

# **Coeficiente de Williamson e as Disparidades Regionais de Rendimento e Educação no Brasil**

**Túlio Chiarini**

Economista pela FACE/UFMG.

## **Resumo**

O objetivo deste trabalho é mostrar uma nova metodologia de dados para calcular o coeficiente de Williamson. Há de ressaltar que a utilização da renda é feita pela *proxy* da renda média do trabalhador acima de dez anos de idade, do trabalho principal, não-nulo. Ou seja, visa a utilizar uma nova *proxy* para a renda, ao invés de usar, por exemplo, o produto interno bruto (PIB) ou o produto nacional bruto (PNB) *per capita*, medidas que nada informam sobre as desigualdades. Assim, busca contrapor estudos já realizados que calcularam tal coeficiente e recalculá-lo para o Brasil, cobrindo os anos 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003, mostrando não haver uma diminuição das disparidades regionais de renda. Além disso, apresenta um índice de disparidades regionais de educação e faz exercícios hipotéticos, levando em conta o nível de educação das unidades federativas. Chega à conclusão de que os Estados do NE são os mais atrasados no que tange ao nível de qualificação (medida por anos de estudo) e demorarão em média uma década para alcançar o nível paulista.

“No society can surely be flourishing and happy, of which by far the greater part of the numbers are poor and miserable”

Adam Smith, 1776

“Ao pretender ignorar as disparidades regionais, estamos encobrindo problemas que no futuro aflorarão com maior gravidade.”.

Celso Furtado, 1989.

## **Palavras-chave:**

Desigualdade regional; Renda-Desigualdade regional; Educação-Desigualdade regional.

## 1 – INTRODUÇÃO

A questão das disparidades regionais está tão presente no Brasil dos últimos anos como jamais esteve, especialmente devido às políticas explícitas do governo Lula em colocar, sobretudo o Nordeste brasileiro, nos trilhos do desenvolvimento nacional, seja através das águas do São Francisco ou de outras políticas não tão grandiosas. Contudo, ao se tentar encontrar soluções para a região Nordeste (NE), muitos incorrem em afirmar que ela participará naturalmente do processo de desenvolvimento que as regiões Centro-Sul vêm experimentando.

Por isso, deve-se ter em mente que o (sub) desenvolvimento é um processo histórico e não a-histórico, ou seja, é possível datá-lo e encontrar elementos para entendê-lo; aliás, não é uma fase pela qual todos os países (ou regiões), por via de regra, devem passar para alcançar o *status* de desenvolvimento. Cada nação, cada povo, cada região apresenta sua evolução diferente. Não se pode, portanto, tentar achar padrões que possam servir como regras básicas ou guias para explicar ambos o desenvolvimento e o subdesenvolvimento. É um mito acreditar que o “desenvolvimento econômico, tal qual vem sendo praticado pelos países que lideraram a revolução industrial, pode ser universalizado” (FURTADO, 1974, p. 16). E o pior: como se pode admitir que, a partir da observação histórica das economias contemporâneas avançadas, servirá como um modelo para que outros países possam segui-lo? (FURTADO, 1974; 1983). E é exatamente à luz desses fatos que o tema tem acrescido em grandes proporções, relatando a necessidade ou não da intervenção estatal para promover o desenvolvimento de todas as regiões no Brasil, o que certamente deixa margem a certa dose de controvérsia dentro das ciências econômicas, seja no meio acadêmico ou no político.

Parte dos economistas acredita em leis de mercado, na convergência entre as economias e na diminuição do hiato de pobreza e riqueza. Para esses economistas, não existem diferenças estruturais na economia que possam justificar a intervenção do Estado para melhorá-la, já que esta tende ao *steady state*. Assim, crêem no próprio mercado, onde são realizadas as ações racionais de todos os agentes econômicos, sejam eles indivíduos ou firmas, os quais maximizarão, respectivamente, a utilidade, ou seja, sua satisfação e o lucro, melhorando cada vez mais o bem-estar da sociedade. Além disso, para eles, qualquer diferença regional que porventura possa existir será

eliminada eventualmente, uma vez que se aceita a mobilidade perfeita dos fatores e o *catching-up* entre as economias. É aceito por tais economistas que o crescimento das economias é linear e passa por estágios já conhecidos de forma gradual e contínua. Essa corrente foi inaugurada por Adam Smith e seus seguidores em 1776; grosseiramente, podem ser agrupados nos chamados economistas neoclássicos, cujo modelo foi calcado em fundamentos microeconômicos, dando enfoque mecanicista e equilibrista. O avanço do pensamento econômico referente ao crescimento econômico foi creditado a Robert J. Solow em 1956, Xavier Sala-i-Martin e Robert J. Barro em 1995. No Brasil, o principal defensor dessa linha é Carlos Azzoni<sup>1</sup>.

Do outro lado, a tradição inaugurada por Karl Marx em 1890 argumenta exatamente o oposto: caso as forças econômicas ajam livremente, o mercado é a pior instituição para alocar os recursos. Não há, pois, convergência; ao contrário, há um aumento do *gap* das disparidades regionais. Se não houver uma instituição extramercado, no caso o Estado, que possa gerar algum tipo de introdução para melhorar o desenvolvimento econômico, não haverá desenvolvimento, mas somente crescimento. As principais contribuições dessa visão são de Schumpeter em 1911, Kaldor em 1961, Abramovitz em 1986, dentre outros, sendo que a principal base desse espectro no Brasil é dada por Tavares (1972) e Furtado (1974; 1983).

Tendo em vista o *background* sobre o qual os economistas amargam discussões, sejam elas acadêmicas ou políticas, sobre qual rumo o desenvolvimento deve tomar, pode-se entender por que algumas medidas são adotadas, mesmo parecendo serem ineficientes para um dos grupos em questão. Apesar da importância dessa discussão, o escopo deste artigo, no entanto, não é tratar as dessemelhanças de cada escola de pensamento. O objetivo é verificar se há sinais de diminuição das disparidades regionais de renda, utilizando para tanto uma série histórica longa de microdados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE), de 1981-89, 1991, 1992-93, 1995-99, 2001-03. Além disso, deve-se ressaltar que este artigo apresenta uma nova metodologia de cálculo de dados para avaliar as disparidades regionais a partir de um

<sup>1</sup> Carlos Roberto Azzoni é professor do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo (FEA-USP), especialista em economia regional.

coeficiente capaz de medir as disparidades entre as unidades federativas brasileiras. O coeficiente escolhido para tal papel é o coeficiente de Williamson, mesmo sabendo que ele apresenta certas fragilidades.

Este trabalho, portanto, está dividido em algumas seções. A primeira delas apresenta, lançando-se mão de um breve ensaio, a origem desse coeficiente e, já na seção seguinte, o objetivo é apresentar o resultado dos cálculos. Na seção 3, há um exercício hipotético para verificar se há uma natural tendência à convergência das regiões no que tange ao nível de educação. Tratar do nível de educação não está fora do contexto das disparidades regionais, já que ela é encarada como um dos fatores que possam causá-las.

## 2 – COEFICIENTE DE DISPARIDADES REGIONAIS

Williamson (1977) é influenciado por Kuznets (1955), tentando comprovar sua curva de U-invertido. Resumidamente, a teoria de U-invertido afirma que, à medida que o país se desenvolve, há um aumento da disparidade regional devido à atração de mão-de-obra pelos pólos desenvolvidos, o que implica um êxodo do campo para a cidade. Contudo, os centros urbanos, demandantes de mão-de-obra qualificada, são incapazes de abrigar contingentes populacionais advindos do campo, uma vez que há uma desqualificação desses trabalhadores. Portanto, uma distribuição desigual da renda, tanto nas cidades quanto entre o campo e a cidade, e um desenvolvimento regional não balanceado podem ser observados.

Conforme o aumento do nível de escolaridade e o de treinamento da população migrada (acomodação demográfica) *vis-à-vis* o desenvolvimento da economia, cada vez mais indivíduos vão sendo incorporados ao mercado de trabalho, acarretando a diminuição da desigualdade, já que outros indivíduos passam a se beneficiar do aumento da renda. Essa é a justificativa encontrada para explicar a razão da dessemelhança da renda e ainda, implicitamente, concluir que a diminuição da pobreza e das desigualdades em países em desenvolvimento só pode ser atingida depois de um período de tempo significativo e com uma tendência natural; ou seja, Kuznets (1955) monta toda a sua teoria tendo como pano de fundo o embasamento neoclássico. Assim, Kuznets (1955) mostra que não é preciso que haja alguma interferência

para eliminar as disparidades regionais, já que elas serão eliminadas naturalmente no longo prazo.

A teoria de Kuznets pode ser entendida no contexto regional. Assim sendo, ao invés de se referir às diferenças entre campo e cidade, pode-se fazer uma análise entre diferentes regiões dentro de um mesmo Estado nacional. Assim, a população de uma região menos desenvolvida procurará maiores salários em regiões mais desenvolvidas; porém tais regiões são incapazes de absorver tal mão-de-obra, que é inefficiente *vis-à-vis* à população da região atrativa. O raciocínio se repete.

A lei de Kuznets marcou um avanço em entender a distribuição regional de renda, embora a empiria no final dos anos 1960 e no início dos 1970 tenha encontrado lugar para dubiedade sobre a habilidade de certos políticos em promover o crescimento econômico e distribuir os benefícios do crescimento, tendo como ponto de partida o modelo de desenvolvimento estabelecido por Kuznets. Em última instância, sua teoria foi vista como uma maneira de afirmar que estratégias orientadas de crescimento resultam em concentração econômica, ao invés de melhoramentos da posição relativa dos grupos de mais baixa renda (DECKER, 1996).

Muitos estudiosos desenvolveram modelos similares aos de Kuznets. Houve um desencadeamento de estudos por toda parte buscando analisar e verificar suas proposições, como é o caso do estudo de Williamson (1977). Para Williamson (1977 *apud* AMOS JR., 1988), as causas da disparidade regional seriam: existência de recursos naturais diversos em cada região, migração do trabalho, movimento de capital e políticas governamentais. Williamson (1977) postulou um “coeficiente ponderado de avaliação que mede a dispersão dos níveis da renda regional *per capita*, relativamente à média nacional, enquanto cada desvio regional é ponderado por sua participação na população nacional” (WILLIAMSON, 1977, p. 64).

$$V_w = \sqrt{\frac{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 \cdot \frac{f_i}{n}}{\bar{y}}} \quad (1)$$

onde  $y_i$  é a renda *per capita* da  $i$ -ésima região;  $\bar{y}$  é a renda *per capita* nacional;  $n$  é o número total da população e  $f_i$  é população da  $i$ -ésima região. O coeficiente  $V_w$

é, portanto, desenvolvido a partir da raiz quadrática do somatório das diferenças entre a renda *per capita* de cada região e a renda *per capita* total nacional, ponderadas pela população regional sobre a população total, sendo o total dividido pela renda *per capita* total. O valor  $V_w$  varia entre o máximo de um e o mínimo de zero, sendo que, quanto mais próximo da unidade, maiores serão as desigualdades regionais de renda *per capita*<sup>2</sup>.

## 2.1 – Aplicação do Coeficiente $V_w$

O coeficiente  $V_w$  foi calculado amplamente por diversos estudiosos. Shankar e Shah (2001) comprovaram

que a China apresentou o maior  $V_w$ , se comparado com outros países por eles analisados, totalizando 26 países. Além disso, pode-se constatar, a partir de sua obra, que a China apresentou seu  $V_w$  de cinco a oito vezes maior do que o coeficiente norte-americano; o México, por volta de cinco vezes maior; a Tailândia, sete vezes maior; o Brasil, de três a quatro vezes maior; e o Chile, aproximadamente, três vezes maior que o norte-americano.

Segundo tais autores, a explicação de o Chile ter um baixo  $V_w$  é que este já está do lado direito da curva U-invertido e, pois, apresenta liberalização da economia, o que leva à redução das distorções nela, fazendo com

**Tabela 1 – Coeficiente de Williamson para países selecionados, 1980-1998.**

Anos	EUA	Índia	México	Rússia	Chile	China	Indonésia	Brasil
1980	-	0,290	-	-	-	-	-	-
1981	-	0,289	-	-	-	-	-	-
1982	-	0,291	-	-	-	-	-	-
1983	-	0,286	-	-	-	-	-	-
1984	-	0,292	-	-	-	-	0,986	-
1985	-	0,305	-	-	-	-	0,929	0,478
1986	-	0,302	-	-	-	-	0,914	0,462
1987	-	0,306	-	-	0,377	0,950	0,912	0,498
1988	-	0,302	-	-	-	0,905	0,870	0,509
1989	-	0,333	-	-	-	0,882	0,846	0,510
1990	0,159	0,323	-	-	0,372	0,882	0,786	0,490
1991	0,147	0,328	-	-	-	0,976	0,758	0,475
1992	0,139	0,370	-	-	0,359	0,972	0,730	0,485
1993	0,130	0,385	0,570	-	-	0,960	0,724	0,470
1994	0,122	0,393	0,573	0,447	0,334	0,874	0,725	0,452
1995	0,120	0,414	0,559	0,524	-	0,822	0,714	0,473
1996	0,121	0,419	0,561	0,635	-	-	0,715	0,458
1997	0,122	0,414	0,571	0,645	-	-	0,715	0,468
1998	-	-	0,566	-	-	-	0,721	-

Fonte: Shankar e Shah (2001, p.35-45).

<sup>2</sup> Cabem aqui algumas críticas ao coeficiente desenvolvido por Williamson. Esse coeficiente apresenta alguns problemas de robustez: a utilização da renda interna *per capita* medida a preços correntes como indicador de diferenças regionais é um indicador deficiente. Segundo Haddad e Andrade (1974), a renda interna a preços correntes deve ser deflacionada por índices estaduais de preços, para que a comparação seja feita em termos reais. Além disso, a utilização do estado como área de referência é muitas vezes equivocada, já que não representa nada mais que áreas delimitadas geográfico-administrativamente. Devem-se proferir análises de regiões homogêneas, como as que formam *clusters* econômicos. Além disso, Azzoni (1997) salienta que o coeficiente  $V_w$  não considera as “variações entre estados nas distribuições de renda por classe [...]”, por exemplo, se todos os estados do país apresentam a mesma renda média, o valor  $V_w$  será nulo, quaisquer que sejam os perfis de distribuição pessoal de renda dos estados”. Outra crítica ao coeficiente de Williamson é salientada por Cavalcante (2003), ao afirmar que ele apresenta um componente subjetivo: a maneira com que o país é dividido em regiões. Segundo Cavalcante (2003, p. 6), “se no limite todo o país corresponder a apenas uma região ou estado,  $y_i$  será igual a  $\bar{y}$  e  $V_w$  tenderá a zero, independentemente das desigualdades que se poderiam efetivamente observar”.

que cada região encontre sua vantagem comparativa em relação à economia nacional. O Brasil, ao contrário, está ainda no lado esquerdo da curva. Shankar e Shah (2001) calcularam, a partir de diversos índices de desigualdade regional de renda, os seus respectivos valores para todos os países analisados. A partir da visualização gráfica do  $V_w$  do Brasil, pode-se notar a não-compatibilidade com o modelo de Kuznets, embora isso não tenha sido mencionado em hora alguma na obra.

Outros autores também calcularam o  $V_w$  para o Brasil: Haddad e Andrade (1974), Redwood III (1977), Souza (1993), Pereira e Porto Júnior (2001) e Cavalcante (2003). Todos utilizaram como fonte de dados o PNB *per capita* ou mesmo o PIB *per capita* a partir dos microdados das Contas Nacionais, salvo alguns autores como Hoffman (1997), que utiliza os dados sobre a distribuição de renda entre as pessoas economicamente ativas através das PNADs para os anos de 1984 a 1990, 1992, 1993 e 1995, e calcula o T de Theil e o L de Theil, medidas de desigualdade decomponíveis; e Bonelli e Sedlacek (1991), os quais também utilizam os microdados das PNADs, a fim de calcular o Índice de Gini.

A Tabela 2 apresenta o coeficiente de Williamson calculado por diversos autores cobrindo praticamente o mesmo período. Os coeficientes calculados apresentam algumas variações devido às metodologias usadas e devido aos 'arredondamentos' dos termos. Pode-se inferir que, no período em questão, há um elevado grau de desigualdade, sem qualquer tendência ao declínio. O índice de desigualdade regional manteve-se praticamente

estável, variando pouco entre os anos da década dos 1980 e dos 1990.

Grande variação só será vista com uma maior série temporal. Contudo, pequenas flutuações nos coeficiente, ano a ano, não representam indícios de (in)significância, pois, se o fossem, seria o mesmo que "acreditar que a sensibilidade do índice é bastante grande e que ele reflete em suas modificações numéricas, transformações estruturais inegáveis, o que não é verdadeiro" (ANDRADE, 1977, p. 120). Contudo, pode-se verificar que houve uma piora nas desigualdades regionais de renda, sobretudo pós-Plano Real.

Este artigo questiona a utilização da base de dados dos autores apresentados, já que o PIB e o PNB *per capita* são medidas que nada informam sobre as desigualdades. Tais *proxies* são certamente viesadas devido à inclusão na população analisada de pessoas em idade não-ativa, da população economicamente não-ativa e da população não-ocupada. A inclusão de tais agentes econômicos na análise pode ampliar a verdadeira disparidade regional de renda, uma vez que ela é proveniente de diferentes fontes: transferências (pensões e seguro desemprego, por exemplo), aluguéis, heranças, remuneração do capital, remuneração do trabalho principal e remuneração de trabalhos secundários. No entanto, a renda disponível de grande parte da população é originada, principalmente, do pagamento do trabalho. Portanto, o somatório das rendas pela população estadual (ou regional) esconde a verdadeira renda *per capita*, quando mais cabível seria a renda do trabalho principal *per capita*.

**Tabela 2 – Coeficiente de Williamson por autor selecionado, Brasil, 1985-1999.**

Anos	Shankar; Shah	Pereira; Pôrto Junior	Cavalcante
1985	0,478	0,3916	0,4793
1986	0,462	0,3953	0,4627
1987	0,498	0,4052	0,4997
1988	0,509	0,4118	0,5103
1989	0,51	0,4045	0,498
1990	0,49	0,3871	0,4659
1991	0,475	0,403	0,4747
1992	0,485	0,4158	0,4599
1993	0,47	0,4183	0,442
1994	0,452	0,4045	0,4622
1995	0,473	0,4029	0,448
1996	0,458	0,4113	0,4581
1997	0,468	0,4135	0,4655
1998	-	0,4019	0,4518

**Fonte:** Shankar e Shah (2001, p.35-45).

Assim sendo, nesta seção são apresentados outros valores para o coeficiente de Williamson para as décadas dos 1980, dos 1990 e 2001-03, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tendo como amostra uma população mais restrita, ou seja, a amostra é composta somente pelo trabalhador ativo, ocupado, acima de 10 anos de idade e sua renda é aquela somente proveniente do trabalho principal, não-nula, conforme é explicado na metodologia, no apêndice A. É de esperar que os coeficientes ora calculados não se assemelhem em valor absoluto aos já calculados pelos autores mencionados, a não ser a confirmação da tendência à não-redução das disparidades regionais durante os anos indicados.

Antes mesmo de apresentar os índices calculados, é interessante verificar que, durante o período indicado, houve praticamente uma estabilidade da renda média do trabalho principal para cada Estado. Além do mais, pode-se notar uma discrepância entre a renda média do trabalho principal do Estado de São Paulo acima da média nacional, e dos Estados nordestinos, abaixo da nacional. Essas informações podem ser corroboradas com a análise do Gráfico 1 e do Gráfico 2. Não obstante, deve-se ainda notar que houve uma certa estagnação no que se refere ao crescimento da renda média do trabalho principal, a qual manteve-se praticamente invariável durante os anos.

O cálculo para o índice de Williamson foi feito seguindo a fórmula 1 apresentada na primeira parte deste artigo, através da raiz quadrática do somatório das diferenças entre a renda média do trabalho principal não-nula de cada unidade federativa e a renda média nacional do trabalho principal não-nula, ponderadas pela população ocupada, acima de 10 anos de idade, sobre a população ocupada, acima de 10 anos de idade total, sendo o total dividido pela renda média nacional do trabalho principal não-nula.

Conforme era esperado, houve uma tendência a um pequeno aumento das disparidades no período indicado. Mas como interpretar nesse caso o coeficiente  $V_w$ ? Por ser uma medida ponderada pela população ocupada de cada Estado, o índice é capaz de medir somente as disparidades regionais de renda dos declarantes ocupados, desconsiderando-se então os aposentados, os trabalhadores na produção para o próprio consumo, os trabalhadores na construção para o próprio consumo e os não-remunerados. É fácil entender a razão da exclusão de tais agentes, uma vez que eles não são capazes de gerar renda, a não ser o aposentado, porém essa é uma transferência pública direta e não proveniente do trabalho, e os desocupados, os quais podem receber alguma transferência pública.

Calculado o novo índice de Williamson para a série histórica disponível pela PNAD, é possível verificar se

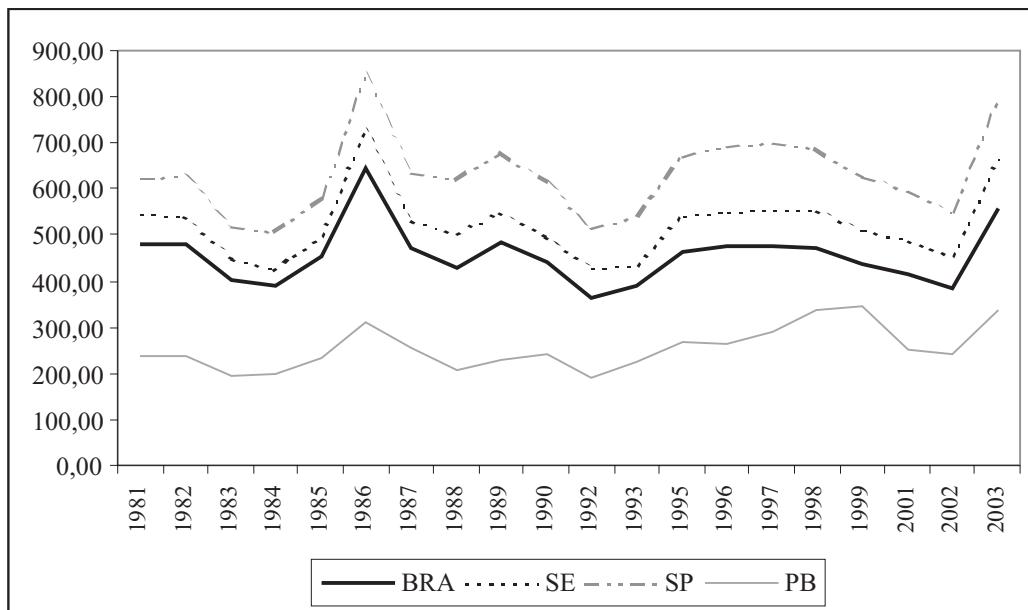
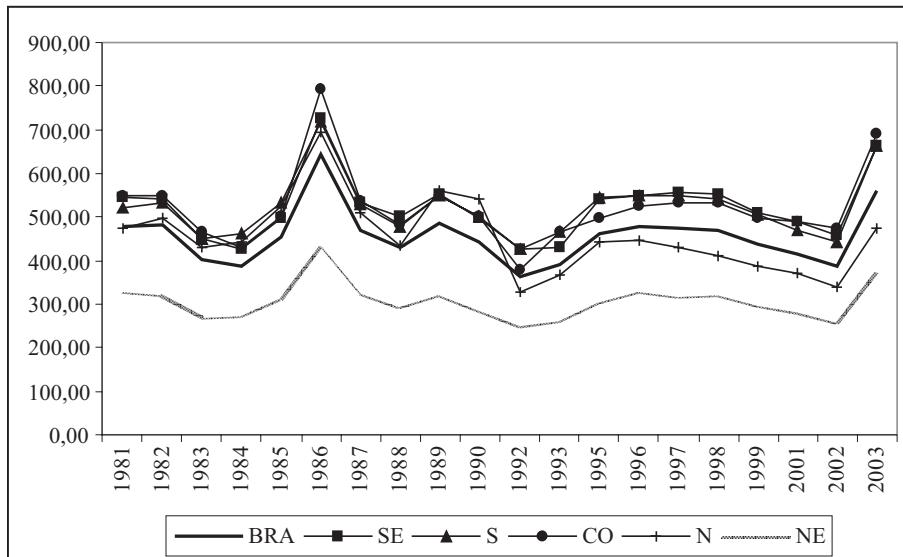


Gráfico 1 – Renda média em R\$ de 2002 do trabalho principal para Brasil, Sudeste, São Paulo e Paraíba, 1981-1989/1991-1993/1995-1999/2001-2003.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.



**Gráfico 2 – Renda média em R\$ de 2002 do trabalho principal, Brasil, Sudeste, Sul, Centro-Oeste, Norte e Nordeste, 1981-1989/1991-1993/1995-1999/2001-2003.**

Fonte: Elaboração do autor, a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

tais índices ao longo do tempo se comportam como anunciado pela teoria de Kuznets. Era de esperar que tais índices, se plotados em um gráfico, deveriam assemelhar-se ao U-invertido; contudo, analisando-se o Gráfico 3, pode-se observar que o índice de Williamson se assemelhou a um formato S, o que quer dizer que as disparidades regionais diminuíram (apesar de não diminuírem o suficiente), todavia voltaram a crescer. A tendência a queda do índice de Williamson (mesmo levando-se em conta o PIB *per capita* regional e estadual) nas décadas de 1960 e 1970 foi indicada por Haddad e Andrade (1974), Redwood (1977) e Souza (1993).

Além disso, pode-se ainda, pelo Gráfico 3, notar a evolução da renda média *per capita* do trabalho principal

para o trabalhador brasileiro juntamente com a evolução do índice  $V_w$ . Adicionando a linha de tendência linear para a curva de renda média *per capita* do trabalho principal, tem-se praticamente uma reta horizontal levemente inclinada positivamente, o que indica a tendência a estabilidade da renda média *per capita* do trabalho principal.

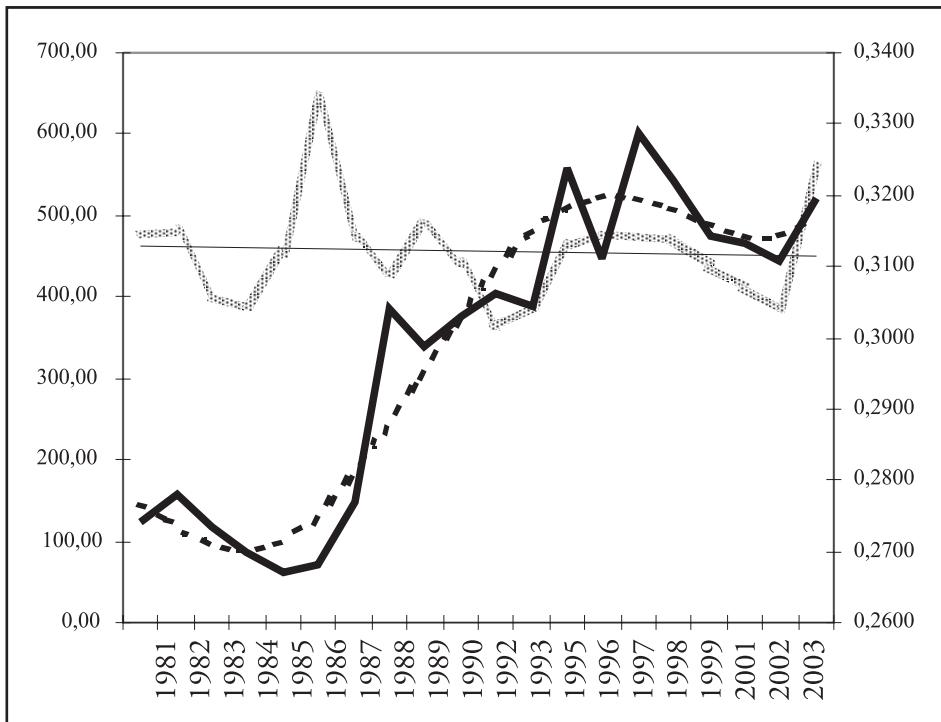
### 3 – COM A EDUCAÇÃO HÁ UM CATCHING-UP?

Ao se tratar de desigualdade de renda, há uma ponte que a conecta aos níveis de educação e a teoria proposta por Kuznets faz essa ligação. A mudança dos trabalhadores menos qualificados para as regiões mais desenvolvidas durante o processo de desenvolvimento, assim como anunciado por Kuznets, levou a uma série

**Tabela 3 – Coeficiente de Williamson a partir da renda do trabalho principal, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

Anos	Vw	Anos	Vw
1980	-	1992	0,3062
1981	0,2740	1993	0,3044
1982	0,2778	1994	-
1983	0,2734	1995	0,3238
1984	0,2698	1996	0,3112
1985	0,2671	1997	0,3286
1986	0,2680	1998	0,3221
1987	0,2768	1999	0,3142
1988	0,3042	2000	-
1989	0,2987	2001	0,3131
1990	0,3029	2002	0,3107
1991	-	2003	0,3195

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.



**Gráfico 3 – Renda média do trabalho principal e coeficiente de Williamson, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

**Fonte:** Elaboração do autor a partir dos dados das PNAD/IBGE.

**Nota:** A renda refere-se à renda média *per capita* do trabalho principal do Brasil em valores correntes de 2002, plotada no eixo das ordenadas à esquerda. Já o coeficiente de Williamson refere-se às disparidades regionais de renda média do trabalho principal por estado, plotado no eixo das ordenadas à direita (em preto). A linha mais fina refere-se à tendência da renda média do trabalho principal, ou seja, mostra a tendência a estabilidade das rendas do trabalho principal, e já a linha em pontilhado tenta mostrar o que seria a curva de U-invertido para o Brasil nas décadas apresentadas.

de estudos propondo a existência de um cenário de *catching-up* previsível para as economias em desenvolvimento com um alto estoque de mão-de-obra qualificada. Gregório e Lee (1999) relacionaram a educação à distribuição de renda em dados de painel para diversos países selecionados para os anos de 1960 a 1990 e encontraram evidências empíricas que indicam que fatores educacionais apresentam um papel significativo em fazer com que a distribuição de renda seja mais igual, confirmado a curva de U-invertido de Kuznets para a relação entre o nível de renda e a desigualdade.

Já Grimalda e Vivarelli (2004) mostram que haverá uma curva à la Kuznets quando o processo de capacitação técnica da mão-de-obra é relativamente lento e, dessa forma, as economias, que inicialmente sofrem de baixa de qualificação, permanecerão em baixo ritmo de crescimento. Há argumentos de que uma curva não-linear, parecida com a U-invertido, pode ocorrer em consequência de uma mudança tecnológica que seja capaz de afetar de forma positiva a qualificação da mão-de-obra. Assim:

The introduction of a skill-biased technological change triggers an increase in skilled labour demand and of the skill premium, thus determining an increase in inequality and originating the first segment of the Kuznets inverted-U curve. Then, widening wage-gaps induce the unskilled to invest more in the formation of human capital through education, learning and training. Hence, as workers upgrade their skill levels the skilled labour supply increases, thus reducing the skill premium and inequality, and giving rise to the second segment of the Kuznets curve. (GRIMALDA; VIVARELLI, 2004, p. 4).<sup>3</sup>

O *catching-up* seria possível, portanto, quando os ganhos do trabalho fossem se tornando menos elásticos

<sup>3</sup> A introdução de uma mudança tecnológica na mão-de-obra provoca um aumento na demanda de trabalhos mais qualificados e do prêmio de qualificação, então isso determina um aumento na desigualdade e origina o primeiro segmento da curva de U-invertido de Kuznets. Portanto, ampliando o hiato dos salários induz os não-qualificados a investirem mais na formação de capital humano através da educação, aprendizado e treinamento. Portanto, à medida que os trabalhadores vão se aperfeiçoando, seu nível de qualificação aumenta, aumentando a oferta de mão-de-obra qualificada, reduzindo, então, o prêmio de qualificação e a iniquidade e dando lugar para o segundo segmento da curva de Kuznets. (Tradução do autor).

às variações da qualificação, já que todos os agentes tenderiam a ter a mesma qualificação e essa deixaria de ser o diferencial de salário. O mesmo fato pode ser entendido em âmbito regional, ou seja, uma região, exportadora de mão-de-obra barata poderia inverter o quadro à medida que sua mão-de-obra fosse sendo qualificada e promovendo um processo de industrialização.

Por essas razões, devem-se discutir mais a fundo os desníveis de capacitação da mão-de-obra, já que eles ocorrerão somente durante o processo de desenvolvimento. Para se calcular o índice de desigualdade regional de educação, utilizou-se o mesmo arcabouço teórico proposto por Williamson, porém alterando-se os níveis de renda por nível de educação. O índice seria, então, calculado da seguinte maneira:

$$Veduc_w = \sqrt{\frac{\sum_i (educ_i - \overline{educ})^2 \cdot f_i}{n}} \quad (2)$$

onde  $educ_i$  é o nível de educação médio da  $i$ -ésima região;  $\overline{educ}$  é o nível de educação médio nacional;  $n$  é o número total da população ocupada e  $f_i$  é população ocupada da  $i$ -ésima região. O coeficiente  $Veduc_w$  é, portanto, desenvolvido a partir da raiz quadrática do somatório das diferenças entre os níveis de educação médio de cada região e o nível de educação médio total nacional, ponderadas pela população ocupada regional sobre a população ocupada total, sendo o total dividido pelo nível de educação médio total. O valor  $Veduc_w$  varia entre o máximo de um e o mínimo de zero, sendo que, quanto mais próximo

da unidade, maiores serão as desigualdades regionais de educação. Chegou-se aos valores de  $Veduc_w$  na Tabela 8.

Criada a base empírica, pode-se notar que o Estado de São Paulo apresenta em média mais anos de estudo que a média nacional e está bem acima de Estados como a Paraíba, por exemplo. Há de ressaltar que houve um aumento médio de anos estudados em todas as unidades federativas e uma forte diminuição das diferenças educacionais interestaduais, como foi verificado anteriormente pelo coeficiente  $Veduc_w$ .

### 3.1 – Taxa de Crescimento Anual dos Anos de Estudo Estadual

O Estado de São Paulo apresenta em média mais anos de estudo que a média nacional (abaixo somente do Distrito Federal) e está bem acima de Estados como a Paraíba, por exemplo. Há de ressaltar que houve um aumento médio de anos estudados em todas as unidades federativas, porém não houve diminuição do *gap* entre regiões mais desenvolvidas e não-desenvolvidas no tocante aos anos de educação e, além disso, cada Estado apresenta taxas médias de crescimento por ano distintas umas das outras. Certamente que tais diferenças regionais nos anos de estudo médio de alguma forma se refletem na remuneração do trabalhador.

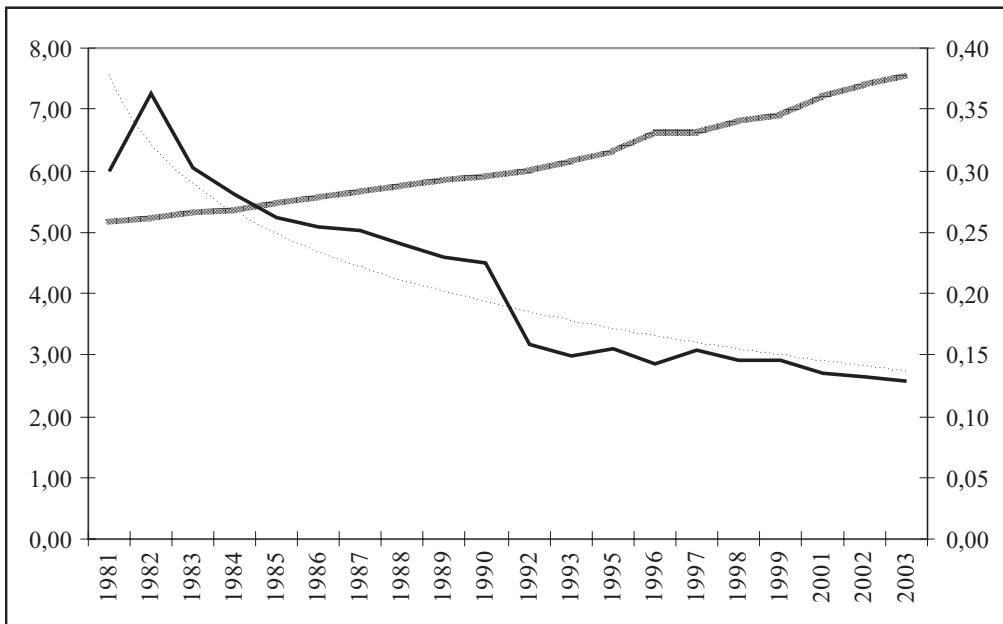
A taxa de crescimento anual dos anos de estudo estadual pode ser calculada utilizando-se da seguinte equação:

$$tax = \frac{educ_t - educ_{t-1}}{educ_{t-1}} \quad (3)$$

**Tabela 4 – Coeficiente de Williamson para nível de educação da população ocupada, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

Anos	Veducw	Anos	Veducw
1980	-	1992	0,15770
1981	0,29981	1993	0,14943
1982	0,36267	1994	-
1983	0,30280	1995	0,15578
1984	0,28073	1996	0,14328
1985	0,26275	1997	0,15335
1986	0,25426	1998	0,14565
1987	0,25046	1999	0,14541
1988	0,24060	2000	-
1989	0,22926	2001	0,13504
1990	0,22431	2002	0,13161
1991	-	2003	0,12930

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.



**Gráfico 4 – Nível médio de educação do trabalhador ocupado e coeficiente de Williamson para educação, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: O nível de educação refere-se à educação média do trabalhador ocupado acima de 10 anos, plotada no eixo das ordenadas à direita (em cinza). Já o coeficiente de Williamson para educação refere-se às disparidades regionais de educação do trabalhador ocupado por estado, plotado no eixo das ordenadas à esquerda (em preto). A linha em pontilhado tenta mostrar a curva de U-invertido de educação para o Brasil nos anos apresentados.

Sendo que a taxa é calculada a partir da diferença entre o nível de qualificação (*proxy* dos anos de estudo) do ano de referência e o ano anterior dividido pelo nível de qualificação do ano anterior. Para uma análise média dos anos de educação foi feita uma média aritmética das taxas, como apresentado na equação 3,

$$taxmed = \frac{\sum \frac{educ_t - educ_{t-1}}{educ_{t-1}}}{n} = \frac{\sum tax}{n} \quad (4)$$

onde *taxmed* é o somatório da diferença entre o nível de qualificação do ano de referência *t* e o ano anterior (*t-1*), dividido pelo nível de qualificação do ano anterior (*t-1*), sobre o número de anos em análise; nesse caso *n* é igual a 19, exceto o Estado de Tocantins, cujo *n* é igual a 9.

A partir da equação 4, pode-se calcular a taxa média de crescimento anual da educação para todas as unidades federativas. Por exemplo, o Estado de São Paulo apresentou um crescimento médio de 2,17% durante o período analisado. Já alguns Estados, cuja média de anos de estudo é menor do que a de São Paulo, apresentaram a taxa média de crescimento anual da educação maior

do que a paulista, como é o caso do Maranhão, cuja média de anos de estudo foi de 3,67 durante o período e sua taxa de crescimento foi de 4,48%.

### 3.1.1 – Exercício hipotético

A partir de um contrafactual, assumindo que o Estado de São Paulo permanecerá com o mesmo nível médio de educação da população, ou seja, em 2003 esse valor foi de 8,73 anos de estudo médio, pode-se verificar em quanto tempo a Paraíba, por exemplo, fará o *catching-up*, ou seja, a partir da taxa de crescimento médio dos últimos 20 anos analisados, em quanto tempo a Paraíba terá uma média de aproximadamente 8,73 anos de estudo. A taxa de crescimento médio da educação na Paraíba foi de 1,29% ao ano; assim, somente em 2016, ou seja, após 13 anos, a Paraíba terá o mesmo nível médio de educação que São Paulo, *ceteris paribus*.

Fazendo a mesma análise para outros Estados, chega-se a que o Rio Grande do Norte demorará nove anos para ter o mesmo nível de anos de estudo que São Paulo, o Maranhão demorará 10 anos e as Alagoas, juntamente com o Piauí e o Pará, demorarão 13 anos, *ceteris paribus*. Um exercício hipotético como esse é importante para aplicações de políticas públi-

**Tabela 5 – Taxa média de crescimento da educação em porcentagem, estados brasileiros, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

UFs	Táxa média cresc. (%)	UFs	Táxa média cresc. (%)
AC	2,19	PB	3,06
AL	3,95	PE	2,36
AM	1,76	PI	4,19
AP	2,16	PR	2,40
BA	2,47	RJ	1,46
CE	2,92	RN	3,33
DF	1,51	RO	2,67
ES	2,19	RR	2,21
GO	2,63	RS	1,57
MA	4,48	SC	2,43
MG	2,13	SE	4,38
MS	2,27	SP	2,17
MT	3,00	TO	6,07
PA	1,29		

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: DF não apresenta anos para *catching-up*, pois já está acima dos anos médios de estudo de SP.

**Tabela 6 – Tempo para o *catching-up* do nível paulista, a partir da taxa de crescimento médio anual de cada UF, estados brasileiros, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

UFs	Tempo aprox. para o Catching-up (em anos)	UFs	Tempo aprox. para o Catching-up (em anos)
AC	10	PB	13
AL	13	PE	9
AM	5	PI	13
AP	3	PR	3
BA	12	RJ	3
CE	10	RN	9
DF	-	RO	7
ES	8	RR	5
GO	8	RS	4
MA	10	SC	3
MG	8	SE	7
MS	9	SP	-
MT	6	TO	5

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: DF não apresenta anos para *catching-up*, pois já está acima dos anos médios de estudo de SP.

cas eficientes, a fim de minimizar as disparidades regionais.

Mesmo sabendo que a maior média de anos de estudo não se localiza no Estado de São Paulo, mas sim no Distrito Federal, optou-se por fazer essa análise a partir de São Paulo. Já a utilização do Distrito Federal poderia viesar a análise, pois, devido à alta demanda de cargos públicos altamente qualificados, a escolaridade é obviamente elevada.

Outro contrafactual que deve ser analisado é, excluindo-se o Distrito Federal, supor que todos os Estados, a

partir de 2003, terão a mesma taxa de crescimento do Estado de São Paulo. Como já fora mencionado, em alguns casos essa taxa de crescimento médio em São Paulo foi menor que a de outros Estados. Assim, o Piauí demorará 25 anos para ter o mesmo nível de São Paulo em 2003, Alagoas, 23 anos e o Pará 8 anos, *ceteris paribus*. No entanto, outros Estados que apresentam a taxa de crescimento médio maior que a de São Paulo apresentarão mais anos para o *catching-up*.

#### 4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O que leva os economistas a acreditarem nas forças de mercados? Por que acreditar que naturalmente tudo

**Tabela 7 – Tempo para o *catching-up* do nível paulista, a partir da taxa de crescimento médio anual de São Paulo, estados brasileiros, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

UFs	Tempo aprox. para o <i>Catching-up</i> (em anos)	UFs	Tempo aprox. para o <i>Catching-up</i> (em anos)
AC	10	PB	19
AL	23	PE	11
AM	4	PI	25
AP	3	PR	4
BA	14	RJ	2
CE	14	RN	14
DF	-	RO	9
ES	9	RR	5
GO	10	RS	3
MA	20	SC	3
MG	9	SE	14
MS	9	SP	-
MT	8	TO	13
PA	8		

**Fonte:** Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

**Nota:** DF não apresenta anos para *catching-up*, pois já está acima dos anos médios de estudo de SP.

**Fonte:** Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

**Nota:** DF não apresenta anos para *catching-up*, pois já está acima dos anos médios de estudo de SP.

tende ao equilíbrio? O *main stream* econômico foi e ainda é formado por neoclássicos. Eles ocupam cargos públicos nacionais e estão presentes em organismos de ação internacional, os quais podem influenciar políticas econômicas e levar o projeto de desenvolvimento por outras vias.

Muito do que foi adotado, especialmente no final dos anos 1980 e nos anos 1990, nada mais é do que um reflexo do que o mundo capitalista de fato vivia. O liberalismo econômico era a palavra da ordem e a difusão de modelos neoclássicos estava cada vez mais presente, sendo que talvez o mais falado e criticado foi o modelo de desenvolvimento de Kuznets da natural tendência ao fim do *gap* de desigualdades entre as regiões. Tal tendência não foi comprovada para análise da realidade brasileira, embora as desigualdades tenham-se já reduzido amplamente desde o estudo de Williamson (1977). Porém, ela não se reduziu o bastante e já dá sinais de novo crescimento, corroborando assim a proposição de Amos Jr. (1988) de que a desigualdade regional volta a subir, criando uma curva em formato de S, como visto no Gráfico 4.

A disseminação da filosofia liberal e dos conceitos e modelos neoclássicos foi propagada, sobretudo, por organismos internacionais, os chamados agentes de governabilidade global, formados basicamente por corpos provenientes do mundo capitalista, os quais ‘forçaram’ a implementação de políticas de cunho neoliberal. Medi-

das como desregulamentação institucional, privatizações, reformas do setor financeiro, abertura comercial e financeira e política fiscal rigorosa foram implementadas não só no Brasil, mas em diversos outros países como imposição dos agentes de governabilidade global. O que mais surpreende é que tais medidas são encaradas como positivas por tais economistas, mesmo sabendo que uma abertura comercial e financeira numa fase de não-maturidade econômica pode ser catastrófica.

A análise do comportamento dos agentes de governabilidade global é de extrema importância para se entenderem as políticas econômicas adotadas no Brasil e suas consequências. Tal estudo ainda é escasso, contudo já há sinais de preocupação com as relações econômicas internacionais e a legitimidade de tais agentes em liderar o processo de desenvolvimento global e supõe que todos os países passarão por processos de desenvolvimento similares. Um prolongamento adequado deste estudo seria percorrer tal caminho.

A não-linearidade dos acontecimentos históricos e a não-naturalidade dos acontecimentos econômicos são mais coerentes com a realidade da qual todos fazemos parte. Não há razão para aceitar que no longo prazo os males econômicos findarão. A renda média do trabalho principal não será a mesma em todos os Estados naturalmente; isso foi provado neste estudo com a estabilidade do  $V_w$ .

Não o bastante, foi comprovado também que o nível de educação dos declarantes ocupados (com dez anos ou mais de idade, que trabalharam mais de quinze horas semanais, excluindo da amostra os aposentados, os trabalhadores na produção própria para o próprio consumo, os trabalhadores na construção própria para o próprio consumo e os não-remunerados), embora em crescimento acentuado nas últimas décadas, é ainda aquém do que se espera de uma mão-de-obra altamente qualificada.

O coeficiente proposto para medir as disparidades educacionais regionais foi feito seguindo o índice desenvolvido por Williamson, e pôde-se notar que houve uma tendência à sua diminuição, embora não sendo acompanhado de uma diminuição das disparidades regionais de renda. Não comprovando, portanto, as proposições de GREGÓRIO e LEE (1999) de que fatores educacionais apresentam papel significativo em fazer com que a distribuição de renda seja mais igual. Era de esperar que, do lado direito da curva de U-invertido de Kuznets, com o aumento da qualificação da população, houvesse uma diminuição das disparidades regionais de renda. Não conseguimos corroborar tal afirmação. Contudo, isso não quer dizer que o nível de renda não tenha nenhuma relação com o nível de educação; outros fatores podem estar encobrindo a queda da desigualdade de renda. Outro prolongamento adequado deste estudo é a análise de quais outros elementos podem influenciar a estabilidade das disparidades regionais de renda, que não o nível de educação.

Através do contrafactual, ficou ainda evidente que, *ceteris paribus*, somente após alguns anos, o nível de educação de diversos Estados será o mesmo do de São Paulo. Tome por exemplo o caso da Paraíba: mantendo-se a média de crescimento dos anos de educação dos últimos anos, ela demorará treze anos para alcançar o nível que, em 2003, São Paulo possuía (8,73 anos), embora através do índice de Williamson para educação houvesse uma diminuição das disparidades regionais referentes à educação. Os Estados em análise, sobretudo os do Nordeste brasileiro, são os que apresentaram, em média, menor média de anos de estudo do trabalhador (Tabela 9 em anexo) e também são aqueles que demorão mais tempo para o *catching up*. Estados nordestinos como o Piauí e as Alagoas demorarão, *ceteris paribus*, a partir da taxa de crescimento médio anual de cada um, treze anos para o *catching up*, sendo que esses números são os mais eloquentes encontrados. Também se deve

mencionar que a Bahia demorará doze anos e o Rio Grande do Norte e Pernambuco, nove anos cada.

Esse contrafactual é importante na medida em que apresenta a situação nordestina frente ao resto do país. É ainda uma forma de tentar fazer com que medidas de desenvolvimento sejam de fato implementadas, já que ‘naturalmente’ os Estados tenderão ao fim do hiato; porém esse tempo para o fim do hiato poderá ser traumático para a região. Por que então os economistas devem aceitar incondicionalmente a curva de Kuznets?

No economist should expect an ‘unconditional’ Kuznets Curve to emerge from the growth experience of all countries and at all times. The industrial revolutionary forces thought to have an impact on inequality can be offset or reinforced by demography, skill supply and globalization [...]. We have learned much about the growth of nations from recent empirical assessments coming from economists like Barro and Sachs. One lesson is that life is far too complex to expect unconditional convergence to be documented by their growth equations. (WILLIAMSON, 1977, p. 1)<sup>4</sup>

Um dos motivos da piora nas disparidades regionais de renda pode ser encontrado em Myrdal (1960). Deve-se ao fato de o Brasil ter aberto a economia para o capital externo e para o livre comércio, o que veio a prejudicar regiões menos favorecidas. O que de fato ocorreu na década de 1990.

Assim, o artigo do Banco Mundial publicado em 2001, por exemplo, mostrado na seção anterior, não apresenta argumentos consistentes de o Chile ter um baixo  $V_w$  e nem a razão do alto  $V_w$  do Brasil. Segundo Shankar e Shah (2001), o Chile apresenta baixo coeficiente de desigualdade regional, pois apresenta liberalização da economia. Isso é uma incoerência já que a liberalização da economia tende ao aumento das disparidades regionais e não a diminuí-las. Acreditar que a liberalização leva à redução das distorções regionais, pois faz com que cada região encontre sua vantagem comparativa em relação à

<sup>4</sup> Nenhum economista deveria esperar que uma curva de Kuznets ‘incondicional’ emirja da experiência de crescimento de todos os países e em todos os tempos. Pensou-se que as forças revolucionárias industriais tinham um impacto na iniquidade e pudessem ser balanceadas ou reforçadas pela demografia, oferta de qualificação e pela globalização [...]. Nós aprendemos muito sobre os crescimento das nações a partir do acesso à empíria recente vinda de economistas como Barro e Sachs. Uma lição é que a vida é muito mais complexa para se esperar uma convergência incondicional para ser documentada em suas equações de crescimento. (Tradução do autor).

economia nacional, é uma falácia. A livre mobilidade de capital e o livre funcionamento do comércio têm

[...] preferência fundamental em favor das regiões mais ricas e progressistas, em detrimento das outras. A liberação e ampliação dos mercados muitas vezes conferirá essas vantagens comparativas às indústrias dos centros de expansão já estabelecidos. (MYRDAL, 1960, p. 45).

Ainda segundo Myrdal (1960), o processo de desenvolvimento econômico de um país vai depender do crescimento em uma certa região desse país e, assim, isso afetará o desenvolvimento nacional, devido às forças de inter-relação entre as regiões e a região motriz. Haverá então uma inevitável tendência ao aumento das desigualdades regionais, já que a região motriz atrairá mão-de-obra qualificada, maiores investimentos... Já a segunda força apontada por Myrdal (1960) é o *spill-over* das áreas de crescimento para as outras regiões. Mesmo que isso ocorra, segundo Myrdal (1960), o governo é o responsável para que as disparidades sejam minimizadas até que o efeito transbordamento seja efetuado e é exatamente isso que deve ser buscado no Brasil hoje. Atualmente é comprovado que há uma desconcentração das forças produtivas de São Paulo para outras regiões; é agora uma "janela de oportunidades" para as demais regiões tomarem parte do processo de desenvolvimento. A análise de deseconomias de aglomeração também poderia ser um caminho natural deste estudo, através de exercícios contrafactual para medir os impactos do efeito transbordamento em todas regiões.

## Agradecimentos

O presente estudo não seria efetivado sem a ajuda e apoio do Centro de Pesquisa e Planejamento Regional (Cedeplar) da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (FACE/UFMG). Um especial agradecimento à profa. Dra. Ana Maria Hermeto.

## Abstract

This study objects to present a new methodology of data to calculate the Williamson coefficient. It is necessary to highlight that the use of the income is made by proxy of the average income of the workers above ten years old, of the main work, not null. That means, intends to use a new proxy for the income; instead of using, for instance, the gross income product (GIP) or gross national product

(GNP) *per capita*, which do not measure nor inform the inequalities, rather they only inform the value of the production by all the population, considering the inactive people and those who are not part of the population in active age. Thus, the use of these data aims to oppose those carried through studies that had calculated such coefficient, showing that there is no evidence to the diminishing of the regional disparities of income. Besides that, the paper also aims to present a coefficient able to measure the regional disparities of qualification (education) and also to present some hypothetic exercises related to the level of education of each Brazilian state. One conclusion is that the NE states are the most undeveloped ones related to the level of education and they may spend about a decade to have the same level of education as São Paulo does.

## Key words:

Regional disparity; Income-Regional disparity; Education-Regional disparity.

## REFERÊNCIAS

AHLUWALIA, M. S. Inequality, poverty and development. *Journal of Development Economics*, v. 3, p. 307-342, 1976.

ALVAREZ, A. R. Desenvolvimentos teóricos sobre distribuição de renda, com ênfase em seus limites. 1996. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1996.

AMOS Jr., O. Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development. *Regional Science and Urban Economics*, v. 18, p. 549-566, 1998.

ANAD, S., KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993.

ANDRADE, T. A. Desigualdades regionais no Brasil: uma seleção de estudos empíricos. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). *Economia regional: textos escolhidos*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 1997. p. 117-143.

AZZONI, C. R. Distribuição pessoal da renda nos estados e desigualdade de renda entre os estados no Brasil – 1960, 1970, 1980 e 1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, p. 251-278, ago. 1997.

\_\_\_\_\_. **Regional income inequalities by income class in Brazil:** is inequality higher among rich or poor people? Trabalho desenvolvido junto ao NEMESIS – Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmico, 1999. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br>>. Acesso em: 20 set. 2004.

BECKER, G. **Human capital**. Nova Iorque: Columbia Press, 1964.

BONELLI, R.; SEDLACEK, G. L. A evolução da distribuição de renda entre 1983 e 1988. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (Org.). **Distribuição de renda no Brasil**. São Paulo: Paz e Terra, 1991. p. 47-67.

CAVALCANTE, L .R. M. T. Desigualdades regionais no Brasil: uma análise do período 1985-1999. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 3, p. 466-481, jul./set. 2003.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Textos para Discussão, n. 897).

DECKER, C. **Economics development and income inequality**: a re-examination of Kuznets's Law. Victoria: University of Melbourne, 1996. (Research paper, 532).

FORBES, K. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

FURTADO, C. **O mito do desenvolvimento econômico**. 2. ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra. 1974.

\_\_\_\_\_. **Teoria e política do desenvolvimento econômico**. 5. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1983.

GREGORIO, J. de; LEE, J.-W. **Education and income distribution**: new evidence from cross-country data.

Boston, Harvard Institute for International Development, 1999. (Harvard University. Development Discussion Paper, 714).

GRIMALDA, G.; VIVARELLI, M. **One or many Kuznets curves?** short and long run effects of the impact of skilled-biased technological change on income inequality. Coventry: University of Warwick, 2004. (CSGR, Working Paper, 144/04).

HADDAD, E.; HEWINGS, G. **Regional inequality and structural changes in the Brazilian economy**. Champaign-Urbana: Regional Economics Applications Laboratory, 1997. (Discussion Paper REAL 97-T-4).

HADDAD, P.; ANDRADE, T. A. Política fiscal e desequilíbrios regionais. **Estudos Econômicos**, IPE/USP, v. 4, n. 1, p. 9-45, jan./maio 1974.

HOFFMANN, R. J. C. Desigualdades entre os estados na distribuição da renda no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, p. 281-296, abr./jun. 1997.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, mar. 1955.

LEFF, N. H. Desenvolvimento econômico e desigualdade regional: origens do caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 26, n. 1, p. 3-21, jan./mar. 1972.

LIST, J. A.; GALLET, G. A. The Kuznets curve: what happens after the inverted-U? **Review of Development Economics**, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999.

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Rio de Janeiro: ISEB, 1960.

PEREIRA, F. K. R.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Desigualdade regional de renda no Brasil: análise e previsão. **Estudos do Centro de Estudos e Pesquisa de Economia da Universidade Santa Cruz do Sul (CEPE)**, Santa Cruz do Sul, n. 14, p. 29-52, 2001.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1981. Rio de Janeiro: IBGE, 1982.

- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1982. Rio de Janeiro: IBGE, 1983.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1983. Rio de Janeiro: IBGE, 1984.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1984. Rio de Janeiro: IBGE, 1985.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1985. Rio de Janeiro: IBGE, 1986.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1986. Rio de Janeiro: IBGE, 1987.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1987. Rio de Janeiro: IBGE, 1988.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1988. Rio de Janeiro: IBGE, 1989.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1989. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1990. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1992. Rio de Janeiro: IBGE, 1993.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1993. Rio de Janeiro: IBGE, 1994.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1995. Rio de Janeiro: IBGE, 1996.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1997.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1997. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1998. Rio de Janeiro: IBGE, 1999.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 1999. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 2001. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 2002. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.
- PESQUISA Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 2003. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- RAMOS, L.R.A.; BONELLI, R. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 2, p. 76-97, abr./jun. 1993.
- REDWOOD III, J. Evolução recente das disparidades de renda regional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 7, n. 3, p. 485-550, dez. 1977.
- REIS, J. G. A.; BARROS, R. P. Desigualdade salarial: resultados de pesquisas recentes. In: CAMARGO, J. M. (Org.); GIAMBIAGI, F. (Org.). *Distribuição de renda no Brasil*. São Paulo: Paz e Terra, 1991. p. 69-81.
- SERRA, J. A reconcentração da renda: justificações, explicações, dúvidas. In: TOLIPAN, R.; TINELLI, A. **A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento**. 2. ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1978. p. 263-288.
- SHANKAR, R.; SHAH, A. **Bridging the economic divide within nations**: a scorecard on the performance of regional development policies in reducing regional income disparities. 2001. Disponível em: <[http://econ.worldbank.org/files/2725\\_wps2717.pdf](http://econ.worldbank.org/files/2725_wps2717.pdf)>. Acesso em: 9 maio 2005.
- SINGER, P. Desenvolvimento e repartição de renda no Brasil. In: TOLIPAN, R.; TINELLI, A. **A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento**. 2. ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1978. p. 73-104.
- SOUZA, N. J. Desenvolvimento polarizado e desequilíbrios regionais no Brasil. *Análise Econômica*, n. 19, p. 29-59, mar. 1993.
- TAVARES, M. C.; SERRA, J. Além da estagnação. In: TAVARES, M. C. **Da substituição da importação ao**

**capitalismo financeiro:** ensaios sobre economia brasileira. Rio de Janeiro: Zahar, 1972. p. 153-207.

THOMAS, C. Global governance and human security. In: WILKINSON, R; HUGHES, S. **Global governance:** critical perspectives. London: Routledge, 2004. p. 113-131.

WILLIAMSON, J. Desigualdade regional e o processo de desenvolvimento nacional: descrição dos padrões. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.) **Economia regional:** textos escolhidos. Belo Horizonte: Editora UFMG, 1977. p. 53-116.

\_\_\_\_\_. Growth, distribution and demography: some lessons from history. **Explorations in Economic History**, v. 35, n. 3, p. 241-271, 1998.

ZHAO, X. B.; TONG, S. P. Unequal economic development in China: spatial disparities and regional policy reconsideration, 1985-1995. **Regional Studies**, v. 34 , n. 6, p. 549-561, 2000.

---

Recebido para publicação em 17.04.2005

# ANEXO - QUESTÕES METODOLÓGICAS E ANÁLISE DE DADOS

As bases empíricas sobre a renda no Brasil são fornecidas por pesquisas domiciliares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Censo Demográfico. A análise desses dados permite aprofundar, pelo uso de dados individuais, diferentes objetivos e resultados. Particularmente, a PNAD é uma fonte utilizada para estudos sobre a disparidade na renda ao longo dos anos e, portanto, dos ciclos econômicos, já que tem abrangência estatística em todas as unidades federativas, ao contrário da PME, que cobre somente oito regiões metropolitanas (Belo Horizonte, Brasília, Goiânia, Recife, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Salvador e São Paulo) e do Censo Demográfico que é realizado decenalmente. Por isso, a PNAD será a base de dados utilizada<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> A PNAD é um sistema de pesquisa realizada por um questionário visando retratar as diversas situações socioeconômicas da população brasileira, cuja coleta é feita no mês de setembro de cada ano. Possui relevância estatística e cobre todo o universo brasileiro, desde o nível nacional até o nível metropolitano, embora não atinja as regiões rurais do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Roraima e Rondônia. A principal vantagem de se utilizar a PNAD é que ela é uma base de dados homogênea e consistente regionalmente. No entanto, não se pode negar que essa base apresenta algumas restrições, como, por exemplo, o desmembramento de Goiás em dois estados (Tocantins e Goiás) já relatado na pesquisa para o ano de 1992. Por isso, dados sobre Tocantins só são tratados a partir desse ano, já que se optou em não o manter anexado a Goiás, mesmo sabendo das distorções que isso pode acarretar. Por ser uma pesquisa intertemporal, a PNAD apresenta algumas incompatibilidades entre as décadas de 1980 e 1990, devido às mudanças metodológicas realizadas em 1992. A primeira consideração refere-se ao conceito de ocupação em 1992, ou seja, houve uma modificação no conceito do que vem a ser a população economicamente ativa (PEA), deixando-a mais abrangente. A partir de 1992, passa a incorporar como ocupados os trabalhadores que trabalham menos de quinze horas semanais na produção para autoconsumo, na construção para próprio uso e pessoas não-remuneradas que tiveram certas atividades pelo menos uma hora por semana, o que não era feito até então (HOFFMANN, 1997). Por isso, a população economicamente ativa (PEA) (ocupados mais desocupados) aumenta, se comparada com a década anterior. Assim sendo, não deve utilizar o conceito de população ocupada proposta pela PNAD como variável da década de 1990, e sim um conceito idêntico ao utilizado na década dos 1980, mesmo sendo mais restrito, para que não haja quebra na série histórica, ou seja, aceitou-se como população economicamente ativa aquela formada pela proporção de pessoas que trabalharam na semana (ocupados), aquela que tinha trabalho na semana (ex-ocupados) e aquela que procurou trabalho na semana de referência da pesquisa (desempregados), optando-se por definir como ocupados somente os trabalhadores que trabalhavam acima de quinze horas, excluindo os demais da definição de ocupados.

Os microdados de rendimento analisados neste estudo cobrem os anos 1981 a 1990, 1992, 1993, 1995 a 1999 e 2001 a 2003. A PNAD não é realizada em anos censitários, então os anos de 1980, 1991 e 2000 não apresentam suas respectivas análises; além disso, em 1994 a pesquisa não foi realizada.<sup>6</sup>

Como se buscou nesse estudo fazer uma análise da evolução das desigualdades de renda, antes de mais nada, deve-se ter em mente qual o tipo de rendimento utilizado. Sabe-se que pela PNAD pode-se trabalhar com o rendimento do trabalho, rendimento do trabalho principal, rendimento familiar e rendimento de todas as fontes. Buscou-se calcular os índices de disparidades regionais para o rendimento do trabalho principal<sup>7</sup>, mesmo sabendo que a renda familiar é a renda ‘mais relevante’ para a mensuração de bem-estar.

Assim, os microdados obtidos utilizados referem-se aos rendimentos médios mensais provenientes do trabalho principal dos membros da população economicamente ativa, de 10 anos ou mais de idade, com rendimento não-nulo, ou seja, desconsideram-se as pessoas ‘sem rendimento’ e ‘sem declaração’, como proxy da renda<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> A escolha da PNAD contrapõe estudos de AZZONI (1997) que utilizou dados do Censo Demográfico para calcular o coeficiente de Williamson (1977) e Cavalcante (2003), Haddad e Andrade (1974), Pereira e Pôrto Júnior (2001), Redwood III (1977), Shankar e Shah (2001) e Souza (1993), que utilizaram a base de microdados fornecida pelas contas nacionais para calcularem coeficientes de desigualdades regionais de renda.

<sup>7</sup> O esforço de buscar dados de renda percebida pelas pessoas (ao invés de valor agregado) segue a idéia de mensuração do bem-estar. Este bem-estar está associado com o consumo de bens e serviços. Como o consumo não é diretamente mensurado, emprega-se a renda como medida de comparação de bem-estar. Desta forma, o emprego de rendimentos, ao invés de valor agregado, é interessante para a análise.

<sup>8</sup> Para se compararem os rendimentos médios reais ao longo do tempo, devem-se transformar os dados originais em salários reais de um determinado ano. Optou-se, seguindo o conselho de Corseuil e Foguel (2002), por deflacionar a renda utilizando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC), do IBGE, tendo como base setembro de 2002. Também foi necessário considerar as mudanças nominais da unidade monetária em relação à moeda corrente, o Real. O ideal seria deflacionar os rendimentos estaduais (regionais) por índices estaduais (regionais) de preços para que a comparação seja feita em termos reais, porém, não foi feito dessa maneira.

O nível de educação do trabalhador também é medido pela PNAD e é organizado em certos quesitos, como: grau que freqüenta, série que freqüenta e anos de estudo. Os anos de estudo correspondem aos anos comple-

tos despendidos em educação; assim, uma pessoa que declara ter exatos oito anos de estudo quer dizer que tem o primeiro grau completo<sup>9</sup>.

**Tabela 8 – Rendimento médio do trabalho principal em R\$ de 2002 e amostra da população ocupada, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.**

	Renda Média	Amostra da População		Renda Média	Amostra da População
1980	-	-	1992	364,96	118110
1981	479,08	163974	1993	389,67	119975
1982	480,43	177172	1994	-	-
1983	401,63	177401	1995	462,30	128341
1984	388,42	175301	1996	477,24	124089
1985	454,50	190377	1997	474,44	131274
1986	644,23	107800	1998	471,68	129847
1987	470,92	112809	1999	467,31	133393
1988	429,61	112894	2000	-	-
1989	486,42	115217	2001	412,50	140164
1990	441,70	117142	2002	386,00	152254
1991	-	-	2003	559,56	151970

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

**Tabela 9 – Tempo médio despendido em estudo (anos) pelo trabalhador ocupado acima de 10 anos, por região geográfica do Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003**

	SE	S	CO	N	NE	BRA		SE	S	CO	N	NE	BRA
1981	5,65	5,69	5,59	5,75	3,85	5,17	1992	6,50	5,58	6,12	6,27	4,93	6,03
1982	5,76	5,81	5,61	5,73	3,81	5,23	1993	6,63	6,54	6,37	6,18	5,14	6,16
1983	5,86	5,91	5,74	5,92	3,84	5,32	1995	6,87	6,61	6,36	6,48	4,19	6,32
1984	5,89	6,01	5,48	6,10	4,04	5,35	1996	7,11	7,10	6,71	6,85	5,59	6,63
1985	6,08	6,07	5,58	6,24	4,14	5,49	1997	7,19	7,18	6,75	6,70	5,52	6,63
1986	6,19	6,21	5,59	6,40	4,22	5,58	1998	7,37	7,37	7,03	6,77	5,78	6,83
1987	6,21	6,36	5,74	6,36	4,36	5,67	1999	7,46	7,57	7,08	7,00	5,80	6,92
1988	6,38	6,42	5,87	6,42	4,47	5,77	2001	7,83	7,81	7,42	7,22	6,15	7,23
1989	6,39	6,45	5,90	6,53	4,67	5,86	2002	8,00	7,99	7,65	7,34	6,34	7,40
1990	6,50	6,60	5,98	6,62	4,67	5,93	2003	8,18	8,21	7,83	7,49	6,46	7,57

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

<sup>9</sup> O nível de educação ano-a-ano é feito a partir de um algoritmo para cada década em questão. Por exemplo: para a década dos 1980, se o entrevistado responder que não sabe ler e escrever, mas freqüenta a primeira série do primeiro grau; ou se freqüenta a pré-escola, ou escola de alfabetização de adultos; ou se freqüenta a primeira série e supletivo de primeiro grau; ou se não freqüenta escola de alfabetização de adultos. Nesses casos, os entrevistados são agrupados em um único grupo que os classifica como com zero ano de estudo completo. E assim foi feito com todos os anos de estudo. Vale, no entanto, ressaltar que o primeiro grau completo equivale a oito anos de estudo, o segundo grau completo equivale a onze anos de estudo, o terceiro grau completo a, aproximadamente, quinze anos de estudo. Acima disso, a classificação refere-se a cursos de pós-graduação. Deve-se ainda notar que houve erros de codificação para as variáveis em questão; esses erros devem ser excluídos da amostra para não viésá-la.