

ANÁLISE DAS DISPARIDADES DE BEM-ESTAR ENTRE OS ESTADOS DO BRASIL

1. Introdução e Revisão de Literatura

A hipótese da convergência da renda *per capita* é um resultado direto dos modelos neoclássicos de crescimento, derivados a partir do trabalho seminal de Solow (1956). De um modo geral, uma vasta literatura empírica sugere que as economias como um todo não devem convergir para um mesmo nível de renda *per capita*, mas que economias com características estruturais comuns tendem a convergir para níveis de renda *per capita* semelhantes.¹

Estudos recentes sobre o processo de convergência no Brasil, utilizando diversas metodologias, vêm constantemente apontando para a existência de clubes de convergência. Os trabalhos de Andrade et al (2004), em âmbito municipal, e de Gondim e Barreto (2004), em âmbito municipal e estadual, utilizam a metodologia baseada na dinâmica das distribuições de renda, proposta por Quah (1996). Tais trabalhos sugerem um caráter regional para os clubes de convergência identificados, visto que, o clube de baixa renda é formado predominantemente pelos municípios/estados das regiões Norte e Nordeste, enquanto o clube de renda mais elevada é composto principalmente pelos municípios/estados das regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste.

Em conformidade com tais resultados, o trabalho de Coelho e Figueiredo (2007) segue a técnica proposta por Johnson e Takeyama (2003)² e dá enfoque ao papel das condições iniciais no processo de formação de clubes de convergência dos municípios brasileiros. Este trabalho sugere que o surgimento desses clubes se deve, em grande parte, às desigualdades existentes entre as regiões e não dentro das regiões.

O trabalho de Trompieri Neto, Linhares e Castelar (2008), baseado em um painel dinâmico não-linear, também busca compreender de que forma o processo de convergência se dá entre os estados brasileiros definindo endogenamente clubes de convergência, de maneira similar a Durlauf e Johnson (1995). Apesar de utilizarem técnicas diferentes das de Coelho e Figueiredo (2007), Trompieri Neto, Linhares e Castelar também sustentam a hipótese de 2 clubes de convergência distintos no Brasil.

Penna e Linhares (2009), utilizando como base a metodologia proposta por Phillips e Sul (2007), examinam a existência de tendências de crescimento comuns e a formação de clubes de convergência entre os estados do Brasil admitindo a possibilidade de heterogeneidade no processo de desenvolvimento tecnológico. Assim como nos estudos relatados anteriormente, Penna e Linhares também evidenciam a formação de dois clubes de convergência: um primeiro formado principalmente pelos estados das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul e um segundo formado, sobretudo, pelos estados das regiões Norte e Nordeste.

A partir destes estudos, nota-se um possível consenso sobre a existência de clubes de convergência de renda *per capita*. Levando-se em conta a existência de uma relação positiva entre riqueza econômica e bem-estar, que é bastante óbvia ao nível individual, e tende também a ser verdadeira entre economias, tornou-se usual valer-se da renda *per capita* como critério de avaliação do bem-estar de uma dada sociedade. Ao se trazer esta relação entre renda *per capita* e bem-estar social para a análise do processo de convergência, o processo de formação de clubes de convergência de renda parece sugerir, num primeiro momento, que também estão se formando clubes de convergência de bem-estar. Entretanto, de acordo com Sen (1974), a renda *per capita* de uma determinada região deve ser vista com cautela, pois se a renda de determinada região for distribuída de maneira desigual, então o nível médio do rendimento *per capita* pode ser uma aproximação enganosa do bem-estar desta região.

¹ Durlauf e Johnson (2008) é um excelente *survey* que trata do processo de convergência.

² Johnson e Takeyama (2003) buscaram determinar qual forma de convergência (beta convergência condicional, beta convergência incondicional e clubes de convergência) melhor descreve a dinâmica da renda dos estados norte-americanos. Este estudo é baseado no trabalho pioneiro de Durlauf e Johnson (1995), que utilizam *regression tree* e as variáveis renda *per capita* e taxa de alfabetização como determinantes dos grupos.

Nesta linha argumentativa, Sen sugere que é necessário considerar não só o primeiro, mas também o segundo momento da distribuição de renda, ou seja, na mensuração do bem-estar social é imprescindível que se atente não só para a renda *per capita per si*, mas também para a desigualdade ou dispersão de renda entre os indivíduos. Com efeito, para uma determinada economia i , Sen propôs o seguinte índice de bem-estar social: $\omega_i(\mu_i, g_i) = \mu_i(1 - \alpha g_i)$, onde ω é uma medida de bem-estar, μ a renda *per capita*, α é um parâmetro de aversão a desigualdade e g é o índice de Gini³.

O índice descrito prevê que o nível da renda *per capita* deve ser penalizado de acordo com a maneira como a renda é distribuída. Nota-se que as elasticidades do índice com respeito à μ e g são, respectivamente, 1 e $-g/(1-g)$. Isto sugere que, conforme o coeficiente de Gini vai declinando a partir de 0.5, maior será a sensibilidade deste indicador em relação à renda. Analisando os casos extremos do coeficiente de Gini, constata-se que para um coeficiente igual à unidade teremos uma desigualdade extrema, ou seja, toda a renda estaria concentrada nas mãos de uma única pessoa e o restante dos indivíduos da população seriam privados dos benefícios que poderiam usufruir caso a renda fosse distribuída de modo igualitário. Desta forma, a renda *per capita* de uma determinada região não seria uma boa aproximação do bem-estar da sua população. De modo contrário, se o índice de Gini for igual a zero, então a renda será perfeitamente distribuída e a renda *per capita per si* é um excelente indicio do bem-estar dos indivíduos que desfrutam da mesma.

Diversos estudos, utilizando as mais variadas técnicas, já foram realizados buscando analisar o processo de convergência do índice de bem-estar proposto por Sen (1974). Em âmbito internacional, Ravallion (2003), Wodon e Yitzhaki (2005), Ezcurra e Pascual (2005) e Gruen e Klasen (2008), fizeram análises utilizando dados em painel. Ezcurra, Pascual e Rapún (2006) também realizaram uma análise do índice de bem-estar para um painel de países da União Européia. Em nível regional, Mas e Goerlich (2004) e Zarco, Pérez e Alaiz (2007) analisaram o processo de convergência deste índice para as províncias espanholas e, Marina (2000) para as províncias Argentinas.

Dentre estes estudos, o que desperta maior atenção é o de Mass e Goerlich (2004), pois tendo como base as rendas *per capita*s e no índice de Gini das províncias espanholas nos anos de 1955, 1999, 1973 e 1991, estes autores relatam que a penalização para a desigualdade aludida por Sen (1974) não seria capaz de afetar o processo de convergência de renda na Espanha; ou seja, a formação de clubes de convergência de renda poderia estar implicando na formação de clubes de convergência de bem-estar.

Apesar da literatura internacional já analisar o processo de convergência de bem-estar, análises do tipo ainda não foram realizadas para o Brasil. Investigações deste tipo são extremamente relevantes, pois a constatação de que o processo de formação de clubes de convergência de renda é acompanhado pela formação de clubes de bem-estar, em termos de políticas públicas, é um resultado que exige ainda mais esforço do Governo Federal, a fim de que se reduzam as disparidades regionais.

Utilizando-se da metodologia de Philips e Sul (2007), este trabalho busca constatar se o que ocorre para a Espanha também ocorre para o Brasil, isto é, o presente estudo busca averiguar se, mesmo levando em conta o papel da distribuição de renda, ainda existiriam evidências de que os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste vêm se destacando dos estados do Norte e Nordeste. A metodologia aqui empregada permite que o comportamento temporal de cada estado leve em consideração a distribuição da renda em cada estado, a renda *per capita* estadual, a heterogeneidade não observável entre os estados e uma tendência de longo prazo associada a todas estas variáveis.

Na revisão bibliográfica feita ao longo da elaboração deste estudo, também não foram identificados estudos que buscassem mensurar o nível de recursos necessários para que este possível processo de formação de clubes seja desfeito. Em termos de políticas de redução de

³ Usualmente o parâmetro de aversão à desigualdade, α , é igualado à unidade (aversão absoluta a desigualdade). É de se esperar que o índice de Gini, g , possa dar lugar a qualquer função crescente na desigualdade de renda como, por exemplo, o índice de desigualdade de Theil.

desigualdades, esta medida é de extrema relevância para se ter uma idéia do tamanho do desafio em que os gestores de políticas estão inseridos.

O trabalho foi dividido da seguinte maneira: após esta introdução e revisão da literatura, a metodologia aqui empregada é apresentada. Posteriormente se descreve de que forma foi montado o painel de dados que foi utilizado para o cômputo das estimativas. Logo após são apresentados os resultados. Na quinta seção buscou-se mensurar o nível de recursos necessários para que este possível processo de formação de clubes seja desfeito. Na sexta seção seguem-se os comentários finais. Ao final do trabalho, como de praxe, são apresentadas as referências bibliográficas.

2. Metodologia

Seja o índice de bem-estar social, proposto por Sen (1974) definido como: $\omega_i = \mu_i(1 - g_i)$, onde ω é uma media de bem-estar, μ a renda *per capita* e g é o índice de Gini; então pode-se formar um painel de dados W_{it} , onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ denotam as unidades *cross-section* e o tempo, respectivamente. Usualmente, W_{it} é decomposto em dois componentes, um sistemático, a_{it} , e um transitório, g_{it} , ou seja,

$$W_{it} = a_{it} + g_{it} \quad (1)$$

Entretanto, não há razão pela qual a alteração no processo dinâmico da distribuição de renda ocorra de forma homogênea entre as unidades *cross-section*. Cada estado possui seus problemas e oportunidades específicos, e isto terá influencia direta não só sobre a dinâmica de crescimento, mas também sobre a distribuição da renda de cada um deles, ou seja, é de se esperar que um índice de bem-estar se comporte de forma relativamente heterogênea entre estados.

A estratégia empírica de Phillips e Sul (2007) foi a de modelar este painel de modo que os componentes comuns e idiossincráticos pudessem ser distinguidos,⁴ ou seja,

$$W_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left(\frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t, \quad (2)$$

onde μ_t é um componente que determina a trajetória de estado estacionário, ou seja, uma trajetória comum de crescimento e $b_{i,t}$ é um elemento idiossincrático que varia no tempo capaz de mensurar os efeitos individuais de transição.

Deste modo, poderia se idealizar $b_{i,t}$ como a trajetória de transição individual de i , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum, μ_t .⁵ Nestes termos, seria possível se testar convergência de longo prazo (quando $t \rightarrow \infty$) sempre que a heterogeneidade não observável se dissipe, quer dizer, sempre que $g_{i,t} \rightarrow g_i$.

⁴ A idéia de Phillips e Sul (2007) era a de modelar a renda *per capita* sob hipótese de progresso tecnológico heterogêneo, entretanto, tal estratégia nada mais é do que uma maneira alternativa para se modelar uma heterogeneidade não observável. Isto sugere que a análise do processo de convergência pode ser empregada numa variedade de outros temas como, por exemplo, na análise de convergência do nível de gás carbônico *per capita* [Panopoulou e Pantelidis (2009)], na análise de convergência do retorno de bolsas [Caporale, Erdogan e Kuzin (2009)] ou na análise de convergência de bem-estar, como discutido aqui.

⁵ É necessário ressaltar que, embora exista esta heterogeneidade entre estados, determinadas regiões ainda guardam características comuns entre os estados que as compõem. Tais características comuns podem ser influência de fatores culturais, tecnológicos (como preconizam Phillips e Sul), institucionais, sócio-econômicos, governamentais e de outros fatores não observáveis, daí a suposição do componente comum.

Inferências sobre o comportamento de $b_{i,t}$ não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em $b_{i,t}$ é igual ao número de observações. Uma alternativa para modelar os elementos de transição, $b_{i,t}$, vem da construção de um coeficiente de transição relativo, $h_{i,t}$, definido como:

$$h_{i,t} = \frac{\hat{w}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}}, \quad (3)$$

onde $\hat{w}_{i,t}$ representa o índice de bem-estar social sem o componente de ciclos econômicos.⁶

Sendo assim, as curvas traçadas por $h_{i,t}$ definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto a economia i se desloca em relação à trajetória de crescimento comum, μ_t . Dessa forma, $h_{i,t}$ pode diferir entre as i economias no curto prazo, mas admite convergência a longo prazo sempre que $h_{i,t} \rightarrow 1$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$. Ressalta-se ainda que, se isso ocorrer, a variância *cross-section* de $h_{i,t}$ converge para zero; ou seja, tem se que

$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ quando } t \rightarrow \infty. \quad (4)$$

Com base nesta modelagem, Phillips e Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste $\log t$. Os autores propõem a seguinte forma semi-paramétrica para se modelar os coeficientes de transição, assumindo que os mesmos são tendências estocásticas lineares e permitindo-se heterogeneidade entre economias ao longo do tempo:

$$b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}, \quad (5)$$

onde $L(t)$ é uma função *slowly varing* (SV), crescente e divergente no infinito; $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$, α governa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e, $\sigma_i > 0$ e $t \geq 1, \forall i$.

Notando que, $L(t) \rightarrow \infty$ quando $t \rightarrow \infty$, então essa formulação assegura que $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$, ou seja, sempre haverá convergência se $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$ e divergência caso contrário. Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

$$\text{i) } \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \Leftrightarrow b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0 \quad \text{e}$$

$$\text{ii) } \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \Leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0,$$

⁶ Na prática, ao trabalharmos com variáveis macroeconômicas teremos que $\log y_{i,t} = b_{i,t} \cdot \mu_t + \kappa_{i,t}$, onde $\kappa_{i,t}$ representa um efeito de ciclo de negócios. A remoção do componente de ciclos pode ser realizada através da utilização do filtro de Whittaker-Hodrick-Prescott (WHP). Esta abordagem não requer nenhuma especificação a priori para μ_t e é bastante cômoda, pois requer um único parâmetro de smooth como input.

Assim sendo, é possível estabelecer um teste da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não-convergência. Tal teste é baseado nas seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} \text{Hipótese nula} & \quad H_0 : b_i = b \quad \& \quad \alpha \geq 0 & \quad (6) \\ \text{Hipóteses alternativas} & \quad \begin{cases} H_{A1} : b_i = b, \forall i \quad \& \quad \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \text{ para algum } i \quad \& \quad \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Esta abordagem também permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes $\{G_1, G_2\}$; $G_1 + G_2 = N$ então a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_A : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_2 \end{cases} \quad (6')$$

A regressão para se testar (6) supondo $L(t) = \log t$ é baseada na seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = T_0, \dots, T \quad , \quad (7)$$

onde H_1/H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ e $h_{it} = \hat{w}_{it} / N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{it}$.

Sob hipótese nula, os coeficientes de (7) podem ser testados com base num teste t unilateral, robusto a auto-correlação e heterocedasticidade. Para um nível de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$.

Phillips e Sul também sugerem que a regressão (7) seja realizada após se descartar uma fração amostral. Após extensivas simulações de Monte Carlo, estes autores sugerem que (7) deva ser regredida após se cortar, aproximadamente, um terço das observações iniciais. A fração $r = 0.3$ foi encontrada através de extensivas simulações de Monte Carlo e os resultados destas simulações sugerem que tal fração é a ideal em termos de tamanho e poder.

A rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode estar indicando a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários. Quando isso ocorre, pode-se ter a divergência de alguns membros do painel e/ou a formação de clubes de convergência. Neste contexto, um algoritmo que realize a aplicação seqüencial do teste $\log t$ permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às usuais características observáveis que condicionem o devido agrupamento deste clube.⁷ O algoritmo é descrito a seguir:

I) Ordenam-se as economias de acordo com o índice de bem-estar social do período final;

⁷ Observe que em trabalhos anteriores os clubes de convergência sempre eram selecionados com base em algum critério como, por exemplo, educação, desigualdade, etc.

- 2) Selecionam-se as k primeiras economias com maior índice de bem-estar, formando um sub-grupo G_k para algum $2 \leq k < N$. Estima-se a regressão $\log t$ e calcula-se a estatística de convergência $t_k = t(G_k)$ para este sub-grupo. Escolhe-se um grupo formado por k^* economias tal que t_{k^*} seja maximizado sobre k de acordo com a condição: $k^* = \underset{k}{\operatorname{argmax}} \{t_k\}$ sujeito a $\min\{t_k\} > -1,65$.⁸ Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para $k = 2$, então o estado com maior bem-estar é excluído da amostra e um novo sub-grupo, $G_{2,j} = \{2, \dots, j\}$ para $3 \leq j < N$, é formado. Repete-se este passo formando-se a estatística $t_j = t(G_{2,j})$. Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para todos os pares seqüenciais de economias, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência.
- 3) Adiciona-se uma economia por vez ao grupo primário com k^* membros e estima-se a regressão $\log t$ novamente; sempre se inclui uma nova economia ao clube de convergência se a estatística t for maior do que o critério de fixação, c^* . Quando T for pequeno ($T \leq 30$), o critério de fixação, c^* , pode ser zero para assegurar uma seleção conservadora; se T for grande, c^* pode ir assintoticamente para o valor crítico de 5%, ou seja, $-1,65$. Repete-se esse procedimento para todas as economias remanescentes e forma-se o primeiro sub-grupo de convergência a partir do grupo primário G_{k^*} suplementado pelas economias que atendem ao critério de fixação.
- 4) Forma-se um segundo grupo com as economias para o qual a regra de fixação falha no passo 3; estima-se a regressão $\log t$ e se verifica se $t_{\beta} > -1,65$, que retrata o nível de significância do teste para a convergência. Se esta condição for atendida conclui-se que existem dois grupos de convergência distintos: o grupo primário G_{k^*} e o segundo grupo. De modo contrário, se a condição não for atendida, repete-se do passo 1 ao passo 3 para verificar se este segundo grupo pode ser subdividido em um número maior de clubes de convergência. Não existindo um conjunto composto por $k \geq 2$ economias no passo 2 com $t_k > -1,65$, conclui-se que as economias remanescentes não podem ser subdivididas em subgrupos e, portanto, tais economias não convergem para um patamar comum.

3. Dados

Os procedimentos descritos acima devem ser aplicados a um painel de dados do índice de bem-estar de Sen (1974). Para tanto, são necessárias as séries estaduais do índice de desigualdade de Gini e da renda real *per capita*.

O índice de desigualdade pode ser obtido facilmente no IPEADATA para os anos de 1981 a 2008, sendo os valores nos anos de censo (1991, 1994 e 2000) preenchidos com médias entre os anos anteriores e posteriores.⁹ Também são necessárias as rendas per capita das 26 unidades da federação [o Distrito Federal não foi incluído na análise devido ao possível viés sugerido em Penna e Linhares (2009), além do que, a inclusão do mesmo poderia distorcer a comparação entre o processo de convergência da renda per capita e o processo de convergência do bem-estar social].

Embora a renda familiar per capita também seja uma variável que possa ser utilizada, optou-se por utilizar, assim como na análise do processo de convergência de renda per capita, os PIBs per capita sugeridos em Azzoni (1997); A razão para a escolha de tal variável é simples: posto que se esteja aplicando a mesma metodologia utilizada para análise de convergência da renda per capita realizada por Penna e Linhares (2009), ao se utilizar tais

⁸ A condição $\min\{t_k\} > -1,65$ retrata o nível de significância da análise, 5%.

⁹ Em termos de robustez, os resultados não se alteram para o preenchimento com as médias dos 3, dos 2 e dos primeiros anos ao redor dos *missing values*.

variáveis se teria uma melhor base de comparação entre as análises de renda per capita e bem-estar social.

Na referida base de dados não há dados para a renda per capita para os Estados do Acre, Amapá, Mato Grosso do Sul, Roraima e Rondônia para anos anteriores a 1985. O Estado do Tocantins foi fundado apenas em 1988, assim sendo, não há dados nem para a renda per capita nem para distribuição de renda. É possível incorporar estas unidades federativas à análise da mesma maneira que foi feito na análise de convergência de renda per capita¹⁰, qual seja, i) inverter a cronologia dos dados dentro do período em análise; ii) realizar uma previsão dinâmica e; iii) preencher a série invertendo novamente a cronologia dos pontos previstos.

Apesar de existirem técnicas mais avançadas para a extensão destas variáveis, é de se esperar que os procedimentos aqui utilizados não devam incorrer em sérios problemas, uma vez que os dados gerados para o período anterior 1985 são filtrados e devem apenas contribuir para a formulação do coeficiente de transição relativo. Além disso, Phillips e Sul (2007) recomendam que os primeiros anos da amostra sejam descartados para amenizar o efeito das observações iniciais; seguindo esta sugestão, o efeito dos dados gerados para este período inicial se torna irrelevante ao se testar a hipótese de convergência.

4. Resultados

Aplicando se o teste $\log t$ para o painel de dados do índice de bem-estar de Sen obteve-se uma estatística $t_{\hat{\beta}} = -7.75136$; como o valor é menor do que -1.65, este resultado sugere que não há convergência global de bem-estar social, porém, abre-se espaço para a divergência de alguma unidade ou para a possível formação de clubes de convergência. Ao se aplicar o algoritmo descrito anteriormente, os resultados sugerem que vêm se formando dois clubes de convergência de bem-estar.¹¹ Os estados que compõem cada um dos clubes e as estatísticas de teste associadas à regressão (7) são descritas a seguir:

TABELA 1: CLUBES DE CONVERGENCIA DE BEM-ESTAR IDENTIFICADOS¹²

GRUPO 1	Parâmetro	$\hat{\beta}$	$t_{\hat{\beta}}$
Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo, Tocantins.	β_0	-3.227	-11.499
	β_1	0.697	7175
GRUPO 2	Parâmetro	$\hat{\beta}$	$t_{\hat{\beta}}$
Acre, Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Minas Gerais, Mato grosso do Sul, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima e Sergipe	β_0	-1.775	-10.891
	β_1	-0.016	-0.276

Fonte: Elaboração dos Autores

¹⁰ O coeficiente de Gini para o estado dos Tocantins no período anterior a 1988 foi preenchido utilizando-se o critério linear.

¹¹ No presente estudo, o corte de um terço das observações iniciais (os 9 primeiros anos), conforme sugerido por Phillips e Sul, propiciou regressões com dimensão tempo igual a 18. Esta dimensão é relativamente pequena e os resultados apresentados requerem alguma robustez: Os resultados se mantêm para cortes dos 8 ou 7 primeiros anos das séries; cortando uma fração um pouco maior (os 10 primeiros anos), os resultados apontam para os mesmos clubes encontrados na análise da convergência de renda *per capita*. Outra alternativa é, ao invés de realizar os procedimentos nas séries em nível, aplicar o algoritmo nos *log* dos índices de bem-estar; fazendo isto, a dispersão entre as séries é reduzida e as observações iniciais têm um menor efeito sobre a regressão. Com *logs*, os resultados se mantêm para cortes das 4, das 5 e das 6 observações iniciais. Isto sugere que nossos resultados parecem ser robustos no que se trata da dimensão tempo.

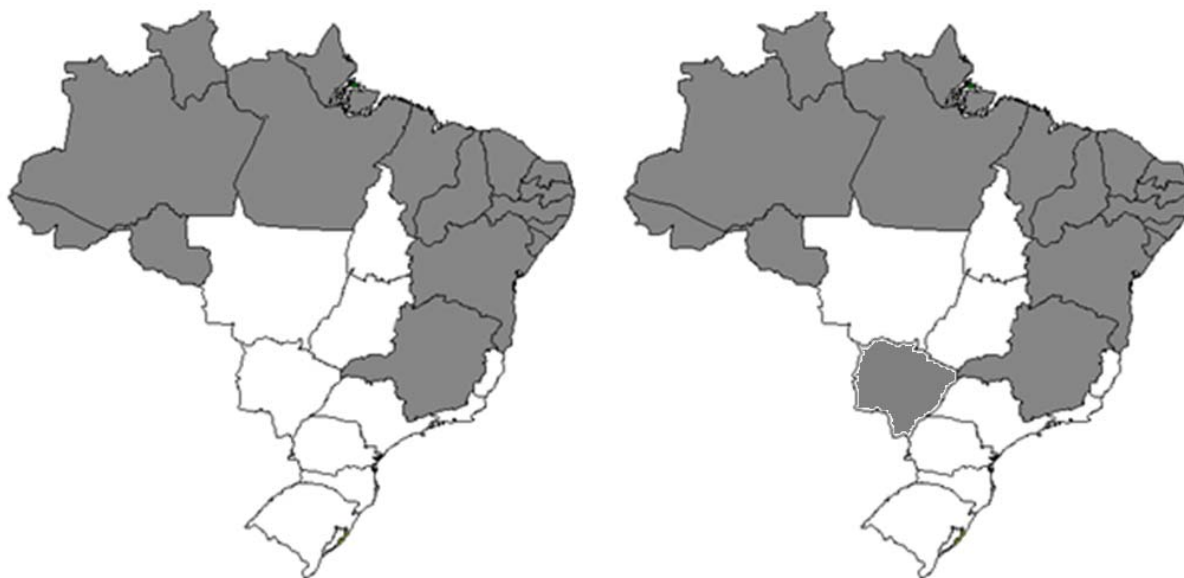
¹² Regressão base: $\log(H_t/H_0) - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$

Ao comparar este resultado, que leva em consideração o bem-estar social, com as análises de convergência de renda *per capita* realizadas em estudos anteriores, constata-se que os membros que formam os clubes de bem-estar social são praticamente os mesmos que formam os clubes de renda *per capita*. Ou seja, a segregação regional, já relatada em estudos que utilizaram a renda *per capita*, permanece ocorrendo quando uma análise de bem-estar social é feita.

A única exceção é o caso do Mato Grosso do Sul, que nas análises de convergência de renda fazia parte do grupo mais desenvolvido e, que aqui se desloca para o grupo do Norte e Nordeste. Este deslocamento pode estar relacionado a dois fatores: à própria penalização da renda, intrínseca ao índice, e devido ao baixo desempenho dinâmico da renda *per capita* deste estado, se comparado aos demais estados do clube de renda *per capita* mais elevada.

A disposição geográfica dos estados pertencentes aos clubes de convergência de Bem-Estar é apresentada a seguir e comparada com a distribuição geográfica dos estados pertencentes aos clubes de convergência de renda *per capita*, encontrados por Penna e Linhares (2009). A dinâmica de transição relativa dos estados para suas respectivas posições de *steady-state*, dados seu grupo é apresentada no apêndice.

MAPA 1: DISPOSIÇÃO GEOGRÁFICA RENDA PER CAPITA VS BEM-ESTAR SOCIAL

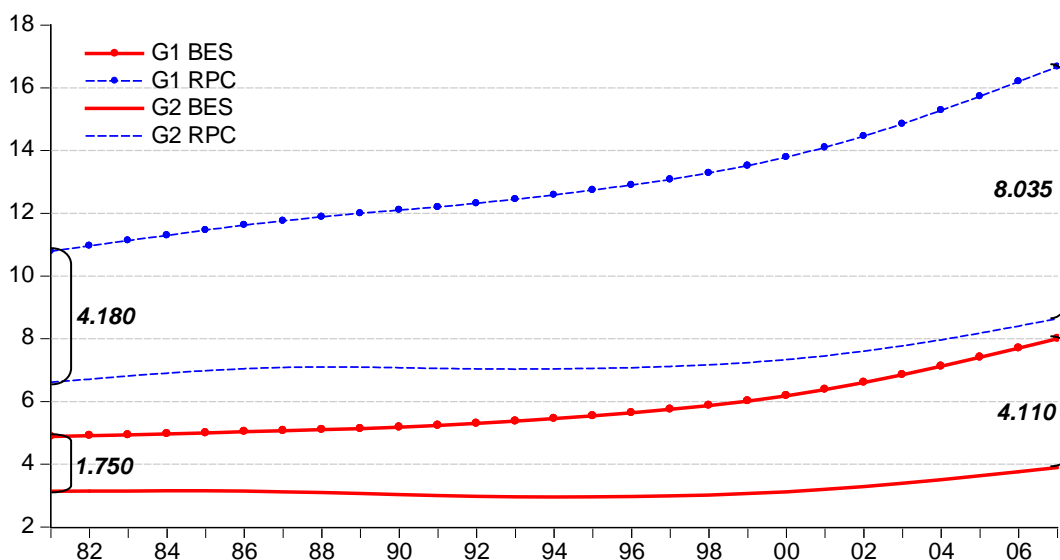


Nota: clubes com renda *per capita* / bem-estar social mais elevado em branco, clubes com renda *per capita* / bem-estar social inferiores em cinza.

Fonte: Penna e Linhares (2009) e Elaboração dos Autores

Uma questão de interesse aos gestores de políticas públicas relaciona-se ao quão grande é a diferença entre as posições de estado estacionário destes clubes. Phillips e Sul sugerem que a trajetória de estado estacionário dos clubes pode ser aproximada pela média das séries filtradas. A trajetória de longo prazo, ou de estado estacionário, dos respectivos clubes de convergência é descrita a seguir em termos de bem-estar social (BES) e de renda *per capita* (RPC):

GRÁFICO 1: TRAJETÓRIA DE LONGO PRAZO DOS CLUBES



Fonte: Elaboração dos Autores

Ao analisar as dinâmicas de longo prazo da renda, o gráfico 1 parece dar suporte à Kon (1998), que utiliza o índice de Williamson para analisar a convergência/divergência regional, e sugere que para o período de 1985-90, houve uma tendência à convergência em relação à média nacional e, no período seguinte, existiu divergência.¹³

Os resultados desta comparação revelam que as trajetórias de longo prazo do bem-estar social dos grupos passaram a divergir constantemente a partir de 87. O diferencial de bem-estar entre grupos, em 1981, era de aproximadamente R\$ 1.750,00; em 2007 esse diferencial passou para R\$ 4.110,00.¹⁴ Ou seja, se tratando de bem-estar social, a diferença entre as posições de estado estacionário dos clubes aumentou em, aproximadamente, 2,35 vezes. No mesmo período, com relação a renda *per capita*, esta diferença é um pouco menor, aproximadamente 1,92 vezes.

É necessário chamar a atenção dos gestores de políticas públicas neste sentido: como se está incorporando a desigualdade de renda a análise, seria de se esperar que a recente melhoria nos índices de desigualdade observados nos estados do Norte-Nordeste reduzisse, pelo menos em parte, as disparidades em termos de bem-estar social. Entretanto, esta queda na concentração de renda observada nos últimos anos parece não ter sido capaz de converter o comportamento das trajetórias de longo prazo dos clubes.

5. Recursos Necessários para Equiparação

Até aqui, a análise sugere que o processo de formação de clubes de convergência de renda é acompanhado pela formação de clubes de bem-estar. Os resultados também sugerem que a disparidade entre os clubes tende a se agravar, pois há evidências de que as trajetórias de longo prazo dos clubes vêm divergindo ao longo do tempo.

¹³ Kon (1998) sugere que: “No primeiro período, as políticas econômicas voltadas à contenção do crescimento acelerado da inflação (que tendia a uma hiperinflação) contribuíram para a queda do dinamismo da Indústria de Transformação, que se concentra em regiões mais avançadas, possibilitando certo grau de descentralização da geração do produto. O crescimento da divergência no período seguinte pode ser atribuído a todo um processo de abertura às importações e aceleração do desenvolvimento tecnológico, que teve impactos mais intensos nas regiões pólo mais dotadas de infra-estrutura e de economias de aglomeração.”

¹⁴ Dados em Reais de 2007.

No que diz respeito a políticas focadas na redução da desigualdade, este resultado parece elevar ainda mais o esforço a ser despendido pelo Governo Federal. O Governo pode recorrer a três alternativas: a primeira é deixar a “mão invisível” de Adam Smith atuar por completo, ou seja, optar por não intervir ou ainda, seguindo Rawls (2001), intervir de modo que se garanta apenas um mínimo de segurança econômica para as pessoas; esta opção provavelmente agravaria as desigualdades regionais já existentes.¹⁵

Uma segunda alternativa seria condizente com o utilitarismo de Stuart Mill. A teoria utilitarista considera válido sacrificar o bem-estar de uma minoria a fim de aumentar o bem-estar geral. Esta possibilidade de sacrifício se baseia na idéia de compensação: a redução do bem-estar de uns seria compensada pelo aumento do bem-estar dos outros; se o saldo desta compensação for positivo, a ação política pode ser considerada eficaz, assim sendo, o objetivo das políticas públicas utilitaristas deveria ser o de maximizar a soma do bem-estar de todos os membros da sociedade, ou seja, o ideal utilitarista seria o de equalizar a renda *per capita* ou o bem-estar social de todos os estados.

A terceira opção é condizente com as ações políticas que parecem estar sendo implementadas, ou seja, o Governo não opta por nenhum dos extremos, e sim por uma ponderação destes. Ao se pensar em redução das disparidades, entretanto, a alternativa de maximizar a soma do bem-estar de todos os membros da sociedade, é uma que parece chamar mais a atenção.

Trazendo um pouco de Economia do Bem-Estar para a discussão em pauta, se os estados mais pobres convergirem para o nível de bem-estar social do estado mais rico sem que este seja penalizado, então esta equiparação de bem-estar social seria um resultado eficiente de Pareto especialmente pretendido. Tendo como ponto de partida o índice de Sen (1974), é possível se recorrer a uma generalização do índice inicialmente proposto, $w_i = \mu_i(1 - \alpha g_i)$, de modo que se fixe $\alpha = 1$, como de costume, e se troque o parâmetro unitário por um parâmetro $s \in [1, \bar{s}]$; ou seja, $w_i = \mu_i(s_i - g_i)$.

Seja $w_i^* = \mu_i(s_i^* - g_i)$ o bem-estar social associado ao ótimo de Pareto, então, seria possível realizar um *grid search* sobre os s_i s fixando-se os \bar{s}_i de modo que, $\bar{s}_i = (w^* / \mu_i)$. Desta forma, o bem-estar social do estado i equiparado ao bem-estar do estado em melhores condições (historicamente o Estado de São Paulo) pode ser definido da seguinte maneira: $w_i^* = \bar{w}_{SP} = \mu_i(s_i^* - g_i)$. Então, dado o coeficiente de Gini, a diferença entre os níveis de bem-estar pretendido e corrente pode ser definida como: $w_i^* - w_i = \mu_i(s_i^* - 1)$. Note-se que, como $s_i^* \geq 1$, então s_i^* indica o percentual adicional de renda *per capita* necessária para que o estado i atinja o patamar ótimo, w^* . Este patamar pode ser mensurado em termos de renda *per capita*, independentemente da maneira segundo a qual a renda é distribuída.

Para se identificar os s_i^* s que garantam a convergência global é necessário realizar um *grid search* no intervalo $[1, \bar{s}]$ para cada um dos 25 estados (São Paulo seria o *benchmark*). Para tanto, seria necessário rodar o algoritmo proposto por Phillips e Sul para uma combinação de $C_n^{d(\bar{s}-1)(n-1)}$ séries, onde d representa o número de casas decimais multiplicado por 10 que se pretende utilizar, $\bar{s}_i = (w^* / \mu_i)$ é o limite superior definido anteriormente e n é o número de estados levados em consideração na análise. Dadas as combinações possíveis, é preciso selecionar os s_i^* s de acordo com algum critério, por exemplo, de acordo com a maior velocidade de convergência,¹⁶ ou seja,

¹⁵ Baer e Miles (1999), analisando os estados dos EUA, atestam que “While neoclassical models of growth and wages posit that market forces eventually cause convergence, the evidence for the south indicates that market forces alone did not work to equalize incomes in this case”.

¹⁶ É possível demonstrar que quanto maior o valor de β_1 na regressão $\log(H_1/H_t) - 2\log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t$, maior será a velocidade de convergência para o estado estacionário.

$s_i^* = \underset{s_i}{\text{Max}} \hat{\beta}_1(s_i) \text{ s.t. } t_{\hat{\beta}_1} > 1.65$. Isto impõe a análise um custo computacional relativamente elevado. Esta proposta não leva em consideração a dimensão temporal. Aqui, os s_i^* seriam selecionados desconsiderando os pontos no tempo, ou seja, teríamos $s_{it}^* = s_i^*, \forall t$. Do contrário, ao se levar em conta a dimensão temporal, o custo computacional seria ainda mais elevado.

Embora haja este custo, dada a estrutura do teste descrita em (4), espera-se que a solução do problema apresentado seja o resultado trivial onde todos os estados se equiparem ao Estado de São Paulo no ponto final da amostra, ou seja, os s_i^* identificados seriam $s_i^* = \bar{s}_i, \forall i$. Assim sendo, em posse da população estadual, é possível se calcular o montante de recursos adicionais necessário ao estado de modo que o mesmo atinja o índice de bem-estar social pretendido, isto é, $w_i^* = \bar{w}_{SP}$. Fazendo isto para todos os estados e, como estas grandezas são diretamente comparáveis, torna-se possível calcular os percentuais da renda total requerida, de modo que cada estado atinja o bem-estar social do estado em melhores condições.

O cômputo destes exercícios é apresentado na tabela 2, a seguir, para o ano de 2007. Como São Paulo é o *benchmark*, não faz sentido apresentar o mesmo.

Na primeira coluna é apresentado o aumento porcentual na renda *per capita* estadual requerido para que o estado atinja o mesmo nível de bem-estar de São Paulo. Por exemplo, o Estado do Piauí requer que sua renda *per capita* aumente 206,52% para que seu nível de bem-estar social se equipare ao de São Paulo.

Na segunda coluna é apresentado o nível de renda necessário para que os estados alcancem São Paulo.¹⁷ O Estado que requer a maior renda para que isto ocorra é o Estado da Bahia, é necessário um aporte de recursos da ordem de, aproximadamente, R\$ 124 bilhões.

Note que, embora a renda *per capita* do Piauí precise crescer 206,52%, isso quer dizer, quase cinco vezes mais do que a do Estado de Minas, o aporte necessário de recursos para que o Estado de Minas atinja o *benchmark* é de, aproximadamente, 3,5 vezes o valor de recursos necessários para que o Piauí o faça. Obviamente, isto decorre do tamanho da população: a população de Minas é, pelo menos, seis vezes maior do que a população do Piauí, daí a necessidade de um aporte maior de recursos.

¹⁷ Este cômputo leva em conta a renda *per capita* atual, μ_i (em milhares de Reais de 2007), assim com o tamanho da população estadual, L_i : $RN_i = (s_i^* - 1) \cdot \mu_i \cdot L_i$

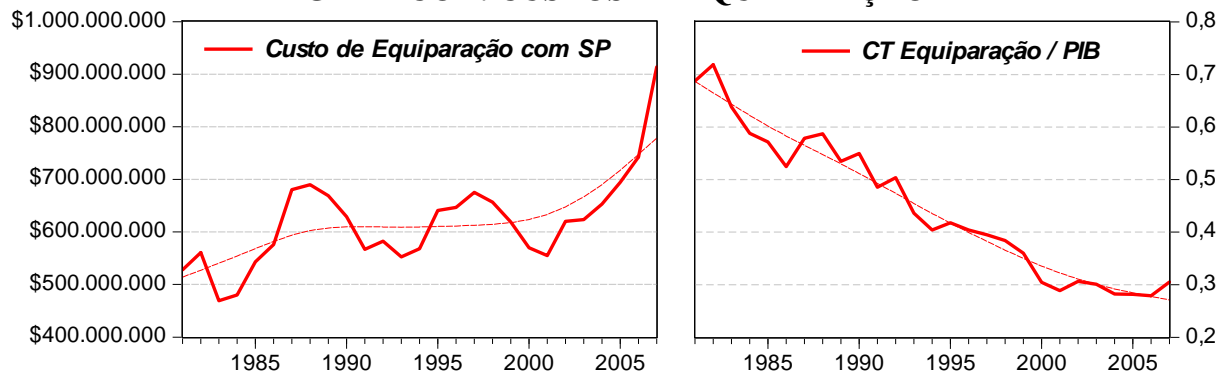
TABELA 2: RECURSOS NECESSÁRIOS PARA EQUIPARAÇÃO A SÃO PAULO

		Percentual da Renda <i>Per capita</i> Necessário para Alcançar SP	Renda Necessária para Alcançar SP (R\$ mil de 2007)	Fração da Renda Total a ser Destinada para cada Estado
GRUPO 1	ES	14.50	R\$ 9,869,317.11	1.08
	GO	50.06	R\$ 36,386,530.34	3.98
	MT	28.12	R\$ 13,214,130.23	1.45
	PR	25.39	R\$ 45,220,768.12	4.95
	RJ	14.26	R\$ 46,547,102.03	5.09
	RS	17.52	R\$ 34,817,523.77	3.81
	SC	9.74	R\$ 11,316,909.17	1.24
	TO	75.19	R\$ 9,748,600.42	1.07
GRUPO 2	AC	83.84	R\$ 5,582,746.43	0.61
	AL	156.35	R\$ 30,488,928.27	3.34
	AM	40.12	R\$ 19,059,008.22	2.09
	AP	55.84	R\$ 3,911,801.95	0.43
	BA	105.04	R\$ 124,538,941.93	13.62
	CE	141.00	R\$ 77,960,439.63	8.53
	MA	87.77	R\$ 51,064,076.40	5.59
	MG	42.78	R\$ 113,855,200.76	12.46
	MS	47.90	R\$ 14,936,185.72	1.63
	PA	114.23	R\$ 62,563,128.17	6.84
	PB	150.23	R\$ 36,117,387.04	3.95
	PE	112.83	R\$ 76,747,421.78	8.40
	PI	206.52	R\$ 31,849,322.52	3.48
	RN	105.94	R\$ 26,788,247.52	2.93
	RO	54.90	R\$ 9,629,468.30	1.05
	RR	57.01	R\$ 2,684,568.90	0.29
SE	167.95	R\$ 19,167,554.33	2.10	

Fonte: Elaboração dos Autores

Na última coluna são apresentadas as frações da renda total necessárias para que todos os estados atinjam o mesmo nível de bem-estar de São Paulo. Este exercício revela algo preocupante: para que todos os estados atinjam o indicador de bem-estar social de São Paulo, seriam necessários recursos da ordem de R\$ 914 bilhões, um montante próximo de 1/3 do PIB registrado em 2007. Ao realizar esta análise levando em conta todo o período, surgem mais detalhes interessantes: a evolução do chamado “custo de equiparação” com São Paulo, assim como sua proporção em relação ao PIB é apresentada a seguir:

GRÁFICO 2: CUSTOS DE EQUIPARAÇÃO



Fonte: Elaboração dos Autores

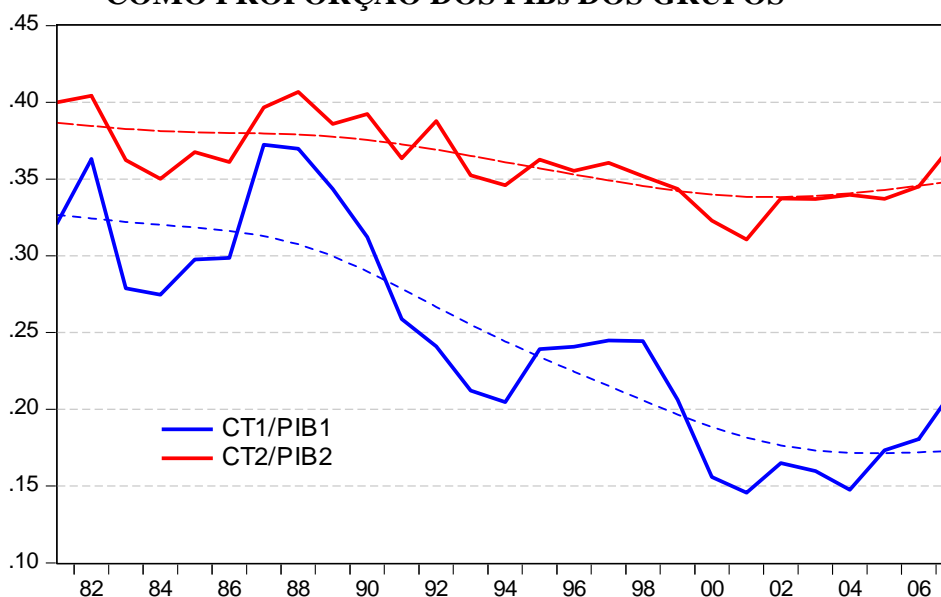
A análise dos gráficos revela que o custo de equiparação com São Paulo vem crescendo e parece ter dado uma guinada a partir de 2001. Entretanto, a partir deste mesmo ano, a proporção do custo de equiparação em relação ao PIB parece estar atingindo um possível limite inferior. Isto é consequência direta de uma análise mais apurada do gráfico 1 e das dinâmicas de transição dos grupos:

(i) Dado que São Paulo pertence ao grupo de bem-estar social mais elevado, a análise das trajetórias de longo prazo dos clubes, no gráfico 1, sugere que a evolução do bem-estar do grupo 1 parece ser mais consistente que a do segundo grupo, gerando assim um custo crescente de equiparação com São Paulo, conforme se observa no gráfico 2b;

(ii) Embora isto de fato venha a ocorrer, a análise das dinâmicas de transição (ver apêndice) sugere que as diferenças no que diz respeito a bem-estar, pelo menos dentro de cada grupo, vêm se reduzindo. Deste modo, se a análise for feita em conjunto com a análise do gráfico 1, que sugere que o bem-estar social de ambos os grupos vem crescendo, então seria de esperar que o custo de equiparação como proporção do PIB tivesse de ser decrescente, conforme o gráfico 2b, pois a evolução do PIB seria proporcionalmente mais rápida do que a evolução do custo de equiparação.

Um último exercício apresentado aqui (dentre vários possíveis) é o de se analisar os comportamentos individuais do custo de equiparação dos grupos em relação a seus respectivos PIBs. O exame é exposto a seguir.

**GRÁFICO 3: CUSTOS DE EQUIPARAÇÃO
COMO PROPORÇÃO DOS PIBs DOS GRUPOS**



Fonte: Elaboração dos Autores

O Gráfico 3 reforça as afirmativas que haviam sido feitas anteriormente. Posto que o Custo de Equiparação é crescente, o caráter decrescente da relação Custo de Equiparação / PIB, apresentado no último gráfico sugere que a evolução do PIB é proporcionalmente mais rápida do que a evolução do custo de equiparação. Como esta relação também decresce mais rápido no grupo 1, o gráfico sugere que a evolução do bem-estar do grupo 1 parece ser mais vigorosa do que a do segundo grupo.

6. Conclusão

Há um consenso na literatura recente que trata do processo de convergência onde se aponta para a formação de clubes de convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros. O presente estudo objetivou analisar o processo de convergência no Brasil, não da renda *per capita*, mas da medida de bem-estar social proposta por Sen (1974), utilizando a metodologia de séries temporais proposta em Philips e Sul (2007).

Os resultados aqui apresentados corroboraram o estudo base de Mass e Goerlich (2004), que levou em conta as rendas *per capita* e o índice de Gini das províncias espanholas e que concluiu que a penalização da renda idealizada no índice de Sen pode não ser capaz de modificar o processo de formação de clubes de convergência de renda *per capita*. Com efeito, ainda que se leve em conta a maneira como a renda é distribuída, a segregação relatada pelo processo de formação de clubes de convergência de renda *per capita* parece permanecer: o bem-estar social dos estados do Norte-Nordeste ainda permanece relativamente baixo se comparado aos estados do Centro-Sul.

Pessoa (2001), analisando o Documento do Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste pergunta: *“Por que o problema regional é mais grave do que a pobreza dos indivíduos? Por que o problema distributivo entre os cidadãos é menos grave do que o problema distributivo entre regiões? Por que a região está acima dos indivíduos? Se lembrarmos que o Nordeste é a região que de longe apresenta a pior distribuição interpessoal de renda e os maiores índices de pobreza ficamos mais perplexos.”* De fato, ao levarmos em consideração tais questões, nossos resultados apontam para esta maior perplexidade.

Nossa análise sugere que as trajetórias de longo prazo passaram a divergir constantemente ao longo das últimas décadas. O diferencial de bem-estar entre grupos, em 1981, era de aproximadamente R\$ 1.750,00; em 2007 esse diferencial passou para R\$ 4.110,00. Ou seja, se tratando de bem-estar social, a diferença entre as posições de estado estacionário dos clubes aumentou em aproximadamente 2.35 vezes. No mesmo período, mas no que diz respeito à renda *per capita*, esta diferença é de aproximadamente 1.92 vezes, ou seja, as trajetórias de longo prazo dos clubes sugerem que, proporcionalmente, as disparidades em termos de bem-estar social tendem a vir se ampliando mais do que em termos de renda *per capita*.

Posteriormente, buscou-se mensurar a quantidade de recursos necessários para que os estados obtivessem o mesmo nível de bem-estar social de São Paulo. Este exercício revela lições preciosas para os interessados na mensuração das disparidades: a primeira delas é a de que, para que todos os estados atinjam o mesmo patamar do estado com maior índice de bem-estar, seria necessária uma enorme quantidade de recursos financeiros, um montante próximo de 1/3 do PIB.

A segunda lição é a de que, em termos relativos, nem sempre o estado mais carente é o que necessita de um maior volume de recursos para que esta equiparação seja atingida. O tamanho da população estadual ainda é extremamente relevante para a análise: embora a renda *per capita* do Piauí precise se ampliar aproximadamente 5 vezes mais do que a de Minas Gerais para que estes estados tenham seu nível de bem-estar equiparado com o de São Paulo, o volume de recursos necessários para o Piauí é de aproximadamente 1/3 do volume necessário para Minas.

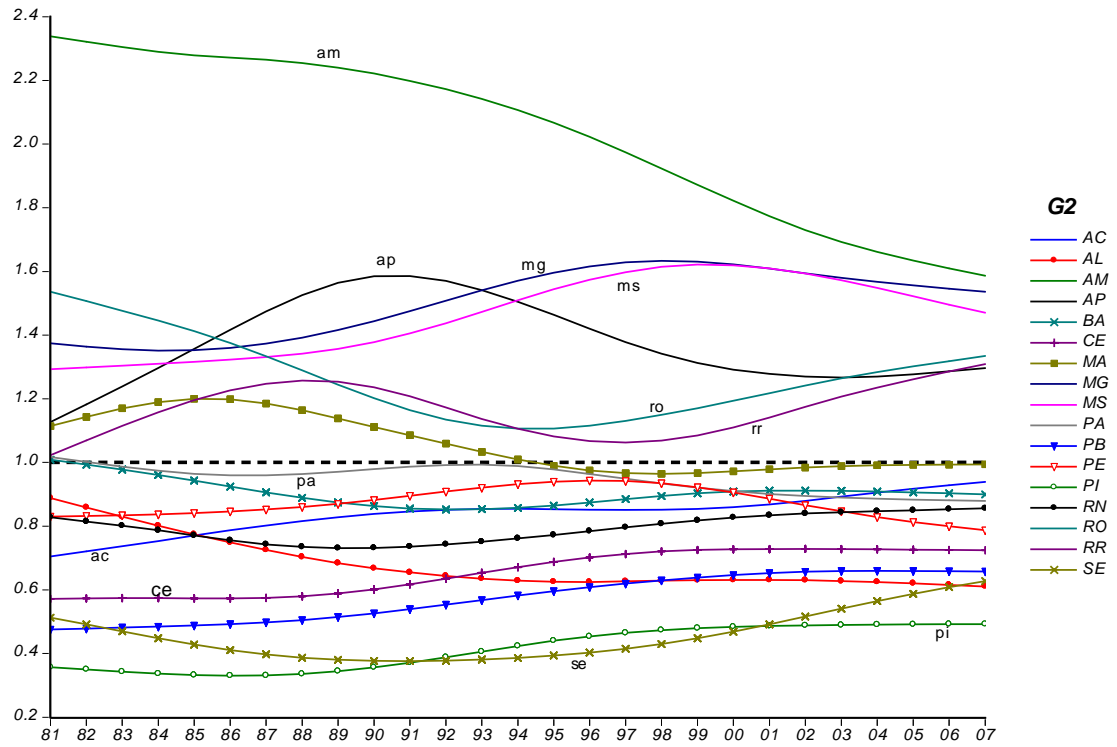
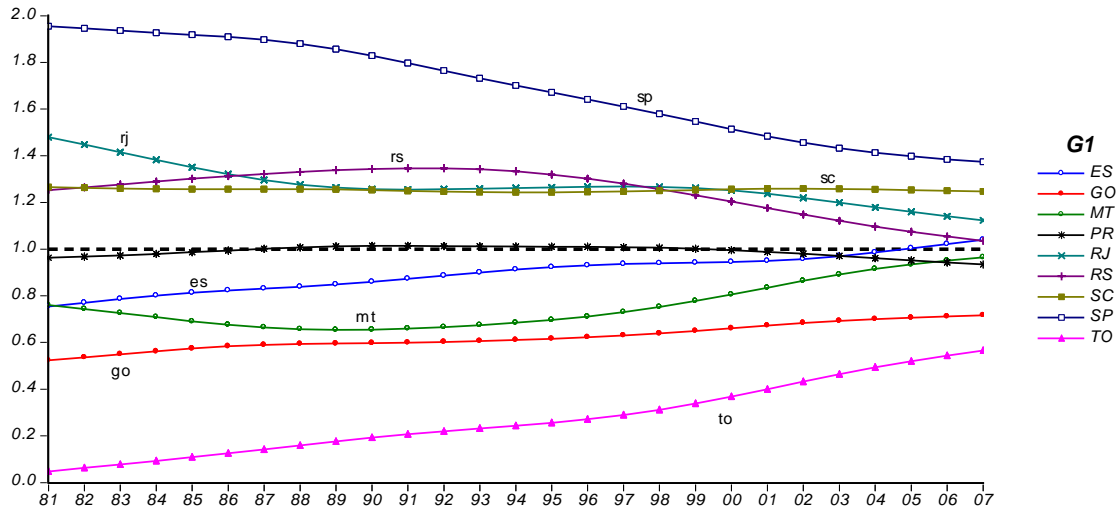
Uma terceira lição é a de que, devido ao descolamento dos grupos, o custo total de equiparação dos estados a São Paulo já é extremamente elevado e, caso as disparidades regionais persistam, este valor continuará a crescer, representando, assim, um enorme desafio no que concerne às políticas públicas. Embora este nível seja extremamente alto, o custo recente como proporção do PIB, é bem menor do que seus níveis de outrora. Como atualmente tem se visto um questionamento em relação à como os *royalties* do Pré-Sal e como o Fundo de Participação dos Estados deveriam ser distribuídos, os resultados aqui apresentados contribuem para esta discussão e sugerem que talvez seja um bom momento para se realizar políticas focadas na redução de disparidades.

7. Referências Bibliográficas

- [1] Andrade, E., Laurini, M., Madalozzo, R., & Valls Pereira, P. L. (2004). Convergence clubs among brazilian municipalities. *Economics Letters*, 83(2):179-184.
- [2] Azzoni, C. R. (1997), "Economic growth and regional income inequalities in Brazil: 1939-1992". *Latin American Economics Abstracts*, v. 1, n. 2, 1997.
- [3] Catela, E. Y. S. & Gonçalves, F. O. (2009): Convergência para Onde? Uma Análise da Dinâmica de Distribuição de Renda *per capita* a Partir do Modelo de Misturas Finas. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, pp. 441- 461.
- [4] Caporale, G. M. ; Erdogan, B. e Kuzin, V. (2009): “*Testing for Convergence in Stock Markets: A Non-Linear Factor Approach*”, CESifo Working Paper Series, CESifo Group Munich. 2009.
- [5] Coelho, R. L. P. ; Figueiredo, L. (2007), “Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros”. *Revista Brasileira de Economia*, 2007.
- [6] Durlauf, S. N. & Johnson, P. A. (1995). Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4):365-84.
- [7] Ezcurra, R. & Pascual, P. (2005): “Cross-country disparities in welfare, 1970–1998.” *Applied Economics Letters* 12(1):41-44.
- [8] Ezcurra, R., Pascual, P. & Rapún, M. (2006): "*The Spatial Distribution Of Welfare In The European Union*," Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie, Royal Dutch Geographical Society KNAG, vol. 97(4), pages 331-342, 09.
- [9] Ferreira, P. C. & Santos, C. (2007), Migração e Distribuição Regional de Renda no Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol. 37, n. 3, 2007.
- [10] Goerlich, F. J. & Mas, M. (2004): "Three (marginal?) questions regarding convergence," *Journal of Economic Studies*, Emerald Group Publishing, vol. 31(1), pages 25-38, January.
- [11] Gondim, J. L. B.; Barreto, F. A. & Carvalho, J. R. (2007) "Condicionantes de clubes de convergência no Brasil". *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 37, n.1, 2007.
- [12] Gruen, C. & Klasen, S. (2008): “Growth, inequality, and welfare: comparisons across space and time” *Oxford Economic Papers* (2008) 60(2): 212-236.
- [13] Islam, S. M. N & Clarke, M. (2002): “The Relationship between Economic Development and Social Welfare: A New Adjusted GDP Measure of Welfare”. *Social Indicators Research*, Volume 57, Number 2 / February, 2002.
- [14] Johnson, P.A. e Takeyama, L. (2003), “Absolute, conditional or Club Convergence in the U.S. States?”, Vassar College, Department of Economics, Mimeo, 2003.
- [15] Kon, A. (1998) “*Regional Dynamics in Brazil: Convergence or Divergence?*” EAESP/FGV/NPP - NÚCLEO DE PESQUISAS E PUBLICAÇÕES, RELATÓRIO DE PESQUISA Nº 06 /1998.
- [16] Marina, A. (2000): “Economic convergence of the first and second moment in the provinces of Argentina”, *Estudios de Economia*, 27, issue 2 Year 2000, p. 259-277.

- [17] Panopoulou, E. & Pantelidis, T. (2009). "Club Convergence in Carbon Dioxide Emissions," *Environmental & Resource Economics*, European Association of Environmental and Resource Economists, vol. 44(1), pages 47-70, September.
- [18] Penna, C. M. & Linhares F. C.(2009): Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste - REN*, Vol. 40, Nº. 4, 2009.
- [19] PESSÔA, S. A. (2001). "**Existe um Problema de Desigualdade Regional no Brasil?**" In: Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2001, Salvador/BA, Anais. Salvador
- [20] Peter C. B. Phillips & Donggyu Sul (2007), "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests", *Econometrica*, Econometric Society, vol. 75(6), pages 1771-1855, November.
- [21] Quah, D. (1996). "Empirics for economic growth and convergence." *European Economic Review*, 40:1353-1375.
- [22] Ravallion, M. (2003). "Inequality convergence," *Economics Letters*, Elsevier, vol. 80(3), pages 351-356, September.
- [23] Rawls, J. (2001): "**Justice as Fairness: A Restatement**", 2nd Edition. Belknap Press of Harvard University Press, May.
- [24] Sen, A. (1974), "Informational bases of alternative welfare approaches. Aggregation and income distribution", *Journal of Public Economics*, 3, 387-403.
- [25] Silveira Neto, F. R. M. e Gonçalves, M. B. C., (2007), "**Regional Per capita Income Inequality Reduction in Brazil from 1995 to 2005: Labor Productivity Convergence or Public Income Transferences**" Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting], ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- [26] Solow, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 65-94.
- [27] Trompieri Neto, Linhares e Castelar (2008) "**Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Abordagem em Painel Dinâmico com Efeito Threshold**" Artigo apresentado no Encontro da ANPEC 2008 - Salvador BA, 2008; disponível em www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf
- [28] Wodon, Q. T. & Yitzhaki, S (2005): "Growth and Convergence: An Alternative Empirical Framework", *Review of Income and Wealth* 51(3), 443-454.
- [29] Zarco, I. A., Pérez, C. G. & Alaiç, M. P. (2007): "**Welfare convergence between Spanish Regions (1990-2003): An Inference-Based Stochastic Dominance Approach**" Presented Working Paper at 2nd meeting of the Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ, 2007).

APÊNDICE: DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DOS GRUPOS



Fonte: Elaboração dos Autores