

## DETERMINAN PERTUMBUHAN EKONOMI REGIONAL: STUDI EMPIRIS ANTAR PROPINSI DI INDONESIA

Oleh : Yusuf Wibisono, S.E.

*Di atas segala lapangan tanah air, aku hidup, aku gembira ...  
Dimana kakiku menginjak bumi Indonesia, di sanalah tumbuh bibit  
cita-cita yang kusimpan dalam dadaku !*

--- Mohammad Hatta, 1934

*Walaupun terdapat disparitas pendapatan antar-daerah yang tak  
kunjung hilang di Indonesia, tetapi terdapat beberapa tanda yang  
jelas bahwa negara kita makin menjadi kesatuan yang utuh.*

--- Iwan Jaya Azis, 1992

### A. Pendahuluan

Dalam studi di banyak negara, dimensi regional dari pembangunan ekonomi mendapat perhatian yang serius. Hal ini umumnya berkaitan dengan masalah *regional equality* dan *spatial distribution of resources*.

Di Indonesia, sebagaimana di negara besar dunia ke-3 lainnya, daerah selalu mendapat perhatian khusus. Tak ada negara yang memiliki keragaman seperti Indonesia dalam ekologi, demografi, ekonomi, etnis, dan budaya. Begitu pula dalam aspek wilayah, tak ada negara yang menyamai Indonesia dalam hal keunikan geografi yang menempatkan Indonesia sebagai negara kepulauan terbesar di dunia. Persatuan nasional telah menjadi komponen utama negara sejak negara ini merintis kemerdekaannya. Demikian pentingnya hal ini sampai jargon persatuan nasional telah menjadi sesuatu yang klasik di Indonesia. Semua rezim yang berkuasa selalu menempatkan masalah persatuan nasional ini sebagai prioritas tertinggi.

Berkebalikan dengan rezim Soekarno, pembangunan regional telah menjadi salah satu cerita sukses dari rezim orde baru. Dengan dibiayai *oil bonanza* dan *capital inflow* yang deras, telah terjadi investasi dalam jumlah besar pada transportasi, komunikasi, dan infrastruktur lainnya. Walau demikian disparitas pendapatan regional tetap eksis, bahkan semakin mengental.

Di tahun 1993, Jawa mendominasi GDP nasional sebesar 59 % diikuti oleh Sumatra 23 %. Sementara itu sektor industri modern dan infrastruktur sangat terkonsentrasi pada 3 daerah industri metropolitan di Jawa. Sektor manufaktur Jawa barat (Bandung),

Jakarta, dan Jawa Timur (Surabaya) memproduksi sekitar 60% dari GDP manufaktur nasional, di luar migas<sup>1</sup>.

Lebih jauh lagi, disparitas regional terjadi pula dalam aspek sosial. Pada 1996, angka harapan hidup penduduk Yogyakarta mencapai 73,8 tahun, sedangkan di Nusa Tenggara Barat untuk hal yang sama angkanya hanya 58,9 tahun. Pada tahun yang sama, *the infant mortality rate* di NTB adalah 75, empat kali lebih tinggi dari Jakarta (20). Di tahun 1996, rata-rata jumlah tahun bersekolah penduduk Jakarta adalah 9,5 tahun, jauh di atas NTB yang hanya 4,6 tahun. Dengan kata lain, mayoritas penduduk NTB tidak mampu menyelesaikan pendidikan dasarnya<sup>2</sup>. Di tahun 1990, *Per capita tertiary enrollments* di pusat pendidikan utama di Jakarta dan Yogyakarta delapan kali lebih besar dari jumlah hal yang sama untuk propinsi luar Jawa<sup>3</sup>.

Isu pembangunan regional di Indonesia menjadi penting untuk beberapa alasan<sup>4</sup>. Pertama alasan politik. Dengan etnik yang begitu plural, tidak ada isu yang lebih sensitif di Indonesia selain isu kedaerahan. Kedua, disparitas pendapatan regional yang bersumber dari distribusi pendapatan sumber daya alam yang *highly uneven distribution*. Tak heran bila kekecewaan dari daerah kaya sumber daya alam seperti Aceh dan Irian sangat besar. Ketiga, daerah memegang peran penting dalam kebijakan pemerintah yang berkaitan dengan dinamika spasial, seperti penyebaran penduduk misalnya. Berkaitan dengan dinamika spasial ini pula, muncul alasan keempat yaitu bagaimana hubungan antara pusat dengan daerah diatur? Seberapa besar desentralisasi harus diberikan kepada daerah agar hal itu tetap konsisten dengan tujuan menjaga kesatuan dan persatuan nasional?

Dan isu disparitas regional kini menjadi sangat sensitif, bahkan telah mengancam integrasi nasional. Sangat mendesak bagi kita untuk menjawab pertanyaan, apakah benar disparitas pendapatan regional eksis? Jika benar, apakah eksistensi-nya semakin lebar atau semakin mengecil? Apakah terdapat cukup bukti untuk menyatakan bahwa telah terjadi tendensi dari pendapatan regional propinsi-propinsi di Indonesia untuk konvergen?

Jawaban atas semua pertanyaan ini, sangat penting bagi evaluasi dan perencanaan kembali strategi dan kebijakan pembangunan regional selama ini. Dan usaha untuk menemukan faktor-faktor penentu pertumbuhan regional dan besarnya, jelas

<sup>1</sup> Jorge Garcia-Garcia and Lana Soelistianingsih. *Why Do Differences in Provincial Incomes Persist in Indonesia?* Indonesia Discussion Paper Series, July 1997, hal.2.

<sup>2</sup> BPS and UNDP. *Indonesian Human Development Report 1996: Summary*. Jakarta: BPS, 1997, hal. 23.

<sup>3</sup> Hal Hill. *The Indonesian Economy Since 1966: South East Asia Emerging Giant*. Melbourne: Cambridge University Press, 1996, hal.215.

<sup>4</sup> *Ibid*, hal. 215-216.

akan sangat bermanfaat untuk mereduksi disparitas pendapatan antar propinsi.

## B. Studi Literatur

Dalam tahun 1960-an, teori pertumbuhan ekonomi didominasi oleh model neoklasik; seperti yang dikonstruksi oleh Ramsey (1928), Solow (1956), Swan (1956), Cass (1965), dan Koopmans (1965). Kontribusi terpenting dilakukan oleh Solow dan Swan. Satu aspek penting dari model ini -yang hanya dalam dekade ini saja telah dieksploitasi secara serius sebagai sebuah hipotesis empiris- adalah properti konvergensi. Perekonomian *dengan initial level of real per capita GDP* yang lebih rendah, diprediksi akan memiliki tingkat pertumbuhan ekonomi yang lebih tinggi.

Jika konvergensi terjadi tanpa memperhatikan karakteristik perekonomian secara intrinsik kecuali untuk modal fisik awal, maka konvergensi dikatakan bersifat absolut; perekonomian yang miskin cenderung tumbuh lebih cepat dari perekonomian yang lebih kaya. Namun jika konvergensi tidak terjadi -dan ini berarti bahwa perekonomian berbeda dalam banyak hal- maka konvergensi hanya terjadi dalam kasus kondisional; dengan membuat konstan variabel lain seperti tingkat tabungan, tingkat pertumbuhan populasi, dan lainnya, maka konvergensi baru terjadi.

Sebenarnya, kebangkitan teori pertumbuhan berpusat pada *endogenous growth theory*, dimana tingkat pertumbuhan jangka panjang ditentukan oleh kebijakan pemerintah dan faktor lain yang terdapat dalam analisa pertumbuhan. Walau demikian penelitian terkini mengambil *framework* dari model neoklasik yang lebih tua.

### a. Model Pertumbuhan Solow-Swan

Properti kunci dari model Solow-Swan adalah bentuk neoklasik dari fungsi produksi, dimana spesifikasi model mengasumsikan *constant returns to scale*, *diminishing returns* untuk setiap input, dan elastisitas positif dari substitusi antar input. Persamaan diferensial fundamental dari model Solow-Swan dapat diberikan sebagai berikut :

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (2.1)$$

dimana  $k \cong K/L$  adalah rasio kapital-tenaga kerja,  $s$  adalah tingkat tabungan,  $\delta$  adalah depresiasi kapital,  $n = \dot{L} / L$ , dan tanda titik di atas variabel bermakna diferensiasi terhadap waktu, dengan  $K$  serta  $L$  berturut-turut adalah kapital dan tenaga kerja.

Term  $n + \delta$  di sebelah kanan persamaan (2.1) dapat diinterpretasikan sebagai tingkat depresiasi efektif untuk  $k \cong K/L$ . Jika tingkat tabungan,  $s$  adalah 0 maka  $k$  akan menurun parsial seiring depresiasi  $K$  pada tingkat  $\delta$  dan menurun parsial seiring pertumbuhan  $L$  pada tingkat  $n$ .

**b. Dinamika Transisional dari Model Solow-Swan**

Model Solow-Swan berimplikasi pada properti bahwa tingkat pertumbuhan ekonomi dalam jangka panjang sepenuhnya ditentukan oleh variabel eksogen, yaitu teknologi. Hal ini membawa pada kesimpulan yang negatif tentang pertumbuhan jangka panjang, seperti misalnya *steady-state level* adalah independen terhadap tingkat tabungan dan level fungsi produksi. Walau demikian, hal ini sama sekali tidak membuat perhatian terhadap model ini berkurang.

Salah satu implikasi yang menarik dari model Solow-Swan adalah eksistensi dinamika transisional dari model. Transisi ini menunjukkan bagaimana pendapatan per kapita suatu perekonomian akan konvergen menuju posisi *steady-state level*-nya dan posisi pendapatan per kapita perekonomian yang lain.

Bila persamaan (2.1.) dibagi kedua sisi-nya dengan  $k$ , maka kita akan dapatkan tingkat pertumbuhan  $k$ ;

$$\gamma_k \equiv \dot{k}/k = s \cdot f(k)/k - (n + \delta) \tag{2.2.}$$

Persamaan (2.2.) menyatakan bahwa tingkat pertumbuhan  $k$ ,  $\gamma_k$ , sama dengan jarak antara  $s \cdot f(k)/k$  dan  $(n + \delta)$  yang diplot dalam figure 2.2.

Figure 2.2. menunjukkan di sisi kiri *steady-state level*, kurva  $s \cdot f(k)/k$  berada di atas  $n + \delta$ . Maka tingkat pertumbuhan positif dan  $k$  meningkat sepanjang waktu. Seiring  $k$  naik,  $\gamma_k$  menurun dan mendekati 0, seiring dengan  $k$  mendekat pada  $k^*$ . (Kurva  $s \cdot f(k)/k$  mendekat ke  $n + \delta$  seiring  $k$  mendekat pada  $k^*$ ; maka  $\gamma_k$  turun).

Hasil ini diturunkan dari asumsi *diminishing returns to capital*; ketika rasio kapital per tenaga kerja,  $k$ , rendah, rata-rata tingkat hasil,  $f(k)/k$  relatif tinggi. Dengan asumsi tingkat tabungan dan investasi tetap,  $s$ , maka ketika  $k$  rendah, investasi kotor per unit kapital,  $s \cdot f(k)/k$  relatif tinggi. Kapital per tenaga kerja,  $k$ , secara efektif terdepresiasi pada tingkat konstan  $n + \delta$ . Konsekuensinya, tingkat pertumbuhan,  $\gamma_k$ , juga relatif tinggi.

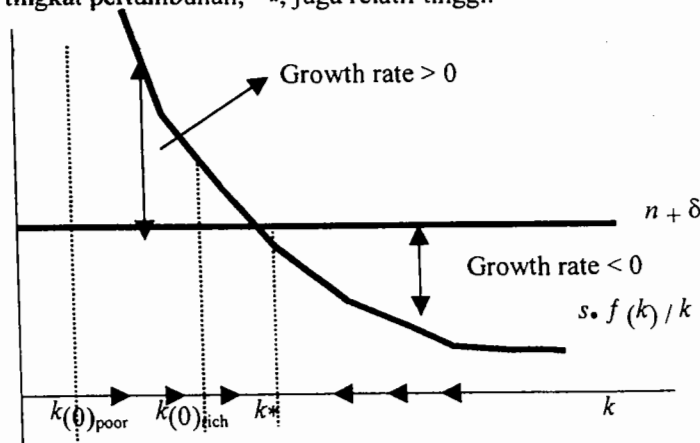


Figure 1.

**Dinamika Model Solow-Swan.** Tingkat pertumbuhan diberikan oleh garis vertikal antara kurva tabungan,  $s \cdot f'(k) / k$ , dan garis depresiasi efektif,  $n + \delta$ . Jika  $k > k^*$ , maka  $\gamma_k$  positif, dan  $k$  meningkat menuju  $k^*$ . Jika  $k < k^*$ , maka  $\gamma_k$  negatif, dan  $k$  turun menuju  $k^*$ . Sepanjang transisi dari kondisi kapital rendah,  $k(0)_{\text{poor}}$ , tingkat pertumbuhan  $\gamma_k$ , menurun menuju nol. Tanda panah pada sumbu horizontal menunjukkan arah pergerakan  $k$  sepanjang waktu.

### c. Absolute dan Conditional Convergence

Persamaan (2.2.) berimplikasi bahwa derivatif dari  $\gamma_k$  terhadap  $k$  negatif;

$$\partial \gamma_k / \partial k = s \cdot [f''(k) - f'(k) / k] / k < 0$$

Maka, jika semua variabel lain adalah sama, nilai  $k$  yang semakin kecil berasosiasi dengan nilai  $\gamma_k$  yang lebih besar. Dengan kata lain, terdapat kecenderungan untuk konvergen antar perekonomian.

Figure 1. memperlihatkan dua perekonomian, satu dengan *low initial value*,  $k(0)_{\text{poor}}$ , dan lainnya dengan *high initial value*,  $k(0)_{\text{rich}}$ . Karena kedua perekonomian memiliki parameter yang sama, maka dinamika  $k$  ditentukan oleh kurva  $s \cdot f'(k) / k$  dan  $n + \delta$  yang sama. Hasilnya, tingkat pertumbuhan  $\gamma_k$  lebih besar untuk perekonomian dengan *lower initial value*,  $k(0)_{\text{poor}}$ , dan cenderung untuk konvergen terhadap perekonomian dengan  $k$  yang lebih tinggi. Hipotesis bahwa perekonomian miskin cenderung untuk tumbuh lebih cepat dari yang kaya -tanpa memperhatikan kondisi karakteristik perekonomian- dikenal sebagai **absolute convergence**.

Namun hipotesis ini lemah dalam studi empiris. Barro dan Sala-i-Martin (1995) memperlihatkan, dengan mengkonfrontasi tingkat pertumbuhan dengan *initial level of real per capita GDP* dari 118 negara sebagai sampel, hanya terdapat sedikit bukti **absolute convergence** terjadi antar negara di dunia. Namun jika hal yang sama diterapkan untuk negara-negara anggota OECD, **absolute convergence** berlaku. Dengan kata lain, kita hanya dapat mengakomodasi teori ini ke dalam studi empiris konvergensi jika kita melepaskan asumsi bahwa semua perekonomian memiliki parameter yang sama dan, karenanya, posisi *steady-state* yang sama pula!

Jika *steady-state* antar negara dapat berbeda, maka kita merujuk hal ini sebagai **conditional convergence**.

Dua perekonomian berbeda dalam dua aspek: *initial stocks of capital* dimana  $k(0)_{\text{poor}} < k(0)_{\text{rich}}$ , dan tingkat tabungan dimana  $s_{\text{poor}} \neq s_{\text{rich}}$ . Perbedaan dalam tingkat tabungan akan membawa pada perbedaan yang sama dalam dalam *steady-state of k*, yaitu  $k^*_{\text{poor}} \neq k^*_{\text{rich}}$ . Sehingga dalam kasus dimana  $s_{\text{poor}} < s_{\text{rich}}$  maka  $k^*_{\text{poor}} < k^*_{\text{rich}}$  karena hal yang sama juga dapat menjelaskan mengapa  $k(0)_{\text{poor}} < k(0)_{\text{rich}}$  terjadi pada kondisi awal sebuah perekonomian.

Dengan konsep *conditional convergence*, konvergensi hanya terjadi jika kedua perekonomian memiliki tingkat tabungan yang sama sehingga tingkat pertumbuhan -jarak antara kurva  $s \cdot f(k)/k$  dengan garis  $n+\delta$  - akan lebih besar untuk perekonomian miskin,  $\gamma_{poor} > \gamma_{rich}$ . Sebaliknya jika perekonomian kaya memiliki tingkat tabungan lebih tinggi maka  $\gamma_{poor} < \gamma_{rich}$ . Dengan kata lain, model ini tidak memprediksikan konvergensi dalam semua posisi tabungan; perekonomian miskin dapat tumbuh lebih lambat dari perekonomian kaya. Hal ini berlaku pula untuk variabel lain seperti tingkat pertumbuhan penduduk dan posisi fungsi produksi, yang karakteristiknya berbeda-beda antar negara.

### c. Studi Empiris Konvergensi

Dalam studi empiris, tes terhadap hipotesis konvergensi dilakukan dengan melihat perilaku dan karakteristik negara atau daerah dalam satu negara. Perbedaan antar negara adalah terbukti dan eksis secara nyata. Hal ini merupakan suatu hal yang tidak terbantahkan. Ini berarti bahwa *conditional convergence* lebih tepat diterapkan untuk studi antar negara.

Hal ini berbeda untuk daerah dalam satu negara. Walaupun perbedaan dalam teknologi, preferensi, dan institusi antar daerah adalah eksis, namun perbedaan ini relatif lebih kecil dibandingkan dengan perbedaan antar negara. Perusahaan dan rumah tangga dalam satu negara cenderung memiliki akses terhadap teknologi yang sama dan memiliki selera dan kultur yang relatif sama. Lebih jauh lagi, daerah-daerah memiliki sistem dan institusi yang sama. Homogenitas relatif ini mendukung diterapkannya *absolute convergence* untuk studi antar daerah dalam satu negara.

### **Bukti Atas Conditional Convergence**

Barro dan Sala-i-Martin (1995)<sup>5</sup> memaparkan hasil studinya atas pertumbuhan ekonomi dari 87 negara untuk 1965-1975 dan 97 negara untuk 1975-1985.

Mereka menemukan korelasi positif antara tingkat pertumbuhan GDP dengan variabel berikut; *initial per capita GDP*, *educational attainment*, *life expectancy*, *public spending on education*, *changes in the terms of trade*, *the investment ratio*, dan *the rule of law*. Mereka menemukan pula korelasi negatif antara tingkat pertumbuhan dengan konsumsi pemerintah, distorsi pasar (yang tercermin dari *black-market premium* dalam pasar valas), instabilitas politik, *fertility rate*, dan pertumbuhan penduduk. Mereka memasukkan *initial level of per capita income* dalam persamaan regresi, sehingga koefisien dari variabel ini merepresentasikan *the rate of convergence*. Mereka mengestimasi 24 persamaan regresi dan menemukan bahwa

---

<sup>5</sup> Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill Inc., 1995, chapter 12.

tingkat konvergensi bervariasi antara 1.4% dan 2.8% , tetapi frekuensi terbanyak bervariasi antara 2.5% dan 2.7%.

Barro (1997)<sup>6</sup> dengan mendasarkan pada studi atas 100 negara antara 1960-1990 menemukan hal yang tidak jauh berbeda, kecuali untuk variabel tambahan baru yang memiliki korelasi negatif dengan tingkat pertumbuhan yaitu *inflation rate*.

Barro menemukan bahwa pertumbuhan antar negara konvergen pada 2.5 % per tahun. Angka ini adalah lambat dalam konteks bahwa dibutuhkan waktu 27 tahun bagi perekonomian untuk mendapat setengah dari *steady-state level of output* dan 89 tahun untuk 90%-nya. Secara umum, keduanya secara kuat mendukung hipotesis *dari conditional convergence*.

#### **Bukti Atas Absolute Convergence**

Sementara itu, studi konvergensi antar region di dalam satu negara, telah pula cukup banyak dilakukan. Cashin dan Sahay (1996)<sup>7</sup> dalam studi mereka atas pertumbuhan ekonomi regional di India dalam periode 1961-1991, menemukan bahwa pendapatan regional diantara 20 negara bagian cenderung untuk konvergen pada tingkat 1.5% per tahun. Hal ini berarti bahwa jika kondisi tersebut berlanjut seperti selama periode regresi (1961-1991), maka konvergensi regional membutuhkan waktu sekitar 45 tahun untuk menutup 50% kesenjangan antara *initial level of per capita income* sebuah negara bagian dengan *long-term level of per capita income* semua negara bagian secara keseluruhan.

Barro dan Sala-i-Martin (1995)<sup>8</sup> menemukan evolusi serupa dari pendapatan regional daerah-daerah di Amerika Serikat, Jepang, dan negara-negara Eropa. Untuk Amerika Serikat, mereka menemukan tingkat pertumbuhan berhubungan secara negatif dengan pendapatan per kapita dimana perbedaan pendapatan antar 47 negara bagian menurun sekitar 1.7 % per tahun untuk periode 110 tahun dari tahun 1880 dengan koefisien determinasi ( $R^2$ ) persamaan regresi adalah 0.89. Dengan kata lain *Absolute Convergence* eksis untuk negara bagian USA.

Untuk Jepang mereka menemukan bahwa pendapatan per kapita dari 47 *prefectures* untuk periode 1930-1990 cenderung untuk konvergen pada 2.79 % per tahun dengan  $R^2$  adalah 0.92 . Untuk 90 daerah di Eropa ( 11 di Jerman, 11 di Inggris, 20 di Italia, 21 di Perancis, 4 di Belanda, 3 di Belgia, 3 di Denmark, dan 17 di Spanyol ) mereka menemukan GDP per kapita konvergen pada 1.9 % per tahun untuk periode 1950-1990.

---

<sup>6</sup> Barro, *Ibid.*

<sup>7</sup> Paul Cashin and Ratna Sahay, "Regional Economic Growth and Convergence in India," *Finance and Development*, 49-52, March, 1996.

<sup>8</sup> Barro and Sala-i-Martin, *op. cit.*, chapter 11.

### C. Model dan Data

#### a. Model

Untuk membuat prediksi konvergensi dari model Solow-Swan diatas dapat di uji dalam studi empiris, kita mempertimbangkan model persamaan pertumbuhan yang menghubungkan tingkat pertumbuhan pendapatan per kapita antara dua titik pada waktu tertentu terhadap *initial level of income*.

Untuk hal tersebut, penelitian ini akan menggunakan model Barro dan Sala-i-Martin (1995). Model mereka menggunakan persamaan yang menghubungkan tingkat pertumbuhan pendapatan per kapita antara dua titik waktu terhadap level awal pendapatan per kapita. Jika diumpamakan bahwa kita memiliki observasi pada dua titik waktu 0 dan T, maka model Barro dan Sala-i-Martin dapat dituliskan sebagai:

$$(1/T) \cdot \log (y_{iT} / y_{i0}) = a - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log (y_{i0}) + U_{i0,T} \quad (3.1.)$$

dimana *subscript i* menunjukkan region, *a* adalah *intercept*,  $(y_{iT}/y_{i0})$  adalah tingkat pertumbuhan GDP riil per kapita,  $y_{iT}$  dan  $y_{i0}$  berturut-turut adalah *final* dan *initial level of per capita income*, serta  $U_{i0,T}$  adalah *average error terms*. Koefisien *initial income*,  $(1 - e^{-\beta T})/T$ , terlihat akan menurun seiring panjangnya interval waktu, T.

Persamaan yang dibangun oleh Barro dan Sala-i-Martin ini, dimodifikasi dalam penelitian ini menjadi lebih sederhana. Secara umum, persamaan Barro dan Sala-i-Martin dapat ditulis sebagai:

$$\log (y_{it} / y_{i,t-1}) = a + b \log (y_{i,t-1}) \quad (3.2.)$$

di mana *subscript t* dan *i* berturut-turut menandakan tahun dan daerah, serta  $y_{it}$  dan  $y_{i,t-1}$  masing-masing menunjukkan *final* dan *initial level of income* (yang diberikan dalam bentuk PDRB per kapita).

Umpamakan kini kita memiliki dua observasi pada dua titik waktu yaitu 0 dan T. Maka persamaan (3.11.) berimplikasi bahwa tingkat pertumbuhan rata-rata sepanjang interval waktu dari 0 sampai T diberikan oleh;

$$\log (y_{iT} / y_{i0}) / T = a + b \log (y_{i0}) \quad (3.3.)$$

dimana  $\log$  adalah logaritma, T adalah interval waktu, dan *b* adalah koefisien dari *initial income*,  $(1 - e^{-\beta T})/T$ .

Persamaan (3.12.) inilah yang akan digunakan untuk melakukan tes terhadap hipotesis *absolute convergence*. Sedangkan untuk melakukan tes terhadap hipotesis *conditional convergence*, kita akan mempergunakan pers. (3.12.) yang sudah dimodifikasi yaitu;

$$\log (y_{iT} / y_{i0}) / T = a + b \log (y_{i0}) + c \log (h_{i0}) + \dots \quad (3.4.)$$

Term  $h_{i0}$  menunjukkan *initial level* dari *state variables* seperti *stock of physical capital* dan *stock of human capital*. Dengan alasan ketersediaan data<sup>9</sup>, maka penelitian ini hanya akan menggunakan

<sup>9</sup> Variabel stok kapital fisik semestinya didekati dengan menggunakan data stok (*stock variable*). Namun, data stok kapital regional untuk tingkat propinsi tidak tersedia. Kita sebenarnya dapat melakukan *proxy* dengan cara



variabel *stock of human capital* (yang diukur dalam bentuk pendidikan -yaitu *educational attainment*- dan kesehatan, seperti *life expectancy* dan *infant mortality rate*). Sedangkan tanda titik-titik menunjukkan *control variables*; yaitu variabel terpilih yang dianggap turut mempengaruhi tingkat pertumbuhan dalam jangka panjang, seperti *fertility rate*, migrasi, dan inflasi regional. Pemilihan ini didasarkan pada pertimbangan teoritis dan empiris (berdasarkan studi empiris sebelumnya yang dianggap relevan).

Alasan bagi dipergunakannya persamaan bentuk model log-ganda untuk persamaan yang akan di-estimasi, dijelaskan dalam bagian 3.1.1.

Regresi diterapkan untuk data 26 provinsi ( diluar Timor Timur<sup>10</sup>) dari 1975-1995. Alasan bagi digunakannya periode waktu jangka panjang adalah bahwa ketepatan waktu antara pertumbuhan dan determinannya tidak terspesifikasi dengan baik pada variabel dengan frekuensi yang tinggi. Sebagai misal, banyak variabel yang dipertimbangkan dalam model secara aktual hanya diukur lima atau sepuluh tahun sekali. Karena itu, adalah tidak adil bagi penelitian ini jika menggunakan rentang waktu yang pendek.

Dalam prakteknya, regresi akan mencakup tiga sub-periode waktu yaitu 1975-1995, 1975-1985, dan 1985-1995. Alasan untuk pemakaian tiga periode ini adalah sebagai jalan kompromi untuk tambahan informasi bagi variabel yang sangat bervariasi antar waktu, seperti inflasi, sekaligus untuk menghilangkan masalah keakuratan dan ketersediaan data dalam jangka panjang.

Variabel dependen adalah tingkat pertumbuhan PDRB riil per kapita untuk periode 1975-1995, 1975-1985, dan 1985-1995. Tingkat pertumbuhan untuk setiap periode diukur sebagai logaritma dari rasio PDRB ( PDRB riil per kapita pada 1995 / PDRB riil per kapita pada 1975 atau 1985 ) dibagi dengan jumlah tahun ( 20 atau 10 ).

Sedangkan variabel independen terdiri dari variabel-variabel terpilih yang dianggap mempengaruhi pertumbuhan. Pemilihan variabel ini didasarkan pada pertimbangan teoritis -yang berasal dari studi literatur-literatur ekonomi, khususnya yang berkaitan dengan pertumbuhan ekonomi- dan pertimbangan empiris -yang berasal dari studi empiris yang telah dilakukan sebelumnya.

---

variabel stok kapital ini didekati oleh data Pembentukan Modal Tetap Domestik Bruto (PMTDB) Regional. Sayangnya data ini baru tersedia sejak 1983. Selain itu PMTDB Regional itu sendiri juga tidak terlalu baik menggambarkan tentang kapital mengingat variabel ini adalah data arus (*flow variable*) yang hanya menggambarkan tambahan investasi baru di suatu propinsi di tahun tertentu.

<sup>10</sup> Timor-Timur dikeluarkan dari sampel untuk dua alasan. Pertama, alasan teknis; karena data untuk propinsi ini baru tersedia sejak 1985. Kedua, alasan politis; Timor-Timur sudah resmi berpisah dari Indonesia sejak pertengahan 1999.

***The Rate of Convergence***

Adalah penting bagi kita untuk mengetahui kecepatan dinamika transisional dari model Solow-Swan. Jika konvergensi adalah cepat, maka fokus kita adalah pada perilaku *steady-state*; sebab kita tahu bahwa mayoritas perekonomian berada dekat pada posisi *steady-state*-nya. Artinya, analisa kita akan lebih terfokus pada bagaimana memahami perbedaan posisi *steady-state* antar perekonomian sehingga kita dapat memperkuat kebijakan pertumbuhan yang sudah berjalan. Namun jika tidak, maka kita akan tahu bahwa mayoritas perekonomian berada jauh dari posisi *steady-state*-nya sehingga fokus kita adalah pada pengalaman pertumbuhan yang dialami perekonomian dalam dinamika transisional tersebut. Dengan kata lain, ada yang salah dalam kebijakan pertumbuhan pada mayoritas daerah-daerah tersebut sehingga pertumbuhannya lambat.

Makalah ini menggunakan ukuran tingkat konvergensi dari Barro dan Sala-i-Martin<sup>11</sup> yang dengan menggunakan fungsi produksi Cobb-Douglas mendapatkan bukti bahwa kecepatan konvergensi dapat dinyatakan dalam formula :

$$\beta = (1 - \alpha) \cdot (x + n + \delta) \tag{3.5.}$$

dimana  $\alpha$  adalah *capital-share parameter*,  $x$  adalah *long-term growth rate of real GDP*,  $n$  adalah *population growth rate*, dan  $\delta$  adalah *depreciation rate for capital*.

Koefisien konvergensi ini,  $\beta$ , tidak lain adalah koefisien dari variabel *initial level of GDP per capita*,  $\ln (y_{10})$ , dalam persamaan regresi (3.12.) dan (3.13.), yaitu  $(1 - e^{-\beta T})/T$ . *The rate of convergence* ini mencerminkan sensitifitas tingkat pertumbuhan terhadap perubahan proporsional pada  $y_{10}$ . Identifikasi ini -bahwa  $\beta$  mencerminkan pengaruh  $y_{10}$  pada tingkat pertumbuhan- akan tepat jika rentang waktu observasi data adalah tidak terlalu penting, sebagaimana dijelaskan berikut ini.

Koefisien pada variabel *initial income* dalam pers. (3.10) adalah  $(1 - e^{-\beta T})/T$ , *term* yang terlihat akan menurun seiring panjangnya interval waktu,  $T$ , untuk nilai  $\beta$  tertentu. Yaitu, jika kita melakukan estimasi hubungan linear antara tingkat pertumbuhan dan  $\ln$  *initial income*, maka koefisien diprediksi akan lebih kecil seiring dengan semakin panjangnya interval waktu observasi dimana tingkat pertumbuhan diperhitungkan secara rata-rata. Alasan untuk hal ini adalah pertumbuhan menurun seiring dengan naiknya pendapatan. Maka jika kita menghitung tingkat pertumbuhan dalam jangka panjang, itu sama artinya kita mengkombinasikan antara pertumbuhan yang lebih rendah di masa depan dengan pertumbuhan yang tinggi di kondisi awal. Hasilnya adalah, ketika interval waktu naik, maka efek dari posisi awal pada pertumbuhan rata-rata akan semakin menurun. Karenanya koefisien  $(1 - e^{-\beta T})/T$  akan mendekati 0 seiring  $T$

<sup>11</sup> Barro and Sala-i-Martin, *op.cit.*, hal 36-38, 53.

mendekati waktu tak terhingga, dan sebaliknya koefisien  $(1 - e^{-\beta T})/T$  akan cenderung kepada  $\beta$  seiring  $T$  mendekati 0.

Maka jika kita menggunakan model linier dalam proses estimasi,  $\beta$  cenderung akan bias. Untuk mencegah terjadinya bias terhadap koefisien konvergensi inilah, maka kami mengestimasi  $\beta$  dengan menggunakan model bentuk non-linear, yaitu persamaan log-ganda. Metode ini akan menghasilkan estimasi  $\beta$  yang mirip tanpa terpengaruh oleh panjangnya interval waktu,  $T$ , dari data<sup>12</sup>.

Dalam tataran empiris, koefisien konvergensi,  $\beta$ , mengindikasikan seberapa cepat output per tenaga kerja sebuah perekonomian,  $\dot{y}$ , mendekati nilai *steady-state*-nya,  $\dot{y}^*$ . Sebagai misal, jika  $\beta = 0.05$  per tahun, maka 5 persen dari kesenjangan antara  $\dot{y}$  dan  $\dot{y}^*$  akan ditutup dalam 1 tahun. Maka *the half-life of convergence* - yaitu waktu yang dibutuhkan untuk menutup setengah dari kesenjangan awal- adalah sekitar 14 tahun. Angka ini didapat dari persamaan yang diperoleh Barro dan Sala-i-Martin bahwa waktu  $t$  dimana  $\log [\dot{y}(t)]$  adalah setengah perjalanan antara  $\log [\dot{y}(0)]$  dan  $\log \dot{y}^*$  memenuhi kondisi  $e^{-\beta t} = 1/2$ . Maka *the half-life* adalah  $\log(2)/\beta = 0.69/\beta$ . Jika  $\beta = 0.05$  per tahun maka *the half-life* adalah 13,8 tahun.

Satu hal dari pers. (3.5.) diatas adalah bahwa tingkat tabungan,  $s$ , tidak mempengaruhi kecepatan konvergensi,  $\beta$ . Hal ini terjadi karena ke-dua efek  $s$  saling meniadakan. Pertama, tingkat tabungan membawa pada investasi yang besar sehingga akan mempercepat *the speed of convergence*. Kedua, tingkat tabungan yang tinggi meningkatkan *steady-state capital intensity*,  $k^*$ , sehingga menurunkan rata-rata *product of capital*. Efek hal ini akan mengurangi *the speed of convergence*.

Hal yang sama juga terjadi pada tingkat perkembangan teknologi, yang dalam jangka panjang tidak mempengaruhi kecepatan konvergensi.

### **Dua Konsep Tentang Konvergensi**

Dalam literatur teori pertumbuhan ekonomi terdapat dua pandangan tentang konsep konvergensi. Pada satu perspektif, -seperti Barro (1984), Baumol (1986), DeLong (1988), Barro (1991), Barro and Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995)- konvergensi terjadi manakala perekonomian miskin cenderung untuk tumbuh lebih cepat dibandingkan perekonomian kaya, sehingga perekonomian miskin dapat mengejar tingkat pendapatan per kapita perekonomian kaya.

<sup>12</sup> Pemilihan bentuk fungsional selain didasarkan pada karakteristik model yang mencerminkan logika ekonomi dari hubungan persamaan, juga didasarkan pada dukungan dari data. Untuk diskusi lebih dalam lihat William E. Griffiths, et al. *Learning and Practicing Econometrics*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1993, hal. 344-347.

Properti ini berhubungan dengan konsep  $\beta$  convergence. Fenomena  $\beta$  convergence ini kadangkala di deskripsikan sebagai "regression toward the mean".

Konsep kedua -seperti Easterlin (1960), Borts and Stein (1964), Streissler (1979), Barro (1984), Baumol (1986), Dowrick and Nguyen (1989), Barro and Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995)- memfokuskan perhatian pada dispersi antar perekonomian (*cross-sectional dispersion*). Dalam pandangan ini, konvergensi terjadi manakala dispersi -yang diukur, sebagai misal, oleh standar deviasi dari log GDP per kapita antar negara atau daerah- semakin menurun sepanjang waktu. Proses ini -meminjam istilah Barro and Sala-i-Martin (1995)- disebut dengan  $\sigma$  convergence.

Konvergensi jenis pertama (negara miskin tumbuh lebih cepat dibanding negara kaya) cenderung akan menghasilkan konvergensi jenis kedua (penurunan dispersi dari GDP per kapita). Namun, proses ini terhapus oleh gangguan baru yang cenderung meningkatkan dispersi. Karena itulah maka  $\beta$  convergence tidak selalu identik dengan  $\sigma$  convergence<sup>13</sup>. Penelitian ini akan menghitung kedua jenis konvergensi tersebut, masing-masing di bab IV dan V.

#### **b. Data**

Data-data diharapkan seluruhnya dapat diperoleh dari BPS dalam berbagai terbitannya. Keterbatasan data regional membuat penelitian ini hanya dapat dilakukan untuk periode 20 tahun dari tahun 1975-1995. Kesulitan utama dengan data regional adalah banyaknya data-data yang hilang (tidak tersedia), utamanya di awal 1970-an. Kesulitan lainnya adalah tentang keakuratan data regional itu sendiri mengingat beragamnya sumber data regional. Ditambah lagi dengan inkonsistensi baik dalam besaran ataupun penyajian data yang seringkali berbeda antara penerbitan yang satu dengan penerbitan yang lainnya, lengkaplah kesulitan yang berkaitan dengan data regional.

Data-data yang dibutuhkan antara lain data PDRB riil per kapita, penduduk, indikator kesehatan (seperti angka harapan hidup, angka kematian bayi), indikator pendidikan (yang diwakili oleh *education attainment*), *fertility rate*, migrasi, dan inflasi regional.

---

<sup>13</sup> Untuk perspektif lain yang menjelaskan hal ini, lihat kembali box 2.1.

#### D. Analisa Empiris Data Regional

*The earth provides enough to satisfy every man's need but not every man's greed*

--- Mahatma Gandhi, 1907

*What is the meaning of growth if it is not translated into the lives of people?*

--- UNDP, 1995

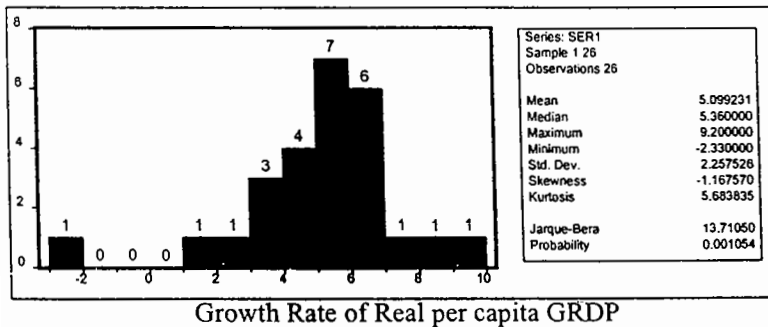
##### a. Pemenang dan Pecundang Pertumbuhan

Dalam rentang 20 tahun (1975-1995), seluruh propinsi tumbuh - kecuali Riau- dengan tingkat pertumbuhan antar propinsi yang sangat bervariasi.

Figure 4.1 memperlihatkan divergensi ini dalam bentuk histogram untuk tingkat pertumbuhan PDRB real per kapita 26 propinsi dalam rentang 20 tahun<sup>14</sup>.

Figure d.1.

Histogram for Growth Rate of Provinces: 1975-1995



Tingkat pertumbuhan bervariasi dari -2,33 hingga 9,2 % per tahun. Pertumbuhan yang tinggi dicerminkan oleh nilai rata-rata 5,09% per tahun -walau cukup jauh berbeda dengan tingkat pertumbuhan Indonesia dalam PJP I yaitu 6,81% per tahun. Dengan nilai standar deviasi 2,257 kita dapat menyatakan disparitas antar propinsi memang cukup tinggi, sebagaimana terlihat dalam histogram. Hipotesis bahwa distribusi tingkat pertumbuhan mengikuti distribusi normal, ditolak baik pada tingkat signifikansi 5% ataupun 1% - nilai probabilita yang berasosiasi dengan *The Jarque-Bera statistic* yang

<sup>14</sup> Data PDRB per kapita adalah dalam harga konstan 1975.

mengikuti distribusi  $\chi^2$  dengan 2 *degree of freedom*<sup>15</sup>, adalah 0,001054 - lebih kecil dari tingkat signifikansi.

Desil terendah<sup>16</sup> ditempati satu propinsi -yaitu Riau- dengan tingkat pertumbuhan dibawah -0,024% per tahun. Sedangkan untuk desil tertinggi ditempati tiga propinsi -yaitu Aceh, Bali dan Kalimantan Barat- dengan tingkat pertumbuhan diatas 6,894% per tahun.

Apakah yang membedakan tingkat pertumbuhan per kapita - 2,33 % -rata-rata tingkat pertumbuhan desil terendah- dengan tingkat pertumbuhan 8,36 % -rata-rata tingkat pertumbuhan desil teratas ? Dalam kasus pertama maka PDRB real per kapita turun sebesar 39,87% sedangkan dalam kasus kedua maka PDRB real per kapita melesat naik sebesar 366,14%.

Maka, sebagai contoh, untuk Riau yang memiliki pertumbuhan negatif 2,33%, maka PDRB real per kapita-nya turun dari level Rp 984.249,- di tahun 1975 menjadi Rp 591.882,- di tahun 1995 (dalam harga konstan 1975). Sedangkan Sumatera Selatan dan Irian Jaya, dua propinsi lain yang memiliki tingkat pertumbuhan rendah, hanya mampu menaikkan PDRB real per kapita-nya masing-masing dari Rp 186.833,- dan Rp 205.653,- di tahun 1975 menjadi Rp 257.928,- dan Rp 318.719,- di tahun 1995. Sementara itu, pada saat yang sama, Aceh dan Bali, dua propinsi yang memiliki tingkat pertumbuhan tertinggi, melesat jauh dari level Rp 97.029,- dan Rp 68.011,- menjadi Rp 478.356,- dan Rp 350.304,- secara berturut-turut.

Maka -walau dengan periode waktu sepanjang 20 tahun- variasi dalam tingkat pertumbuhan telah membuat perbedaan yang dramatis dalam standar hidup penduduk di masing-masing propinsi.

#### **b. Pola Pertumbuhan Ekonomi Regional**

Secara umum, pertumbuhan ekonomi regional memperlihatkan pola persebaran pertumbuhan yang cukup seimbang. Semua propinsi tumbuh -kecuali Riau- walau dengan besaran yang berbeda-beda. Figure 4.2. memperlihatkan hal ini.

Di lihat dari sudut pandang kawasan, semua propinsi, baik di kawasan barat maupun timur, dapat tumbuh dengan kecepatan yang relatif sama. Propinsi-propinsi dari KTI<sup>17</sup> seperti Kalimantan Barat, NTB, Sulawesi Utara, Sulawesi Selatan, dan Sulawesi Tengah, tumbuh dengan tingkat yang tinggi, bahkan di atas rata-rata propinsi

<sup>15</sup> Quantitative Micro Software (QMS). *Eviews : User Guide. Version 2.0*. California: QMS, 1994-1995, hal 141.

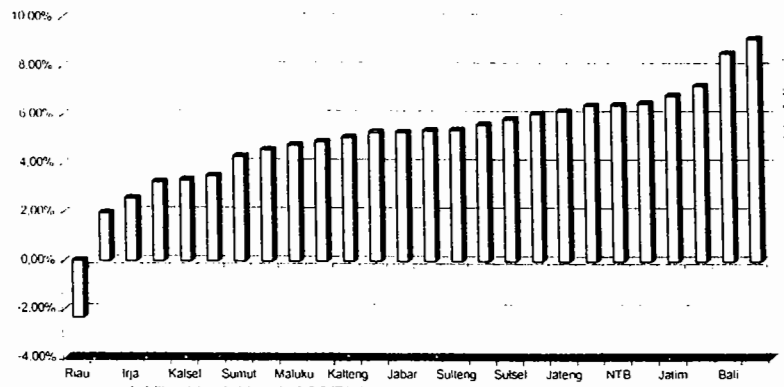
<sup>16</sup> Desil diperoleh dengan cara membagi *range* dari seluruh observasi *growth rate* ke dalam 5 bagian yang sama besar.

<sup>17</sup> Propinsi-propinsi di Sumatera, Jawa, dan Bali dikelompokkan dalam propinsi Kawasan Barat Indonesia. Sedangkan propinsi-propinsi di luar Sumatera, Jawa, dan Bali, dikelompokkan sebagai propinsi Kawasan Timur Indonesia.

KBI. Lebih jauh lagi, kita melihat bahwa peringkat terendah tingkat pertumbuhan justru dipegang oleh propinsi-propinsi KBI. Di sini kita melihat ketimpangan intra-KBI dimana pertumbuhan propinsi-propinsi Jawa dan Bali jauh meninggalkan propinsi-propinsi Sumatera. Secara keseluruhan, propinsi-propinsi KBI masih tumbuh lebih cepat dari propinsi-propinsi KTI.

Di lihat dari faktor *endowment*, tidak terlihat korelasi antara tingkat pertumbuhan dengan sumbangan migas dan hasil tambang dalam PDRB. Sebagian propinsi-propinsi kaya sumber daya alam, seperti Riau, Irian Jaya, dan Kalimantan Timur, merupakan propinsi-propinsi yang mengalami pertumbuhan paling rendah, bahkan negatif. Sedangkan sebagian propinsi-propinsi yang miskin dengan faktor *endowment*, tetap mampu tumbuh secara mengesankan seperti Bali, Kalimantan Barat, dan Lampung.

Figure d.2.  
Annual Growth of Provinces: 1975-1995

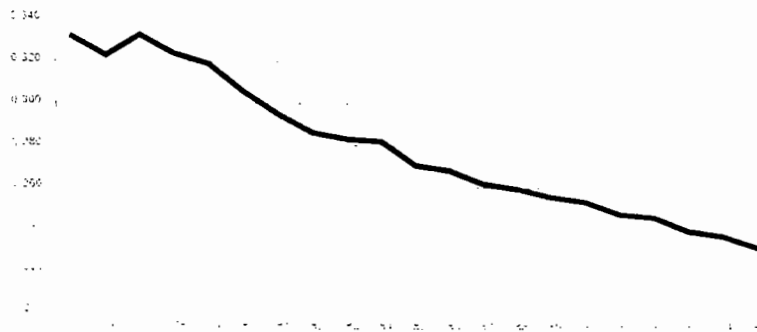


Sementara itu, dengan melakukan analisa dispersi, kita dapat melihat stabilitas perekonomian masing-masing propinsi. Bila kondisi propinsi dilihat satu per satu, kita menemukan bahwa variasi tingkat pertumbuhan di masing-masing propinsi cukup besar. Nilai standar deviasi untuk tingkat pertumbuhan per tahun (*year-over-year percent growth rate*) dari 1975-1995 masing-masing propinsi, bervariasi dari terkecil 2,33% (NTT) hingga 15,53% (Aceh). Bila dilakukan pemecahan menjadi periode lebih pendek, maka untuk sub-periode 1986-1995, angkanya menyebar dari 0,56% (Bali) hingga 16,33% (Lampung). Dengan kata lain kita bisa mengatakan, dalam periode 1975-1995, hampir tidak ditemukan propinsi yang memiliki tingkat pertumbuhan yang relatif stabil. Walau kemudian telah terjadi perbaikan yang signifikan dalam satu dekade terakhir dimana 14 propinsi telah memiliki standar deviasi dibawah 2% (sehingga bisa kita katakan bahwa perekonomian propinsi tersebut cukup stabil),

namun dispersi tetaplah tinggi di 12 propinsi lainnya, khususnya untuk propinsi Lampung (16,63), Sulawesi Tengah (9,49), Irian Jaya (5,01), dan Riau (4,34).

Kenyataan ini cukup mengejutkan, mengingat hal ini bertolak belakang dengan tingkat pertumbuhan nasional yang relatif stabil, hanya mengalami fluktuasi ketika kondisi krisis seperti ketika jatuhnya harga minyak di tahun 1985. Ketidakstabilan pertumbuhan ekonomi regional ini -dan karenanya juga mencerminkan instabilitas

Figure 4.3.  
Cross-Sectional Standard Deviation for the log of real per capita  
GRDP: 1975-1995



kondisi fundamental makroekonomi regional di masing-masing propinsi- mengisyaratkan kebutuhan bagi ditingkatkannya manajemen makroekonomi regional yang lebih mantap dan berhati-hati.

### c. $\sigma$ convergence

Sebagian ekonom memandang konvergensi dari sudut pandang perilaku dispersi antar region (*cross-sectional dispersion*). Dari perspektif ini, konvergensi eksis bila terjadi penurunan pada dispersi pendapatan real per kapita antar region di sepanjang waktu. Properti ini mengacu pada konsep -meminjam istilah dari Barro dan Sala-i-Martin (1995)-  $\sigma$  convergence.

Dengan melakukan analisa empiris terhadap dispersi PDRB per kapita antar propinsi sepanjang waktu, kita dapat melakukan tes terhadap hipotesis konvergensi. Kami menggunakan standar deviasi dari data observasi LN (PDRB real per kapita) dari 1975 sampai 1995, untuk mengukur dispersi yang terjadi. Semakin kecil standar deviasi, semakin dekat observasi terhadap nilai rata-ratanya. Dan sebaliknya, standar deviasi yang besar mengindikasikan bahwa observasi tersebar jauh dari nilai rata-ratanya. Dengan membandingkan nilai standar deviasi sepanjang tahun, kita dapat melihat kecenderungan selisih/dispersi dalam observasi.

Bukti yang kuat terhadap hipotesis  $\sigma$  convergence ini terlihat dalam figure 4.4. Figure 4.4 memperlihatkan standar deviasi antar propinsi untuk log dari PDRB riil per kapita antara 1975-1995.



Dispersi dalam PDRB riil per kapita antar propinsi turun dari 0,332 di tahun 1975 menjadi 0,231 di tahun 1995. Dispersi sempat naik dari 0,323 di tahun 1976 menjadi 0,332 di tahun 1977. Tetapi setelah itu, dispersi terus turun hingga di tahun 1995.

Hasil ini cukup mengejutkan bahwa dispersi antar propinsi memperlihatkan trend menurun yang sangat kuat, nyaris tanpa fluktuasi -kecuali di tahun 1977. Padahal, sebagaimana diketahui, data *cross-sectional* sangat rentan dengan *shock* yang cukup sering terjadi antara rentang 1975-1995 seperti jatuhnya harga minyak dan resesi dunia masing-masing di awal dan akhir 1980-an. Fenomena ini setidaknya dapat merefleksikan dua hal. Pertama, perekonomian propinsi-propinsi belum terintegrasi dengan perekonomian dunia. Kedua, hal ini merefleksikan perubahan dalam penghitungan data regional atau memang cermin ketidakakuratan data regional.

Kecenderungan penurunan dispersi ini adalah signifikan dan lestari. Dengan demikian, dapat kita katakan, terdapat bukti kuat bahwa telah terjadi penurunan kesenjangan antar propinsi dalam rentang waktu 20 tahun.

#### **E. Regresi Untuk Pertumbuhan Ekonomi Regional**

*If we can learn about government policy options that have even small effects on the long-term growth rate, then we can contribute much more to improvements in standards of living than has been provided by the entire history of macroeconomic analysis of countercyclical policy and fine-tuning.*

--- Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin, 1995

##### **a. Regresi Untuk *Absolute Convergence***

###### ***Hasil Regresi***

Tabel 5.1. memperlihatkan hasil regresi terhadap persamaan 3.12. untuk tes terhadap hipotesis *absolute convergence*. Sejalan dengan analisa grafik, hasil regresi memberikan bukti kuat terhadap eksistensi *absolute convergence*. Estimasi koefisien dari log PDRB riil per kapita awal, seluruhnya sangat signifikan, -angka *p-value* jauh dibawah 0.05 maupun 0.01 yaitu 0.0000, kecuali untuk koefisien 1975-1985 yang 0.0003. Begitupun halnya dengan uji keseluruhan F-statistik. Dengan demikian tidak cukup alasan bagi kita untuk menerima hipotesa nol bahwa semua koefisien variabel penjelas adalah nol.

Tabel 5.1.  
 Hasil Regresi *Absolute Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di  
 Indonesia: Persamaan Dasar

Independent Variables	Dependent Variables		
	Growth Rate 1975-1995	Growth Rate 1975-1985	Growth Rate 1985-1995
Constant parameter	0.0662 (0.0073)	0.0848 (0.1626)	0.0628 (0.0089)
Log ( real per capita GDRP in 1975 )	-0.02317 (0.0035)	-0.03227 (0.0077)	---
Log ( real per capita GDRP in 1985 )	---	---	-0.01968 (0.0039)
R-squared	0.4781	0.3105	0.3072
S.E. of Regression	0.0072	0.0159	0.0062
DW-statistic	1.8973	2.0987	2.1629
F-statistic (Prob. F-statistic)	21.987 (0.000092)	10.8077 (0.003105)	10.6455 (0.003298)

Catatan: Regresi menggunakan metode *weighted least squares* untuk mengestimasi persamaan (3.12). Angka dalam tanda kurung adalah *standard error* dari masing-masing estimasi koefisien. Kami juga telah mengestimasi persamaan dengan metode OLS biasa dan terbukti mempunyai masalah heteroskedastisitas yang serius (Probabilita *F-statistic* dari uji *White's heteroskedasticity test* sangat signifikan -tidak dilaporkan-), walau memiliki R-squared yang lebih tinggi. Semua persamaan diestimasi secara terpisah.

Tingkat konvergensi untuk periode 1975-1985 adalah 3,227 % -lebih cepat dari periode lainnya yang hanya 2,317 % dan 1,968 %. Kita dapat mengatakan bahwa kecepatan konvergensi 1975-1995 yang 2,3% merupakan rata-rata dari kecepatan tinggi di dekade awal dan kecepatan yang rendah di dekade terakhir. Dengan kata lain kecepatan konvergensi semakin menurun sepanjang waktu -dan karenanya semakin lama waktu yang dibutuhkan untuk menutup kesenjangan awal Hasil estimasi ini berimplikasi bahwa jika kondisi ini terus berlanjut seperti dalam periode regresi (1975-1985, 1975-1995, dan 1985-1995), maka *the half-life of convergence* -yaitu waktu yang dibutuhkan untuk menutup setengah dari kesenjangan awal- berturut-turut adalah sekitar 21, 30, dan 35 tahun.

Sementara itu tabel 5.2. memperlihatkan hasil regresi persamaan dasar yang telah dimodifikasi. Secara umum, hasilnya selaras dengan hasil regresi sebelumnya yang memberi bukti kuat terjadinya *absolute convergence* di Indonesia. Isi kolom 1 adalah sama seperti hasil di tabel 5.1. Pada kolom 2, pada persamaan ditambahkan variabel *regional dummy*, yang mengambil nilai 1 untuk Kawasan Barat Indonesia dan 0 untuk lainnya ( KTI ). Sedangkan pada kolom 3 dimasukkan variabel migrasi neto, yang diambil dari data migrasi seumur hidup.

Dengan uji individu, semua koefisien penting secara statistik baik pada tingkat signifikansi 0.05 ataupun 0.01. Dengan uji bersama-sama, juga tidak terdapat cukup bukti bahwa semua koefisien variabel bernilai nol.

Tabel 5.2.  
Hasil Regresi *Absolute Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di Indonesia: Persamaan Dasar dan Tambahan

Periods	Basic Equations ( 1 )		Equations with regional dummy ( 2 )		Equations with migrations ( 3 )	
	$\beta$	$R^2(\sigma^2)$	$\beta$	$R^2(\sigma^2)$	$\beta$	$R^2(\sigma^2)$
1975-1995	-0.02317 (0.0035)	0.4781 (0.0072)	-0.02324 (0.0035)	0.4790 (0.0073)	-0.2353 (0.0037)	0.4808 (0.0073)
1975-1985	-0.03227 (0.0077)	0.3105 (0.0159)	-0.03214 (0.0078)	0.3114 (0.0163)	-0.3293 (0.0081)	0.3135 (0.0162)
1985-1995	-0.01968 (0.0039)	0.3072 (0.0062)	-0.01993 (0.0039)	0.3399 (0.0062)	-0.01911 (0.0042)	0.3164 (0.0063)

Catatan: Regresi menggunakan metode *weighted least squares* untuk mengestimasi persamaan (3.12) dan perluasannya. Setiap kolom berisi estimasi koefisien log PDRB per kapita awal,  $\beta$ , dengan nilai *standard error*-nya, R-squared dan *standard error of equations* (dalam tanda kurung). Estimasi koefisien untuk konstanta, *regional dummy*, dan migrasi neto tidak dilaporkan.

Dari kolom 1 dan 2, kita melihat bahwa koefisien dari *speed of convergence* untuk keduanya tidak jauh berbeda. Kemiripan antara hasil estimasi  $\beta$  di kolom 2 dan kolom sebelumnya menegaskan bahwa tidak terdapat perbedaan yang substansial antara kecepatan rata-rata dimana propinsi-propinsi konvergen dengan kecepatan rata-rata dimana region-region cenderung untuk konvergen. Untuk periode 1975-1995, koefisien  $\beta$  dengan *dummy variable* adalah -0,02324 (sesuatu yang sedikit lebih tinggi dari koefisien di kolom 1). Maka kecepatan konvergensi KBI hanya sedikit lebih cepat dari tingkat konvergensi KTI, yaitu sebesar 0,007%. Dengan demikian kita dapat mengatakan, faktor regional hanya sedikit memiliki pengaruh pada tingkat pertumbuhan -dan karenanya hampir tidak mempengaruhi kecepatan konvergensi.

Sementara itu dengan melihat kolom 3, kita juga melihat hal yang serupa. Jika migrasi memiliki efek penting bagi tingkat konvergensi, maka semestinya koefisien konvergensi,  $\beta$ , akan lebih kecil ketika migrasi dipertahankan konstan. Namun kita melihat bahwa koefisien konvergensi justru lebih besar -kecuali untuk periode 1985-1995- walau hanya kecil saja perubahannya.

Hal ini kemungkinan disebabkan oleh *endogeneity* dari variabel tingkat migrasi. Secara khusus kita melihat bahwa propinsi yang memiliki prospek pertumbuhan yang cerah umumnya memiliki pendapatan per kapita yang tinggi dan tingkat migrasi yang tinggi

pula. Kemungkinan lainnya adalah hal ini merupakan refleksi dari fenomena *brain drain*. Trend migrasi di Indonesia adalah tenaga kerja terdidik dari luar Jawa umumnya pindah ke Jawa. Sebaliknya migran yang keluar dari Jawa umumnya adalah tenaga kerja yang berpendidikan rendah (seperti para transmigran misalnya)<sup>18</sup>.

Hal diatas sebenarnya telah dikonfirmasi oleh hasil Wald-test untuk hipotesis bahwa koefisien variabel dummy dan migrasi sama dengan nol. *P-value* untuk semua persamaan sangat signifikan, sehingga tidak ada alasan bagi untuk kita menolak hipotesis nol. Hasil ini menegaskan bahwa migrasi tidak memainkan peranan penting dalam tingkat konvergensi di Indonesia.

#### b. Regresi Untuk *Conditional Convergence*

##### *Hasil Regresi Conditional Convergence*

Tabel 5.3. memperlihatkan hasil regresi bagian pertama dari tes terhadap hipotesis conditional convergence di Indonesia. Walau hasil uji F-statistik memuaskan, namun dalam pengujian individual banyak koefisien yang tidak signifikan. Kecuali koefisien PDRB per kapita -yang digunakan sebagai penimbang-, tidak ada koefisien variabel lain yang signifikan dengan hasil uji t-statistik.

Dengan melakukan komparasi antara tabel 5.3 dan tabel 5.1. kita melihat secara jelas bahwa masuknya variabel penjelas baru telah memberi kontribusi dalam perbaikan persamaan. Hal ini dapat diapresiasi dari meningkatnya kemampuan *independent variables* dalam menjelaskan *dependent variable* -dicerminkan oleh angka R-squared yang meningkat- dan keakuratan peramalan yang semakin baik -ditunjukkan nilai *standard error of regression* yang semakin turun.

Seluruh estimasi koefisien dari variabel penjelas memiliki efek yang signifikan pada pertumbuhan dan memiliki arah yang sesuai dengan perkiraan -kecuali tingkat inflasi periode 1985-1995. Pada ketiga persamaan, terlihat variabel-variabel sosial memiliki efek positif dan signifikan terhadap tingkat pertumbuhan, sedangkan *fertility* dan inflasi memiliki efek sebaliknya.

Di sini kita akan langsung berfokus pada koefisien kecepatan konvergensi,  $\beta$ . Selaras dengan perkiraan awal, masuknya variabel baru meningkatkan kecepatan konvergensi secara signifikan. Hasil ini cukup mengesankan dalam konteks bahwa waktu yang kini dibutuhkan untuk menutup kesenjangan pendapatan akan semakin singkat.

Kini, tingkat konvergensi untuk periode 1975-1985 adalah 3,759% -sedikit naik dari sebelumnya 3,227 %- sedangkan untuk

<sup>18</sup> Prijono Tjiptoherijanto., "Mobilitas Sebagai Tantangan Kependudukan Masa Depan" Pidato Guru Besar dalam Ilmu Ekonomi pada FEUI, Depok. 21 Oktober 1998, hal. 10.

1975-1995 dan 1985-1995 angkanya adalah 2,668% dan 2,444% - meningkat lebih cepat secara signifikan dari tingkat konvergensi sebelumnya yang hanya 2,317 % dan 1,968 %. Jika kondisi ini terus berlanjut, maka kini waktu yang dibutuhkan untuk menutup setengah dari kesenjangan awal adalah sekitar 18, 26, dan 28 tahun; lebih cepat dari perhitungan dengan hasil dari regresi konvergensi absolut.

Tabel 5.3.  
Hasil Regresi *Conditional Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di Indonesia: Persamaan Dasar

Independent Variables	Dependent Variables		
	Growth Rate 1975-1995	Growth Rate 1975-1985	Growth Rate 1985-1995
Constant parameter	-0.0292 (0.0584)	-0.10146 (0.1648)	0.02279 (0.0605)
Log (real per capita GDRP in 1975)	-0.026681 (0.0039)	-0.03759 (0.0107)	---
Log (real per capita GDRP in 1985)	---	---	-0.02444 (0.0048)
Educational Attainment in 1971	0.04859 (0.0399)	0.0264 (0.08758)	---
Educational Attainment in 1980	----	---	0.0286 (0.0201)
Log (life expectancy in 1971)	0.07139 (0.0401)	0.1436 (0.1044)	---
Log (life expectancy in 1980)	---	---	0.02938 (0.828)
Log (total fertility rate in 1971)	-0.019850 (0.02565)	-0.03879 (0.0624)	---
Log (total fertility rate in 1980)	---	---	-0.02767 (0.017)
Annual inflation rate 1975-1995	-0.03304 (0.0258)	---	---
Annual inflation rate 1975-1985	---	-0.0921 (0.046)	---
Annual inflation rate 1985-1995	---	---	0.1701 (0.1208)
R-squared	0.64407	0.4770	0.58669
S.E. of Regression	0.0065	0.01519	0.00526
DW-statistic	1.8926	2.21034	2.1090
F-statistic (Prob. F-statistic)	7.2381 (0.000515)	3.6485 (0.016536)	5.6780 (0.002038)

Catatan: Regresi menggunakan metode *weighted least squares* bersama-sama dengan *White heteroskedasticity-consistent covariance matrix* untuk mengestimasi persamaan (3.13). Angka dalam tanda kurung adalah *standard error* dari masing-masing estimasi koefisien.

**Perluasan Data: Aplikasi Panel Framework**

Seperti telah beberapa kali disinggung sebelumnya, bahwa data *time-series* (dalam masing-masing region) memberi tambahan informasi bagi kita tentang perilaku variabel sepanjang waktu. Dan tambahan informasi ini sangat penting bagi variabel yang nilainya sangat bervariasi sepanjang waktu, seperti inflasi misalnya. Untuk menampung keinginan itu, maka penelitian ini akan memperluas sampel dengan menggunakan *panel framework*, dimana observasi untuk *growth rate* dan *explanatory variables* diambil beberapa kali dari masing-masing propinsi.

Karena itulah maka penelitian ini selain menggunakan periode panjang 1975-1995, juga akan menggunakan 2 sub-periode waktu; 1975-1985 dan 1985-1995. Dengan demikian akan dimungkinkan untuk mengestimasi 2 persamaan terakhir secara bersama-sama dalam sebuah *systems* (hal ini berbeda dengan sebelumnya dimana 3 persamaan tersebut di estimasi secara terpisah)

Tabel 5.4.

Hasil Regresi *Conditional Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di Indonesia : *Panel Framework* dengan metode SUR

Independent Variables	Systems		
	Basic Equations (1)	Equations with Regional Dummy (2)	Equations with Additional Variables (3)
Constant parameter	0.04714 (0.05999)	0.04808 (0.060)	-0.3325 (0.3626)
Log ( real per capita GDRP )	-0.02396 (0.0038)	-0.02397 (0.0038)	-0.02521 (0.0039)
Educational Attainment	0.02644 (0.02291)	0.02652 (0.022)	0.0366 (0.0245)
Log ( life expectancy )	0.0241 (0.0324)	0.02338 (0.033)	0.1692 (0.1404)
Log (total fertility rate )	-0.0258 (0.0159)	-0.02554 (0.016)	-0.03293 (0.017)
Annual inflation rate	-0.01187 (0.03358)	-0.01218 (0.0336)	-0.00138 (0.0347)
Kawasan Barat Indonesia dummy	---	0.00023 (0.0019)	---
Log (infant mortality rate)	---	---	0.06708 (0.0632)
R-squared	0.36 , 0.55	0.36 , 0.55	0.36 , 0.57
S.E. of Regression	0.015 , 0.005	0.015 , 0.005	0.015 , 0.005
<i>p-value</i> for joint hypotheses	0.0108	0.0224	0.0122
Number of observations	26 , 26	26 , 26	26 , 26

Catatan: *Systems* terdiri dari dua persamaan, dimana *dependent variable* adalah tingkat pertumbuhan untuk 1975-1985 dan 1985-1995. Regresi untuk semua kolom menggunakan metode SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) -yang mengizinkan *error variance* yang berbeda antara dua periode dan mengizinkan korelasi *error* antar periode- untuk mengestimasi persamaan. Angka dalam tanda kurung adalah *standard error* dari masing-masing estimasi koefisien. R-squared dan jumlah observasi dalam setiap *systems* dilaporkan. *P-value for joint hypotheses* merujuk pada hipotesis bahwa koefisien dari semua variabel penjelas yang baru dimasukkan -yaitu selain PDRB- adalah nol.

Tabel 5.4. memperlihatkan hasil regresi yang diperoleh dengan metode SUR (*seemingly unrelated regression*). Prosedur ini mengizinkan *random effect* dari propinsi untuk berkorelasi sepanjang waktu. Dengan kata lain, residual dari persamaan tingkat pertumbuhan dapat berkorelasi antar periode.

Kolom 1 memperlihatkan hasil regresi dari persamaan utama untuk tes terhadap hipotesis konvergensi kondisional. Pada kolom 2 ditambahkan variabel *regional dummy* yang mengambil nilai 1 untuk KBI dan 0 untuk lainnya. Pada kolom 3 ditambahkan variabel penjelas tambahan yaitu log *infant mortality rate*. Pada tingkat signifikansi 0,05 kita menolak hipotesis bahwa variabel penjelas selain PDRB memiliki koefisien nol.

Metode lain yang dipertimbangkan adalah metode *Three-Stage Least Squares* (3-SLS). Metode ini menerapkan 2-SLS bersamaan dengan perlakuan penuh terhadap residual dari korelasi antar persamaan. Dengan 3-SLS, setiap iterasi -termasuk transformasi persamaan- dilakukan untuk menghilangkan korelasi antar persamaan untuk kemudian setelah itu dilakukan prosedur 2-SLS.

Persamaan yang diestimasi sama seperti di tabel 5.4., hanya saja kini diestimasi dengan metode 3-SLS. Hasil regresi dilaporkan pada tabel 5.5. dengan semua kolom disusun sama seperti halnya susunan pada tabel 5.4. Hasil wald-test mengkonfirmasi bahwa koefisien dari variabel penjelas ini adalah signifikan. Dengan ukuran tradisional, kita menolak hipotesis bahwa koefisien variabel penjelas adalah nol. Kemampuan persamaan yang semakin meningkat diapresiasi oleh nilai R-squared yang lebih tinggi dibandingkan dari perhitungan dengan metode SUR.

Secara umum, hasil regresi dari kedua persamaan sama-sama menghasilkan koefisien yang signifikan dengan arah sesuai yang diharapkan. Besaran koefisien dari dua perhitungan ini juga menunjukkan angka yang tidak berbeda jauh, kecuali untuk beberapa variabel tertentu.

Tabel 5.5.  
 Hasil Regresi *Conditional Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di  
 Indonesia : *Framework Panel* dengan metode 3-SLS

Independent Variables	Systems		
	Basic Equations (1)	Equations with Regional Dummy (2)	Equations with Additional Variables (3)
Constant parameter	0.09102 (0.081)	0.0609 (0.097)	-0.2285 (0.8642)
Log ( real per capita GDRP )	-0.02071 (0.0185)	-0.03542 (0.021)	-0.021866 (0.0186)
Educational Attainment	0.01578 (0.052)	0.03846 (0.059)	0.02582 (0.0585)
Log ( life expectancy )	0.00122 (0.0537)	0.03729 (0.067)	0.1218 (0.3296)
Log (total fertility rate )	-0.03995 (0.0251)	-0.03794 (0.0309)	-0.04823 (0.0327)
Annual inflation rate	-0.0208 (0.0305)	-0.0343 (0.0288)	-0.01272 (0.036)
Kawasan Barat Indonesia dummy	---	-0.00569 (0.0068)	---
Log (infant mortality rate)	---	---	0.0585 (0.1575)
R-squared	0.46, 0.56	0.53, 0.22	0.46, 0.58
S.E. of Regression	0.013, 0.006	0.012 , 0.008	0.013, 0.006
<i>p-value</i> for joint hypotheses	0.0147	0.0433	0.0233
Number of observations	23, 23	23, 23	23, 23

Catatan: *Systems* terdiri dari dua persamaan, dimana *dependent variable* adalah tingkat pertumbuhan untuk 1975-1985 dan 1985-1995. Regresi untuk semua kolom menggunakan metode 3-SLS (*Three-Stage Least Squared*) -dengan variabel instrumental yang berbeda untuk setiap persamaan- untuk mengestimasi persamaan. Variabel instrumental ini termasuk lag untuk PDRB per kapita, nilai aktual dari *educational attainment*, *life expectancy*, *fertility rate*, dan inflasi -yang didekati dari nilai rata-rata variabel selama periode bersangkutan. Pendekatan ini mungkin memuaskan karena residual dari persamaan tidak berkorelasi antar periode, sehingga regresi akan menggambarkan hubungan antara tingkat pertumbuhan dan nilai aktual dari variabel penjelas. Angka dalam tanda kurung adalah *standard error* dari masing-masing estimasi koefisien. R-squared dan jumlah observasi dalam setiap *systems* dilaporkan. *P-value for joint hypotheses* merujuk pada hipotesis bahwa koefisien dari semua variabel penjelas yang baru dimasukkan -yaitu selain PDRB- adalah nol.



### *The Rate of Convergence*

Estimasi koefisien pada log (PDRB riil per kapita) dari kolom 1 tabel 5.4 dan 5.5 masing-masing adalah -0,02396 (s.e.= 0,0038) dan -0,02071 (s.e.= 0,0185). Dari Wald-test diketahui bahwa besaran koefisien ini adalah signifikan pada tingkat signifikansi 0,05. Hasil ini mengkonfirmasi eksistensi konvergensi kondisional di Indonesia dan berimplikasi bahwa konvergensi terjadi pada tingkat 2% - 2,4% per tahun. Konvergensi dikatakan kondisional dalam arti prediksi bahwa tingkat pertumbuhan lebih tinggi pada propinsi yang memiliki level pendapatan yang lebih rendah hanya berlaku jika variabel penjelas lainnya dipertahankan konstan.

Pada tingkat konvergensi ini maka 2-2,4% persen kesenjangan akan tereliminir dalam satu tahun dan setengah dari kesenjangan awal akan tertutup dalam waktu sekitar 29 - 33 tahun.

Dengan melakukan komparasi dengan tabel 5.3. kita melihat angka ini lebih rendah dari perhitungan yang di dapat dari estimasi persamaan-tunggal yang berkisar antara 2,4 - 3,7 persen. Namun ide utama tentang eksistensi dari konvergensi secara nyata mendapat dukungan yang kuat. Hasil ini mengukuhkan kesimpulan yang telah diambil sebelumnya dari hasil estimasi persamaan tunggal.

### *Teknik Fixed-Effects Dalam Regresi Antar-Propinsi*

Perbedaan utama antara pers. 3.12 (*absolute convergence*) dengan pers. 3.13 (*conditional convergence*) adalah bahwa determinan dari PDRB jangka panjang,  $y^*$ , dibuat konstan dengan maksud untuk mengisolasi efek PDRB awal,  $y$ , terhadap tingkat pertumbuhan.

Karena  $y$  dan  $y^*$  cenderung berkorelasi, maka estimasi koefisien dari  $y$  cenderung akan bias ke atas jika  $y^*$  tidak dibuat konstan. Karena nilai koefisien dari  $y$  adalah negatif, maka dihilangkannya  $y^*$  akan cenderung menghasilkan tingkat konvergensi yang *underestimate*. Untuk alasan inilah maka estimasi tingkat konvergensi dari regresi *absolute convergence* lebih kecil dari regresi *conditional convergence*.

Walau demikian, masalah tetap eksis; bahwa estimasi tingkat konvergensi dari *conditional convergence* masih tetap *underestimate*. Hal ini terjadi jika pengukuran yang dilakukan untuk membuat tetap  $y^*$  tidak sempurna (dan memang sudah sewajarnya -bila tidak bisa dikatakan seharusnya- hal demikian akan terjadi). Secara spesifik hal ini terjadi jika *omitted determinants* dari  $y^*$  tetap berkorelasi dengan  $y$  setelah variabel dibuat tetap -dimana didalamnya termasuk untuk mengukur  $y$ .

Beberapa peneliti memilih untuk mengatasi masalah estimasi ini dengan cara mengeliminir *fixed effect* yang terobservasi dan mengizinkan *fixed-effect* yang tidak terobservasi untuk setiap negara/region (Knight *et. al* 1993; Islam 1995; Caselli *et. al* 1996; Barro 1997). Umumnya hal ini dilakukan dengan cara menerapkan teknik *first differencing* terhadap semua variabel untuk

menghilangkan *fixed effect*. Prosedur ini akan bekerja dengan baik jika determinan dari  $y^*$  tidak terlalu bervariasi sepanjang waktu dalam sebuah negara. Dalam prakteknya, masalah tetap akan muncul karena pergerakan dalam  $y^*$  yang tidak terobservasi mungkin tetap berkorelasi dengan pergerakan dalam  $y$ .

Tabel 5.6 melaporkan hasil regresi untuk tes terhadap hipotesis konvergensi dengan memakai pendekatan ini dan perbandingan dengan metode lainnya.

*Standard error* dari koefisien pada kolom 1 mayoritas lebih rendah dari nilai di kolom 2. Pola ini mengindikasikan bahwa untuk kasus Indonesia, variasi antar waktu (dalam propinsi) adalah lebih informatif daripada variasi antar individu (antar propinsi). Kasus satunya dalam spesifikasi *first difference* ini adalah arah yang salah pada variabel *educational attainment*.

Tabel 5.6.  
Hasil Regresi *Conditional Convergence* Untuk Propinsi-Propinsi di Indonesia : Metode *First Differences* dan *Cross-Section*

Independent Variables	Systems Method		
	First Difference	Cross-Section	Panel
Constant parameter	0.0157 (0.0048)	0.04479 (0.109)	0.04714 (0.05999)
Log (real per capita GDRP)	-0.09856 (0.0069)	-0.02243 (0.006)	-0.02396 (0.0038)
Educational Attainment	-0.1497 (0.056)	0.03823 (0.045)	0.02644 (0.02291)
Log (life expectancy)	0.05516 (0.048)	0.024 (0.061)	0.0241 (0.0324)
Log (total fertility rate)	-0.1033 (0.0277)	-0.0248 (0.032)	-0.0258 (0.0159)
Annual inflation rate	-0.00672 (0.0225)	-0.0295 (0.062)	-0.01187 (0.03358)
R-squared	0.90	0.432	0.36 , 0.55
S.E. of Regression	0.006	0.008	0.015 , 0.005
<i>p-value</i> for joint hypotheses	0.0000	0.0095	0.0108
Number of observations	26	26	26 , 26

Catatan: *Systems* adalah varian dari persamaan dan teknik sebelumnya dalam tabel 5.4 dan 5.5. Kolom 1 menggunakan teknik *first differences* yang diterapkan untuk semua variabel dan diestimasi dengan metode SUR. Karena *systems* sebelumnya hanya terdiri dari dua periode, maka kolom ini hanya terdiri dari satu persamaan -dan karenanya tidak ada perbedaan bila kita mengestimasi dengan metode OLS biasa. Kolom 2 menggunakan rata-rata dari semua variabel dari kedua pers. dan diestimasi dengan metode OLS. Kolom 3 sama seperti

kolom 1 dari tabel 5.4. yang terdiri dari dua persamaan, dimana *dependent variable* adalah tingkat pertumbuhan untuk 1975-1985 dan 1985-1995 dan diestimasi dengan metode SUR. Angka dalam tanda kurung adalah *standard error* dari masing-masing estimasi koefisien. R-squared dan jumlah observasi dalam setiap *systems* dilaporkan. *P-value for joint hypotheses* merujuk pada hipotesis bahwa koefisien dari semua variabel penjelas adalah nol.

Perbandingan antara metode *first difference* di kolom 1 dan metode *cross-section* di kolom 2 akan membawa kita pada perhatian dalam perbandingan koefisien PDRB per kapita -yang tidak lain merupakan kecepatan konvergensi. Perbedaan antara keduanya adalah besar dan nyata; antara -0,09856 (s.e.=0,0069) dengan -0,02243 (s.e.=0,006). Hipotesis bahwa semua koefisien variabel penjelas dari persamaan *first differences* adalah nol ditolak oleh Wald-test dengan *p-value* 0,0000. Dengan demikian tidak cukup alasan bagi kita untuk menolak hasil regresi dari spesifikasi *first difference* ini. Namun, implikasi bila kita menerima hasil dari *first difference* ini adalah besar dan nyata, yaitu bahwa kini kecepatan konvergensi berada pada tingkat 9,8 persen per tahun sehingga setengah dari kesenjangan awal akan ditutup hanya dalam 7 tahun !

Satu kelemahan utama dari teknik *first difference* adalah bahwa ia bergantung pada informasi antar waktu di dalam propinsi. Dengan kata lain, ia mengeliminir informasi antar propinsi yang merupakan kekuatan utama dari data *cross-section*.

Banyak peneliti yang tertarik untuk mengambil hasil dari spesifikasi *first difference* -karena perhatiannya pada kemungkinan bias dari korelasi *fixed effect*. Namun, besaran koefisien yang lebih tinggi ini -relatif terhadap koefisien yang ditemukan dengan metode lainnya- mungkin merefleksikan kenaikan dalam jumlah pengukuran *error* sebagai akibat dari dikeluarkannya informasi *cross-sectional*<sup>19</sup>. Karena itu tidak mudah bagi kita untuk menerima begitu saja hasil dari spesifikasi *first difference* ini, terlebih mengingat hasilnya yang tidak terlalu *sophisticated*.

Pelajaran terpenting dari dilakukannya perhitungan dengan berbagai metode ini adalah bahwa tingkat konvergensi baik dari metode estimasi persamaan tunggal maupun panel dengan SUR dan 3-SLS, masih *underestimate* walaupun sudah jauh lebih baik dari hasil perhitungan dengan persamaan *absolut convergence* di tabel 5.1. Sedangkan dengan teknik *fixed effect*, tingkat konvergensi yang dihasilkan cenderung bias ke atas. Dengan demikian, kita dapat menarik kesimpulan yang moderat dan cukup ideal bahwa tingkat

---

<sup>19</sup> Robert J. Barro. *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*. Massachusetts: The MIT Press, 1997, hal. 41.

konvergensi yang sebenarnya jatuh di antara hasil perhitungan *first difference* dan metode panel.

***Implikasi Analisa Conditional Convergence: Sumber-sumber Pertumbuhan Ekonomi Initial Real Per Capita GDRP***

Estimasi koefisien pada log (PDRB riil per kapita) dari kolom 1 tabel 5.4 dan 5.5 masing-masing adalah -0,02396 (s.e.= 0,0038) dan -0,02071 (s.e.= 0,0185). Hasil ini menyatakan bahwa satu persen penurunan dalam tingkat PDRB per kapita akan meningkatkan pertumbuhan sekitar 2 - 2,4 persen per tahun. Besaran koefisien ini adalah signifikan dan secara nyata mengkonfirmasi eksistensi konvergensi kondisional di Indonesia dan berimplikasi bahwa konvergensi terjadi pada tingkat 2% - 2,4% per tahun. Konvergensi dikatakan kondisional dalam arti prediksi bahwa tingkat pertumbuhan lebih tinggi pada propinsi yang memiliki level pendapatan yang lebih rendah hanya berlaku jika variabel penjelas lainnya dipertahankan konstan. Pada tingkat konvergensi ini, maka 2-2,4% persen kesenjangan akan tereliminir dalam satu tahun dan setengah dari kesenjangan awal akan tertutup dalam waktu sekitar 29 - 33 tahun.

***Educational Attainment***

Pendidikan -yang diukur oleh tingkat pendidikan yang berhasil ditamatkan- memiliki efek positif pada pertumbuhan. Estimasi koefisien ini dari tabel 5.4 dan 5.5 masing-masing adalah 0.02644 (s.e.= 0.02291) dan 0.01578 (s.e.= 0.052), yang mengindikasikan bahwa satu point tambahan dalam *educational attainment* akan meningkatkan tingkat pertumbuhan 1,5 - 2,6 persen poin. Sejalan dengan literatur dan studi empiris terdahulu, hasil ini semakin menegaskan bahwa pendidikan merupakan salah satu kunci pertumbuhan ekonomi.

***Life Expectancy***

Angka harapan hidup terlihat memiliki efek positif pada tingkat pertumbuhan. Koefisien untuk indikator ini masing-masing adalah 0.0241 (s.e.=0.0324) dan 0.00122 (s.e.=0.0537). Adalah cukup mengejutkan mendapati besaran koefisien yang kecil dari yang terakhir, mengingat bahwa variabel ini juga merupakan proksi terhadap kondisi lain selain kondisi kesehatan yang merefleksikan keadaan yang diinginkan masyarakat -dan karenanya semestinya memiliki korelasi yang kuat terhadap pertumbuhan. Dengan besaran ini maka diprediksikan peningkatan satu persen dalam *life expectancy* akan menaikkan tingkat pertumbuhan sebesar 0,1 - 2,4 persen per tahun. Kemungkinan penjelasan untuk hal ini adalah bahwa masyarakat negara berkembang -yang merupakan tipikal penduduk propinsi-propinsi di Indonesia- cenderung lebih keras dalam bekerja, tanpa terhalang oleh tingkat kesehatan, karena dipaksa oleh keadaan.

#### *Fertility Rate*

Tingkat fertilitas -dengan estimasi koefisien -0,0258 (s.e.=0,0159) dan -0.03995 (s.e.=0,0251)- terlihat memiliki korelasi negatif yang kuat terhadap tingkat pertumbuhan. Penurunan satu persen dalam tingkat fertilitas akan menaikkan tingkat pertumbuhan sebesar 2,6 -4 persen per tahun. Hasil ini relevan dalam konteks kondisi empiris propinsi-propinsi Indonesia dimana jumlah penduduk yang besar -yang ditandai oleh dominasi penduduk usia muda dan tingkat pendidikan yang relatif rendah- menjadi salah satu masalah krusial dalam pembangunan.

#### *Inflation Rate*

Dengan estimasi koefisien sebesar -0,0118 (s.e.=0.03358) dan -0,0208 (0,030), kita dapat mengatakan bahwa tingkat inflasi regional -yang didekati dengan tingkat pertumbuhan IHK di ibukota masing-masing propinsi- secara nyata berhubungan negatif dengan tingkat pertumbuhan. Inflasi akan menyakiti pertumbuhan dalam artian bahwa kenaikan satu poin dalam inflasi akan menurunkan tingkat pertumbuhan sebesar 1,2 - 2 persen per tahun. Hasil ini menegaskan kepada pengambil kebijakan bahwa stabilitas makroekonomi regional -yang dicerminkan oleh tingkat inflasi- merupakan faktor yang penting bagi pertumbuhan.

#### *Regional Dummy*

Masuknya variabel *regional dummy*, memberi dimensi baru dalam persamaan walau dengan efek yang kecil. Dengan koefisien masing-masing dari kolom 2 dengan perhitungan SUR dan 3-SLS sebesar 0,0002 (s.e.=0,002) dan -0,0057 (s.e.=0,007), variabel ini mengkonfirmasi dua hal yang bertentangan. Dengan SUR, diprediksikan propinsi-propinsi KBI akan tumbuh lebih tinggi sebesar 0,02 persen. Dengan 3-SLS, diprediksikan propinsi lainnya yang memiliki tingkat pertumbuhan lebih tinggi 0,57 persen. Hasil manapun yang kita ambil, keduanya nampak mendekati nol. Dengan kata lain, kita dapat mengatakan hampir tidak ada pengaruh kawasan pada tingkat pertumbuhan ekonomi regional. Hal ini tampaknya juga didukung oleh tingkat konvergensi yang dihasilkan yang mirip dengan perhitungan sebelumnya, kecuali perhitungan 3-SLS Hasil 3-SLS justru menghasilkan koefisien PDRB yang sangat tinggi 0,035 (s.e.=0,021).

#### *Infant Mortality Rate*

Sejalan dengan indikator kesehatan lainnya, variabel *infant mortality rate* (IMR) tampak memiliki korelasi positif -dan ini cukup mengejutkan- yang sangat kuat dengan tingkat pertumbuhan. Dengan estimasi koefisien 0,067 (s.e.=0,063) dan 0,058 (0,157) dari kolom 3 tabel 5.4 dan 5.5, IMR secara mantap menempatkan diri dalam salah

satu kandidat kuat sebagai determinan bagi tingkat pertumbuhan jangka panjang. Kemungkinan penjelasan hal ini adalah nilai ekonomi anak yang tinggi bagi keluarga berpendapatan rendah yang merupakan tipikal penduduk propinsi-propinsi. Dengan demikian, penurunan angka kematian bayi secara langsung akan menambah tenaga produktif dalam keluarga yang diharapkan dapat menghasilkan pendapatan lebih tinggi bagi keluarganya.

Apakah prediksi diatas dapat kita perkirakan akan berubah secara substansial? Perbaikan yang signifikan dalam variabel-variabel penjas dalam persamaan, akan menolong pertumbuhan secara langsung. Maka, penurunan besar-besaran dalam variabel ini akan berefek sebaliknya (dan inilah yang sekarang terjadi akibat krisis ekonomi yang berkepanjangan).

Kita dapat pula mengatakan perubahan institusi dan kebijakan yang tepat akan dapat menolong pertumbuhan. Dan peluang untuk hal ini terbuka lebar mengingat sebagai negara berkembang, institusi di negara kita masih dalam tahap mencari bentuk yang tepat. Perbaikan institusi birokrasi dan pelayanan publik menjadi sebuah kebutuhan yang mendesak. Selain itu banyaknya distorsi-distorsi dalam pembangunan selama ini jelas membutuhkan perbaikan segera, yang apabila hal ini diperbaiki secara cepat dan tepat akan memberi kontribusi yang tidak sedikit dalam perbaikan.

Namun, secara spekulatif kita dapat pula mengatakan hal yang sebaliknya, bahwa pemerintah dapat pula melakukan perubahan institusi dan kebijakan yang tidak tepat, bahkan ngaco. Bila ini terjadi tentu akan merugikan pertumbuhan dalam skala yang tidak kecil. Dan sialnya, inilah yang sekarang terjadi dalam pemerintahan rezim Gus Dur yang baru seumur jagung ini!

### c. Kesimpulan Tentang Pertumbuhan

Perbedaan dalam tingkat pertumbuhan PDRB per kapita antar propinsi adalah lebar dan secara sistematis dapat dijelaskan oleh sejumlah variabel penjas. Dengan analisa regresi terhadap hipotesis konvergensi, kita akan mengetahui secara tegas dan spesifik elemen mana saja yang berpengaruh pada tingkat pertumbuhan. Satu elemen penting dari penelitian ini adalah tingkat konvergensi (*the rate of convergence*) -efek positif pada pertumbuhan ketika tingkat awal PDRB per kapita masih rendah relatif terhadap *human capital* dalam bentuk *educational attainment* dan *life expectancy*. Dengan mengetahui tingkat kecepatan konvergensi ini, kita dapat memberi rekomendasi kebijakan yang tepat untuk pertumbuhan ekonomi propinsi yang tinggi.

Terdapat bukti kuat bahwa propinsi-propinsi yang memiliki *human capital* yang tinggi akan tumbuh lebih cepat terhadap posisi *steady-state*-nya masing-masing. Tingkat pertumbuhan penduduk - yang dicerminkan oleh tingkat fertilitas- secara jelas berkorelasi negatif dengan tingkat pertumbuhan. Sementara itu tidak terdapat

cukup bukti untuk mengatakan bahwa faktor letak geografis propinsi mempengaruhi tingkat pertumbuhan. Pada saat yang sama, hasil regresi menegaskan pentingnya stabilitas makroekonomi regional - yang direfleksikan oleh tingkat inflasi- untuk pertumbuhan yang tinggi dan lestari.

### **Bibliografi**

- Aziz, Iwan Jaya. *Ilmu Ekonomi Regional dan Beberapa Aplikasinya di Indonesia*. Jakarta: Lembaga Penerbit FEUI, 1994.
- Barro, Robert J. *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*. Massachusetts: The MIT Press, 1997.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill Inc., 1995.
- BPS. *Pendapatan Domestik Regional Bruto Propinsi-Propinsi di Indonesia: 1971-1977, 1975-1982, 1983-1990, 1993-1996*. Jakarta.
- BPS. *Penduduk Indonesia: Hasil Sensus Penduduk 1971, 1980, 1990*. Jakarta
- BPS. *Statistik Indonesia 1974, 1979, 1982, 1983, 1987, 1988, 1992, 1994, 1995*. Jakarta.
- BPS. *Tren Fertilitas, Mortalitas dan Migrasi*. Jakarta: BPS, 1994.
- BPS and UNDP. *Indonesian Human Development Report 1996: Summary*. Jakarta: BPS, 1997.
- Garcia-Garcia, Jorge and Lana Soelistianingsih. *Why Do Differences in Provincial Incomes Persist in Indonesia?* Indonesia Discussion Paper Series, July 1997.
- Gaynor, Patricia E. and Rickey C. Kirkpatrick. *Introduction to Time-Series Modeling and Forecasting in Business and Economics*. New York: McGraw-Hill, 1995.
- Giarratani, Frank and Soeroso. "A Neoclassical Model of Regional Growth in Indonesia." *Journal of Regional Science*, Vol. 25. No. 3, 1985.
- Griffiths, William E., et al. *Learning and Practicing Econometrics*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1993.
- Gujarati, Damodar. *Ekonometrika Dasar*, terj. Sumarno Zain, Jakarta: Penerbit Erlangga, 1997.
- Hill, Hal. *The Indonesian Economy Since 1966: South East Asia Emerging Giant*. Melbourne: Cambridge University Press, 1996.
- Judge, Guy. *Quantitative Analysis for Economics and Business: Using Lotus 1-2-3*. London: Harvester Wheatsheaf, 1990.
- Mason, Robert D., et al. *Statistical Techniques in Business and Economics. Tenth ed.* New York: Irwin/McGraw-Hill, 1999.
- National Bureau of Economic Research. *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*. Chicago: The University of Chicago Press, 1995.

- Nazara, Suahasil. "Pertumbuhan Ekonomi Regional Indonesia: Analisis Empiris Data Panel Propinsi di Indonesia 1985-1991." Skripsi Sarjana Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia, Depok, 1994.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld. *Econometric Models and Economic Forecasts. Fourth ed.* New York: McGraw-Hill, Inc., 1998.
- Quantitative Micro Software (QMS). *Eviews : User Guide. Version 2.0.* California: QMS, 1994-1995.
- Republik Indonesia, *Nota Keuangan dan Rancangan Anggaran Pendapatan dan Belanja Negara Tahun Anggaran 1998/1999 (Yang disempurnakan).*
- Susanti, Hera. *et.al. Indikator-Indikator Makroekonomi.* Jakarta: Lembaga Penerbit FEUI, 1995.
- Tjiptoherjanto, Prijono. "Mobilitas Sebagai Tantangan Kependudukan Masa Depan" Pidato Guru Besar dalam Ilmu Ekonomi pada FEUI, Depok, 21 Oktober 1998.
- Todaro, Michael P. *Economic Development. Fifth ed.* New York: Longman Publishing, 1994.
- United Nations Development Programme (UNDP). *Human Development Report 1996, 1997, 1999.* New York: Oxford University Press.
- World Bank. *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy.* Washington, D.C.: Oxford University Press, 1993.
- World Bank. *Indonesia: Sustaining Development.* Washington, D.C.: The World Bank, 1994.