tercakup dalam tulisan ini, dan mungkin dapat dipertimbangkan sebagai studi lanjutan untuk estimasi fungsi produksi agregat Indonesia adalah belum dilakukannya pengujian fungsi produksi CES dalam bentuk non-linear. Pengujian dengan fungsi nonlinear seperti pada persamaan (11) mungkin menghasilkan kesimpulan yang sama dengan penemuan dalam tulisan ini, atau mungkin memberikan kesimpulan yang berbeda. Dari studi empiris yang pernah dilakukan di negara maju, model CES yang dilinearasi dan model CES non-linear umumnya memberikan kesimpulan yang tidak jauh berbeda tentang elastisitas substitusi antar faktor produksi (lihat misalnya Duffy dan Papageorgiou, 2000).

Daftar Pustaka

- Arlini, Silvia M. dan Dwi Suatmi (2006), *Makro Ekonomi Indonesia: Perkembangan Terkini dan Prospek 2007*, Lembaga Penelitian Ekonomi IBII, Jakarta.
- Arrow, K. J., H.B. Chenery, B.S. Minhas, dan R.M. Solow (1961), "Capital-labor substitution and economic efficiency", *Review of Economics and Statistics* No. 43, hal. 225-250.
- Benhabib, J. dan M.M. Spiegel (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics* No. 34, hal. 143-173.
- Cobb C W and Douglas P H (1928) "A Theory of Production", *American Economic Review* No. 18 (Supplement), hal. 139-165.
- Duffy, J. dan C. Papageorgiou (2000), "A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification", *Journal of Economic Growth* Vol. 5, No. 1, hal. 87-120.
- Gujarati, Damodar N. (2003), *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw-Hill International Edition, Boston.
- Jehle, Geoffrey A. dan Philip J. Reny (2002), *Advance Microeconomic Theory*, Second Edition, Addison Wesley, Boston.
- Jones, C. I. (1997), "Convergence Revisited", *Journal of Economic Growth* No. 2, hal. 131-153.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics*, CVII, 407-437.
- Nehru, V. dan Dhareshwar (1993), "A New Database of Human Capital Stock in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology, and Results", *Journal of Development Economics* No. 46, hal. 379-401.
- Romer, P. M. (1986), 'Increasing return and long-run growth', *Journal of Political Economy*, No. 94, hal. 1003-1037.
- Solow, R. M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics*, LXX, 65-94.
- Swan, T. (1956), 'Economic growth and capital accumulation', *Economic Record*, 32, 334-361.
- Summers, R dan A. Heston (1991), "The Penn World Tables (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, no. 106, hal. 327-368.
- Suyanto (2004), "Skala Produksi, Pertumbuhan Ekonomi dan Human Capital di Indonesia", *Jurnal Sosial dan Humaniora*, vol.01 no. 01, LPPM Universitas Surabaya, Surabaya.

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan Constant Elasticity of Substitution

GRADEMARK REPORT

FINAL GRADE

/100

GENERAL COMMENTS

Instructor

PAGE 1

PAGE 2

PAGE 3

PAGE 4

PAGE 5

PAGE 6

PAGE 7

PAGE 8

PAGE 9

PAGE 10

PAGE 11

PAGE 12

PAGE 13

PAGE 14

PAGE 15

Estimasi Fungsi Produksi Agregat Indonesia: Pendekatan Constant Elasticity of Substitution

ORIGINALITY REPORT

15%

SIMILARITY INDEX

14%

INTERNET SOURCES

11%

PUBLICATIONS

10%

STUDENT PAPERS

PRIMARY SOURCES

1	fr.slideshare.net Internet Source	3%
2	www.sagarpa.gob.mx Internet Source	2%
3	issuu.com Internet Source	1%
4	www.aueb.gr Internet Source	1%
5	www.iips.org Internet Source	1%
6	www.malopolska.pl Internet Source	1%
7	Submitted to University of Greenwich Student Paper	1%
8	hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp Internet Source	1%
9	www2.ier.hit-u.ac.jp	

Internet Source

1%

10

www.chrispagegeorgiou.com

Internet Source

1%

11

Submitted to University of Essex

Student Paper

<1%

12

www.1bilgi.com

Internet Source

<1%

13

riahamid92.blogspot.com

Internet Source

<1%

14

Shuhua Mao, Mingyun Gao, Min Zhu. "The impact of R&D on GDP study based on grey delay Lotka-Volterra model", Grey Systems: Theory and Application, 2015

Publication

<1%

15

ira.le.ac.uk

Internet Source

<1%

16

eprints.undip.ac.id

Internet Source

<1%

17

Vijay Gurbaxani. "The Production of Information Services: A Firm-Level Analysis of Information Systems Budgets", Information Systems Research, 06/2000

Publication

<1%

publikasiilmiah.ums.ac.id

18

Internet Source

<1%

19

lib.dr.iastate.edu

Internet Source

<1%

20

www.slideshare.net

Internet Source

<1%

21

www.pitt.edu

Internet Source

<1%

22

Gunnar Fløystad. "Factor price equalization in theory and practice", Weltwirtschaftliches Archiv, 12/1973

Publication

<1%

23

www.ecb.eu

Internet Source

<1%

24

eys.pamukkale.edu.tr

Internet Source

<1%

25

id.scribd.com

Internet Source

<1%

26

ir.lib.uth.gr

Internet Source

<1%

27

eprints.uns.ac.id

Internet Source

<1%

28

Juselius, M.. "Long-run relationships between labor and capital: Indirect evidence on the

<1%

elasticity of substitution", Journal of
Macroeconomics, 200806

Publication

29

Maiju Johanna Perälä. "Increasing returns in
the aggregate: fact or fiction?", Journal of
Economic Studies, 2008

Publication

<1%

30

Kneller, R.. "The specification of the aggregate
production function in the presence of
inefficiency", Economics Letters, 200311

Publication

<1%

Exclude quotes Off

Exclude matches Off

Exclude bibliography Off