

TRANSFORMAÇÕES NO PERFIL DA POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA E SEUS IMPACTOS SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL (1976 — 2005)

CHANGES IN THE PROFILE OF THE ECONOMICALLY ACTIVE POPULATION AND THEIR IMPACTS ON INCOME DISTRIBUTION IN BRAZIL (1976 — 2005)

Armando Affonso de Castro Neto^(*)

RESUMO

Este artigo tem como objetivo investigar o papel das transformações estruturais na economia brasileira, no âmbito da população economicamente ativa, sobre a distribuição de renda, entre 1976 e 2005. Para isto, é utilizado um modelo econométrico *ad hoc* no qual a variável dependente é o coeficiente de Theil. Os resultados indicam que as mudanças estruturais impactaram significativamente na distribuição de renda nesse período, porém, permanece a necessidade de intervenção política na questão distributiva.

Palavras-chave: coeficiente de theil, população economicamente ativa, distribuição de renda.

ABSTRACT

The aim of the article is to investigate the impact of the structural transformations on the Brazilian income distribution, between 1976 and 2005. This purpose was accomplished by selecting an *ad hoc* econometrical model in which the dependent variable is the coefficient of Theil. The results confirm the significant importance of structural changes on the Brazilian income distribution in that period; however, it remains the need of public policies to overcome the concentrate profile of the Brazilian income distribution

Key words: coefficient of theil, economically active population, distribution of income.

(*) Mestrando do Curso de Economia CME/UFBA, Economista pela Universidade Federal da Bahia, e-mail: armandoaff@hotmail.com.

INTRODUÇÃO

É um consenso que a desigualdade na distribuição de renda no Brasil tem raízes ainda no modelo de colonização do país. E são diversos os fatores que a influenciam. Muito da variação na distribuição de renda do país está relacionada às mudanças estruturais ocorridas na economia, e outra parte relacionada a políticas específicas que acirram ou amenizam as desigualdades. A proposta do artigo é investigar o efeito de transformações ocorridas no âmbito do mercado de trabalho no Brasil, entre 1976 e 2005, sobre a distribuição pessoal da renda.

Para este fim, a análise das causas determinantes da distribuição de renda se baseará numa estimativa econométrica na qual a variável dependente corresponde ao índice de Theil, um coeficiente que mede o grau de desigualdade para determinada repartição de renda. As demais variáveis referem-se a mudanças nas características da PEA ou a mudanças em rendimento.

O trabalho divide-se em cinco partes. Na próxima, discute-se o perfil da distribuição de renda no Brasil assim como suas causas históricas, estruturais e políticas. A terceira e quarta partes correspondem à especificação do modelo econométrico e aos resultados obtidos da estimativa, respectivamente. Por fim, com base nos resultados alcançados na regressão, infere-se acerca das causas estruturais do processo distributivo no Brasil.

PERFIL E CAUSAS DA DISTRIBUIÇÃO PESSOAL DA RENDA NO BRASIL

Não constitui nenhuma novidade que a distribuição da renda pessoal no Brasil é extremamente concentrada em poucas mãos. Nesta seção, essa realidade é explicitada e suas mudanças durante o processo de industrialização discutidas considerando dois movimentos de causa: um decorrente de transformações estruturais e outro relacionado a mudanças conjunturais e políticas que podem acentuar ou reduzir as desigualdades.

CARACTERÍSTICAS E EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE

Uma peculiaridade salta aos olhos quando observamos a distribuição pessoal da renda no Brasil: a apropriação da renda é de tal concentração que o rendimento médio até aproximadamente 80% da população oscila por volta de um salário mínimo. A Tabela 1 destaca a distribuição pessoal em 2004 e demonstra essa realidade. Neste Quadro, elaborado a partir dos dados da PNAD, a população com rendimento está dividida em dez grupos⁽¹⁾, cada um com o mesmo número de componentes, sendo que estes grupos estão ordenados por ordem crescente de rendimento.

(1) Na verdade existem dois tipos de divisões da população na tabela: a divisão simples, com 10 grupos ordenados por rendimento (os 5% mais ricos e os 1% mais ricos estão destacados na tabela, portanto são subgrupos); e a acumulada, que corresponde à acumulação dos grupos da divisão simples.

Tabela 1
Distribuição da Renda e Rendimento Médio Mensal, Segundo as
Classes Percentuais de Pessoas de 10 anos ou Mais, com Rendimento,
no Brasil (2004)

Classes de percentual das pessoas de 10 anos ou mais de idade, em ordem crescente de rendimento (%)	Distribuição do rendimento mensal das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento (%)	Rendimento médio mensal nominal das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento (R\$)
Simples		
Total	100,0	724
Até 10	0,8	58
Mais de 10 a 20	2,4	178
Mais de 20 a 30	3,6	260
Mais de 30 a 40	3,8	272
Mais de 40 a 50	4,6	337
Mais de 50 a 60	6,0	431
Mais de 60 a 70	7,5	541
Mais de 70 a 80	10,1	732
Mais de 80 a 90	15,7	1 140
Mais de 90 a 100	45,5	3 291
Mais de 95 a 100	32,5	4 708
Mais de 99 a 100	13,1	9 464
Acumulada		
Até 10	0,8	58
Até 20	3,2	118
Até 30	6,8	165
Até 40	10,6	192
Até 50	15,2	221
Até 60	21,2	256
Até 70	28,7	297
Até 80	38,8	351
Até 90	54,5	439
Até 100	100,0	724

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004/IBGE.

Em 2004, as quatro camadas mais pobres da população recebiam em média, cada uma delas, menos que um salário mínimo. Somente a partir do grupo correspondente entre os 40% e os 50% da população, a renda média mensal passa a ser maior que um salário mínimo. Observa-se que os 1% mais ricos possuem 13,1% do rendimento, enquanto 40% da população detêm apenas 10,6% da renda.

A disparidade na distribuição da renda fica mais evidente se observarmos os rendimentos médios destinados a cada camada da população. Em 2004, o rendimento médio individual, das pessoas com rendimento, agrupadas nos 10% mais pobres, equivalia a R\$

58,00! Os pertencentes à camada seguinte tinham R\$ 178,00 como renda média. Os valores vão majorando de forma irrisória a cada camada até o grupo que compreende os 70 a 80% da população, que recebe em média R\$ 732,00. Os membros do grupo seguinte, correspondente à população entre os 10 e os 20% mais “ricos”, recebem R\$ 1140,00 mensais em média. No grupo seguinte, o dos 10% mais ricos, seus componentes têm um rendimento mensal médio de R\$ 3291,00. O grupo dos 1% mais ricos, detém o privilégio de uma renda mensal de R\$ 9464,00 portanto 13 vezes mais que a renda média do conjunto da população, que é de R\$ 724,00, e 163,2 vezes mais que a renda média dos 10% mais pobres!

Este quadro de desigualdade não é recente. Possui raízes históricas. No entanto, somente a partir do Censo Demográfico de 1960 passou-se a coletar informações referentes à renda pessoal. Isto permite observar a evolução da desigualdade durante um importante período da economia nacional, qual seja, o período de maturação da industrialização nacional. Um período caracterizado por forte fluxo migratório e urbanização. A tabela abaixo, com a distribuição de renda obtida dos Censos Demográficos, mostra a trajetória distributiva.

Tabela 2
Distribuição de Renda nos Setores Rural e Urbano 1960 — 2000

Distribuição Interna da Renda Pessoal nos Setores Rural e Urbano					
<i>Quintis da população</i>	<i>Porcentagem de apropriação da renda</i>				
Setor Urbano	<i>1960</i>	<i>1970</i>	<i>1980</i>	<i>1991</i>	<i>2000</i>
1º Quintil	3,28	3,21	3,38	2,73	3,11
2º Quintil	9,54	7,59	6,95	5,39	5,94
3º Quintil	14,21	11,27	9,16	9,41	9,37
4º Quintil	20,62	18,05	18,59	17,24	16,22
5º Quintil	52,35	59,88	61,93	65,23	65,95
Diferença entre quintil superior e inferior	49,07	56,67	58,55	62,50	62,84
Setor Rural	<i>1960</i>	<i>1970</i>	<i>1980</i>	<i>1991</i>	<i>2000</i>
1º Quintil	5,13	5,35	5,40	4,37	3,52
2º Quintil	9,78	10,05	8,69	7,48	8,10
3º Quintil	14,95	14,15	11,06	10,62	10,79
4º Quintil	22,26	20,19	19,10	17,24	17,29
5º Quintil	47,87	50,24	55,74	60,28	60,30
Diferença entre quintil superior e inferior	42,74	44,89	50,34	55,91	56,78

Fonte: Censos Demográficos 1960, 1970, 1981, 2000. IBGE. Elaboração própria.

Constata-se que a distribuição de renda no setor urbano é mais desigual, isto se deve à heterogeneidade do mercado de trabalho das cidades. A desigualdade, aqui medida pela diferença entre os quintis mais rico e mais pobre, amplia-se década após década tanto no setor urbano quanto no setor rural. A diferença entre o quintil mais rico e o mais pobre, no

setor urbano, passa de 49,07 para 62,84 entre 1960 e 2000, e de 42,74 para 56,78 no setor rural no mesmo período. Nos anos em que houve pequena melhora na apropriação do primeiro quintil, o quinto quintil elevou sua quota de renda numa proporção maior. Em 1980, por exemplo, a quota do quintil inferior do setor urbano era de 3,38% da renda (contra 3,28% em 1960 e 3,11% em 1970), porém o quintil superior passou de 52,35% em 1960 para 61,93% da renda em 1980. Mas quais fatores estariam por trás dessa dinâmica? O próximo tópico discute tal questão.

AS CAUSAS DA DESIGUALDADE

Apesar da falta de informação a respeito da distribuição de renda para períodos anteriores, pode-se afirmar que a desigualdade de renda sempre caracterizou a sociedade brasileira. O modelo de colonização, as Capitânias Hereditárias, o sistema produtivo e a estrutura escravocrata podem ser consideradas sementes do atual perfil distributivo. Em 1600, um senhor de engenho possuía uma renda anual 27,5 vezes maior que a renda de um assalariado (BUESCU)⁽²⁾.

A distribuição funcional da renda tem impacto direto sobre a distribuição pessoal. Quando existem altas margens de lucro, em detrimento da apropriação da classe assalariada, aumenta-se a distância entre capitalistas, pertencentes às camadas mais ricas da sociedade, e trabalhadores. Os elevados ganhos no Brasil, o alto índice de desemprego que mantém em baixa o nível salarial, dentre outros fatores, contribuem para a alta desigualdade na distribuição de renda brasileira. Podemos, então, dividir os fenômenos que impactam a distribuição de renda em dois grupos: 1) transformações estruturais no seio da economia; 2) políticas pontuais ou outros fatores conjunturais.

A análise do primeiro fator requer que pensemos a economia considerando grandes setores econômicos, ou, ao menos, uma visão dualista em que a economia é composta por um setor urbano, industrial, dinâmico e heterogêneo e outro rural, tipicamente agrícola e homogêneo no que diz respeito ao seu mercado de trabalho. Autores da área de desenvolvimento econômico, dentre eles *Kuznets* (1955), consideram que a renda é mais equânime no setor rural. Esta hipótese comprova-se empiricamente no caso brasileiro tal como demonstrado.

“As premissas básicas usadas são de que a renda *per capita* do setor B (não agrícola) é sempre maior do que a do setor A; de que a proporção do setor A no número total diminui; e de que a desigualdade da distribuição de renda dentro do setor A pode ser tão grande quanto a do setor B mas não maior” (KUSNETZ, 1955. p. 12).

Com base nessas premissas, pode-se inferir o comportamento da distribuição de renda durante o processo de crescimento econômico, ou deduzir as conseqüências de um período de estagnação. Utilizando este procedimento teórico, *Carlos Langoni*, em 1973, publicou um livro intitulado *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*, no qual descreve os efeitos de mudanças estruturais na PEA sobre a distribuição de renda do país

(2) Cabe ressaltar que os assalariados não constituíam a classe menos abastada. Esta era formada pelos escravos.

entre 1960 e 1970. Para averiguar as conseqüências dessas mudanças, em termos de distribuição de renda, *Langoni* expõe os efeitos possíveis de cada uma delas: 1) *O impacto na participação relativa de cada grupo (secundário, terciário e primário, por exemplo) no total da PEA, sem que haja mudanças nas rendas médias ou no grau de concentração dentro de cada grupo.* A ampliação da participação relativa de um grupo com renda muito alta, se renda média e desigualdade não estão correlacionados, aumenta a desigualdade total, assim como a ampliação de um grupo de renda muito baixa produz o mesmo efeito. Isso porque aumenta o peso dos setores de renda muito alta ou muito baixa. No entanto, se nível de renda e grau de desigualdade estão negativamente correlacionados (grupo de alta renda com distribuição mais igualitária), um aumento na participação do grupo de maior renda, aumenta o grupo de distribuição igualitária, tendendo à menor desigualdade no total, porém, aumenta também o grupo de maior renda, tendendo à ampliação da desigualdade total. Não se pode definir qual efeito supera o outro. Mas se aumenta a participação do grupo de menor renda, aumenta o grupo de maior desigualdade e a participação do grupo de renda baixa, ambos fatores contribuindo para um aumento da desigualdade total. No caso da renda média e do grau de desigualdade dentro dos grupos serem diretamente correlacionados (grupos de alta renda com maior desigualdade), uma redução na participação relativa dos grupos de renda elevada, diminui o grupo de maior desigualdade, fator que contribui para a redução da desigualdade total, e diminui também a participação do grupo de menor renda, o que contribui para a diminuição da desigualdade, portanto, o resultado final, é inequivocadamente, redução da desigualdade total. 2) *O impacto de variações nas rendas médias de cada grupo.* Se a renda média de um grupo, que possui renda inicialmente mais elevada, aumenta a proporções maiores que os demais grupos, a divergência entre os grupos aumenta, aumentando assim a desigualdade total. 3) *A variação da desigualdade dentro de cada grupo, com renda média e participação relativa de cada grupo constantes.* As desigualdades internas dos grupos estão, evidentemente, positivamente relacionadas com a desigualdade total (LANGONI, 1973).

Langoni segue sua obra estudando, pelas tendências relativas expostas acima, os impactos na distribuição causados pelas mudanças na distribuição setorial e regional da PEA. Sua conclusão é, portanto, que o aumento da desigualdade entre 1960 e 1970 decorreu-se em virtude de forte crescimento proporcional do setor industrial: o setor primário, entre 60 e 70, diminuiu 14% a sua participação relativa na PEA, enquanto que o setor urbano (secundário + terciário) cresceu 12% (o secundário cresceu 29,5%). A participação relativa do setor primário na renda total diminuiu 32,6% enquanto que o setor secundário cresce 33,3%. As taxas de desigualdade interna e as rendas dos diferentes setores apresentavam uma correlação positiva.

“Portanto, a redução na proporção de indivíduos do setor primário tem *coeteris paribus* dois efeitos opostos sobre a desigualdade da distribuição: um positivo, pelo menor peso para o grupo de renda baixa, e outro negativo que é o menor peso do grupo de menor intradesigualdade. É fácil antecipar que a contribuição líquida deste fator para a variação do índice agregado de concentração seja relativamente pequena” (LANGONI, 1973, p. 82).

O aumento das rendas médias dos setores secundário e terciário, que já eram maiores em 60, ajudou na piora da distribuição. A renda relativa do setor primário caiu 17%.

“Em resumo, fica claro que as modificações ocorridas entre os diversos setores contribuíram, ainda que de maneira modesta, para o aumento de concentração. Entre as diversas componentes o maior impacto foi causado pelo aumento de desigualdade dentro de cada setor e particularmente, pelo que ocorreu no setor urbano” (LANGONI, *op. cit.* p. 83).

Castro Neto analisa a variação da distribuição de renda para as décadas seguintes, utilizando o mesmo critério de *Langoni*, observando três parâmetros que refletiriam mudanças estruturais, quais sejam: renda relativa da PEA de cada setor; fração proporcional da PEA de cada setor e distribuição interna da renda em cada setor, medida pelo índice de Theil. A tabela abaixo mostra as mudanças estruturais na década de 1970:

Tabela 3
Comparações na Distribuição de Renda (1970 e 1980)

Setor	Participação na PEA (%)		Participação na Renda (%)		Renda Relativa		Theil	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980	1970	1980
Primário	40,05	28,86	19,64	15,00	0,4894	0,4902	0,4302	0,5295
Secundário	19,74	24,34	25,18	27,34	1,2730	1,0961	0,5169	0,3763
Terciário	38,20	43,45	55,18	57,67	1,3723	1,2953	0,6051	0,5005

Fonte: *Castro Neto* (2005).

O quadro acima permite a realização do exercício de análise das mudanças estruturais. A primeira observação diz respeito às mudanças nas rendas relativas dos grupos: o crescimento da renda relativa do setor primário, acompanhado pela diminuição da renda relativa dos setores secundário e terciário, produziu um efeito favorável à diminuição da desigualdade total, pois diminui a diferença entre a apropriação de renda nos setores.

Pode-se constatar que em 1980 a relação entre a distribuição interna e a renda de cada grupo não é exclusivamente direta ou indiretamente correlacionada. Sendo assim, podemos afirmar que a redução da participação relativa do setor primário diminui a participação do grupo de maior desigualdade, contribuindo para a queda da desigualdade total, e diminui a participação do grupo de menor renda, contribuindo também para redução da desigualdade total. Já a ampliação do setor Terciário produz o efeito inverso: amplia o grupo de renda mais elevado e de alto coeficiente de Theil, ambos ajustes contribuindo para ampliação da desigualdade total.

O resultado das alterações das rendas relativas que indicam melhoria na distribuição total, e a ambigüidade das contribuições para a distribuição oferecidas pelas alterações nas participações relativas, deixam margem à afirmação de que a alteração nas distribuições internas de cada setor seria o principal fator a proporcionar aumento na distribuição total. De fato houve um grande crescimento do coeficiente de Theil do setor Primário, que amplia aproximadamente 23% entre 1970 e 1980. Estas alterações verificadas estão certamente relacionadas a fenômenos já citados, como a modernização do setor rural, que

proporcionou a formação de empregos assalariados no campo gerando assim diferenciais de renda no setor Primário.

O mesmo exercício pode ser realizado para as décadas de 1980 e 1990. As tabelas abaixo mostram as transformações estruturais ocorridas no período:

Tabela 4
Mudanças Estruturais nos Setores

<i>Setor</i>	1980			1991		
	α	β	τ	α	β	τ
Urbano	1,1714	0,738	0,5588	1,1293	0,809	0,6462
Rural	0,5147	0,262	0,4459	0,4520	0,191	0,5248
α = Renda Relativa						
β = fração populacional do grupo						
τ = Índice de Theil para o grupo						

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5
Variações nos Parâmetros Seleccionados Entre 1980 e 1991

<i>Setor</i>	Variação 1980-1991 (%)		
	α	β	τ
Urbano	-3,59%	9,62%	15,64%
Rural	-12,18%	-27,10%	17,69%
α = Renda Relativa			
β = fração populacional do grupo			
τ = Índice de Theil para o grupo			

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se perceber que a distribuição interna dos setores está diretamente correlacionada com as rendas relativas (Tabela 4), portanto, o aumento da participação relativa do setor urbano e redução da participação relativa do setor rural, causa um aumento na desigualdade total, pois está aumentando a participação do setor mais desigual e diminuindo a participação do setor mais equânime. A população com rendimento, pertencente ao setor urbano, cresce 9,6% enquanto que a população com rendimento do setor rural decresce 27,1% (Tabela 5).

A desigualdade total aumenta também pela queda relativa da renda do setor rural (tabela 5). A renda relativa do setor urbano diminui em proporções menores que a diminuição da renda relativa do setor rural. Isso aumenta a diferença entre os setores aumentando a diferença total. O aumento na desigualdade total reflete-se na ampliação das desigualdades internas de ambos os setores, sendo que a concentração de renda no setor rural cresce 17,69% e no setor urbano 15,64%.

Tabela 6
Mudanças Estruturais nos setores Urbano e Rural (1991 e 2000)

Setor	1991			2000		
	α	β	τ	α	β	τ
Urbano	1,1293	0,8091	0,6462	1,0939	0,8518	0,6505
Rural	0,4520	0,1909	0,5248	0,4602	0,1482	0,5044
α = Renda Relativa						
β = fração populacional do grupo						
τ = Índice de Theil para o grupo						

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se observar que as desigualdades internas da cada setor são diretamente relacionadas com as rendas relativas. É perceptível também o aumento do trabalho no setor urbano, que em 2000 correspondia a 85,2% do total, enquanto que a participação do setor rural era de apenas 14,8%. A Tabela 7 explicita as variações nos três parâmetros observados.

Tabela 7
Variação nos Parâmetros Seleccionados Entre 1991 e 2000

Setor	Variação 1991-2000		
	α	β	τ
Urbano	-3,13%	5,28%	0,67%
Rural	1,81%	-22,37%	-3,89%
α = Renda Relativa			
β = fração populacional do grupo			
τ = Índice de Theil para o grupo			

Fonte: Elaboração própria.

Algumas diferenças em relação às mesmas variações entre 80 e 91 podem ser constatadas (ver também Tabela 5): entre 1980 e 1991 a renda relativa do setor Urbano decaiu em menor proporção do que a renda relativa do setor Rural enquanto que entre 1991 e 2000 a renda relativa do setor Urbano diminuiu e a do setor Rural aumentou. Isto significa diminuição da diferença de produtividade entre os setores; a distribuição de renda do setor Rural, medida pelo coeficiente de Theil, decaiu entre 1991 e 2000, enquanto que, no mesmo período, o índice de Theil cresceu somente 0,67% no setor Urbano. Entre 1980 e 1991 a ampliação da desigualdade total refletiu-se no crescimento do índice de Theil em ambos os setores.

Ainda observando a Tabela 7 percebemos que a desigualdade total é elevada pelo decréscimo de 22,37% da participação relativa do setor Rural acompanhado por crescimento da participação relativa do setor Urbano de 5,28%. Este efeito é obtido porque cresce o setor de maior desigualdade e maior renda relativa e decresce o setor de menor

desigualdade e menor renda relativa — as rendas relativas e distribuições internas estão expostas na Tabela 6 e a variação nas participações dos setores aparece na Tabela 7.

Já as variações nas rendas relativas contribuem para uma redução da desigualdade total, visto que diminui em 3,13% a renda relativa do setor de maior renda e aumenta em 1,81% a renda do setor Rural, possuidor de menor renda relativa. Estas mudanças diminuem a diferença na renda entre os dois setores. Sendo assim, as mudanças referentes à participação relativa apresentaram menor influência na desigualdade total, visto que essa diminui. Assim, podemos resumir que a diferença na intensidade da concentração da década de 90 para as demais é ocasionada principalmente pela diminuição de produtividade do setor Urbano em relação ao Rural e pela redução da intensidade de crescimento da participação relativa do setor Urbano no total da economia — o trabalho Urbano cresce 9,62% na década de 80 e 5,28% na década de 90, enquanto que o trabalho rural decresce 27,1% na década de 80 e 22,37% na década de 90.

Uma outra importante questão estrutural não utilizada na análise anterior corresponde às mudanças no que diz respeito à escolaridade. Nas últimas décadas aconteceu grande expansão do ensino superior e redução do analfabetismo. A melhora do nível de escolaridade certamente aumentou a oferta de trabalho qualificado, o que força a queda dos níveis salariais desta categoria. Ora, se os trabalhadores qualificados recebem remunerações condizentes com as camadas mais abastadas da sociedade, digamos os 20% ou 10% mais ricos, evidentemente a distribuição total da renda deverá torna-se mais equânime pela maior oferta destes em relação aos menos qualificados, desde que a demanda por este tipo de trabalhador não cresça a um ritmo maior que o crescimento de sua oferta.

Porém não só as transformações estruturais são capazes de dar vida à dinâmica distributiva. Certamente políticas sociais podem ser eficazes no combate às desigualdades, assim como determinadas políticas podem acentuar um quadro de injustiça distributiva. Períodos inflacionários, de altas taxas de desemprego, de restrição ao crédito certamente apresentaram taxas crescentes de desigualdade. Desta forma, a ampliação das desigualdades observada nas décadas anteriores possui outras explicações: 1) na década de 1960 uma forte contenção salarial desprotegia as camadas menos abastadas; 2) certamente, um dos fatores, que pode ter contribuído para a desaceleração da concentração, foi o fim da política oficial de indexação salarial, que comprimia o piso salarial das diferentes categorias, aliado à reorganização do movimento sindical após 76 (CACCIAMALI, 2002). De fato, os sindicatos conseguiram reajustes maiores para os estratos inferiores da escala salarial; 3) a inflação dos anos 1980, aliada às políticas restritivas, certamente forçam uma ampliação das desigualdades — a política econômica adotada neste período foi de caráter ortodoxo, marcada pelo aumento da arrecadação do Imposto de Renda; pelo controle das despesas públicas e dos gastos das Estatais; e contração da liquidez real e do crédito; 4) as políticas neoliberais nos anos 1990 aceleram as desigualdades: A população ocupada sem carteira assinada nas grandes capitais cresceu aproximadamente 42,6% entre 1990 e 2000, enquanto que a população ocupada com carteira assinada diminuiu 25,8% no mesmo período (CASTRO NETO, 2005); 5) o plano Real estabiliza os preços e reduz as enormes perdas relativas das classes menos favorecidas proporcionadas pelo processo inflacionário.

São políticas que podem reduzir as desigualdades: reforma agrária, microcrédito, programas assistenciais, imposto de renda progressivo, política salarial que proporcione ganho real ao trabalhador, programas sociais, dentre outras. Apesar de constatar relevante importância de políticas pontuais e fatores conjunturais para a dinâmica da distribuição de renda, este trabalho buscará focar as causas estruturais das desigualdades, postergando para outro momento uma análise das políticas sociais e uma comparação de sua significância com a das transformações estruturais.

O MODELO ANALÍTICO

O meio adotado neste trabalho para investigar as causas da dinâmica distributiva corresponde à realização de uma estimação econométrica. Para tal fim, será utilizado um modelo *ad hoc* em que o Coeficiente de Theil, índice que mede a distribuição pessoal da renda, constitui-se como variável dependente. A regressão será baseada em séries temporais para os dados obtidos da PNAD do IBGE e compreendendo o período entre 1976 e 2005. O modelo proposto corresponde a:

$$\text{THEIL} = \beta_1 + \beta_2 \text{Des} + \beta_3 \text{Urb} + \beta_4 \text{Sal} + \beta_5 \text{Ric} \quad (\text{a})$$

Onde:

Des é a taxa de desemprego; Urb corresponde à participação na PEA de trabalhadores do setor urbano; Sal é a divisão do salário mínimo pelo rendimento médio⁽³⁾ e Ric é a taxa de participação na renda dos 1% mais ricos. Os β s correspondem aos parâmetros associados a tais variáveis.

O coeficiente de Theil é um índice de mensuração de desigualdades distributivas. Seu valor varia entre 0 (perfeita igualdade) e 1 (máxima desigualdade). Quanto mais próximo de 1, maior a desigualdade na distribuição da renda. O coeficiente de Theil para distribuição de renda pode ser obtido da seguinte forma: divide-se a renda relativa de cada estrato acumulado da população (X_i) pela média de renda total (X) e o resultado é multiplicado pelo Logaritmo da mesma divisão ($\text{Log } X_i/X$). O somatório dos produtos obtidos para cada estrato acumulado é multiplicado pelo inverso do número de observações ($1/n$). Resumindo: $T = (1/n) \sum (X_i/X) \text{Log } (X_i/X)$. A distribuição proporcional do rendimento médio da população dividida em classes ordenadas pela renda é disponibilizada pelo IBGE. Utilizando as taxas médias de cada faixa de renda pode-se calcular a renda relativa (em relação à renda da PEA), a renda média e percentual de cada grupo e conseqüentemente o coeficiente de Theil.

A taxa de desemprego possui uma relação positiva com a variável dependente, dado que o aumento do desemprego diminui a remuneração das classes mais pobres, ampliando as diferenças distributivas. No entanto é preciso enfatizar que esta relação não é uma regra geral. Ela pode ser válida no caso brasileiro onde as oscilações no

(3) Esta relação comporta-se como um índice de poder do salário mínimo no tempo, tendo como parâmetro o rendimento médio real. Quanto maior a diferença entre ambos, menor o poder distributivo do salário mínimo.

desemprego não são tão acentuadas. Para melhor entender suponha uma situação extrema (porém irreal) em que 100% da população estivesse desempregada. Neste caso, teríamos uma perfeita igualdade na distribuição da renda. A estimativa poderá responder se esta variável é mesmo válida.

Quanto maior Urb, maior tende a ser THEIL, visto que uma maior participação na PEA de trabalhadores do setor mais desigual, o setor urbano, tende a ampliar a desigualdade total. A variável Sal mede a relação entre salário mínimo — que remunera basicamente o terceiro e quarto décil na escala distributiva — e o rendimento médio, portanto espera-se que sua elevação reduza a desigualdade geral. Ela difere-se das demais variáveis por absorver impactos de políticas salariais e não de mudanças estruturais. Mas precisamente, esta variável aparece como um teste de impacto do salário mínimo sobre a distribuição de renda, sua significância será demonstrada com os resultados da regressão⁽⁴⁾. Já a variável Ric é relacionada positivamente com THEIL, pois reflete o aumento de renda das classes mais ricas. Esta variável foi introduzida no modelo como proxy de altos rendimentos pessoais provindos de lucros ou remunerações exorbitantes.

RESULTADOS OBTIDOS

Estimando a equação (a) temos:

$$\text{THEIL} = 0,1828 + 0,0005 (\text{Des}) + 0,05 (\text{Urb}) + 0,0395 (\text{Ric}) - 0,0284 (\text{Sal})$$

0 (0,036849) (0,000165) (0,02328) (0,002327) (0,015433)

$$R^2 = 0,96$$

$$\text{DW} = 1,4858$$

$$F = 121,8$$

No intervalo de confiança de 99% os parâmetros são conjuntamente estatisticamente significativos. A variável Ric é significativa mesmo a 99% de confiança; já os coeficientes das variáveis Urb e Sal tornam-se significativos a 95% e 90% de confiança. O Desemprego não possui um coeficiente significativo mesmo a 90% de confiança. Este resultado decorre da relação negativa que desemprego possui com crescimento econômico. Como foi explicitado na segunda seção o processo de crescimento econômico tende a concentrar renda em períodos de expansão do setor industrial, sendo este o caso para o período analisado para a economia brasileira. Portanto, eventuais reduções do desemprego ocorridas no período não foram suficientemente fortes para promover uma relação significativa da taxa de desemprego com a distribuição de renda, aqui medida pelo coeficiente de Theil.

Pelo teste de White para heterocedasticidade não se pode rejeitar a hipótese de ausência da mesma. A matriz de correlação das variáveis não aponta presença de multicolinearidade. Verificando a estacionariedade das séries pelo teste aumentado de Dickey-Fuller, constata-se que os resíduos da regressão são I(0) as variáveis Des, Sal, Urb e a

(4) Para melhor compreender a relação entre salário mínimo e distribuição de renda ver *A Relação do Salário Mínimo com o Emprego e a Distribuição de Renda* (CASTRO NETO, 2006).

variável dependente Theil são I(1), ou seja, são integradas de ordem 1. Porém, a variável Ric é I(0). Isto implica que as variáveis não são co-integradas. O teste de Durbin Watson aponta autocorrelação positiva dos resíduos. Desta forma, este modelo apresenta possibilidade de regressão espúria e os estimadores não são eficientes, ou seja, não possuem variância mínima. Para corrigir este problema utiliza-se um novo modelo, baseado na primeira diferença, correspondente a:

$$\Delta\text{THEIL} = \beta_1\Delta\text{Urb} + \beta_2\Delta\text{Sal} + \beta_3\Delta\text{Ric} \text{ (b)}$$

Onde:

Δ significa a variação absoluta da observação em relação ao seu valor do período imediatamente anterior, ou seja, a subtração $X_t - X_{t-1}$, onde X corresponda à variável em questão e o subscrito t corresponde ao período. Note-se duas diferenças além da redução da equação (a) à primeira diferença: 1) excluiu-se a variável Des pelo motivo descrito anteriormente; 2) o termo de intercepto foi removido, pois como se trata de equação de primeira diferença a regressão, evidentemente, passa pela origem.

Para a equação (b) tem-se:

$$\Delta\text{THEIL} = 0,0592\Delta\text{Urb} + 0,0507\Delta\text{Sal} + 0,0409\Delta\text{Ric}$$

$$o \text{ (0,01736) (0,02543) (0,0021)}$$

$$R^2 = 0,95$$

$$DW = 1,88$$

Todas as variáveis são estacionárias na primeira ordem I (1) e os resíduos são estacionários I (0), portanto as séries são co-integradas. Não foi verificada autocorrelação pelo teste de Breusch-Godfrey. O teste de White aponta aceitação da hipótese de homocedasticidade. Não foi verificada multicolinearidade observando-se a matriz de correlação. Os parâmetros que multiplicam as variáveis Urb e Ric são significativos a 99% de confiança, já o coeficiente da variável Sal apresenta probability de 0,06. A não significância desta variável com 95% de confiança implica que a relação entre salário mínimo e rendimento médio da população economicamente ativa não tem um impacto definido sobre o coeficiente de Theil. Em outras palavras, a ampliação do salário mínimo, apesar de ampliar a renda de quem é remunerado nesta faixa, não garante melhor distribuição de renda, possivelmente devido à ampliação do desemprego (por aumento de custo) causando também redução da renda das classes mais baixas, portanto um movimento ambíguo sobre o coeficiente de Theil. Mais do que isso, como a variável Sal relaciona o salário mínimo com o rendimento médio, a ausência de impacto da mesma sobre a distribuição de renda significa que a diferença entre salário mínimo e rendimento médio manteve-se estável. Note que na equação (a) o parâmetro equivalente, também não significativo, apresenta uma relação negativa com Theil. Já os erros aleatórios possuem média igual a zero e distribuição normal.

É importante ressaltar que os baixos valores dos parâmetros não representam problema, pois a escala da diferença de Theil, assim como as das demais variáveis, é tão baixa quanto. A equação (b) nos diz que: 1) o aumento em uma unidade na diferença em relação ao período anterior do índice de apropriação de riqueza dos 1% mais ricos, *coeteris paribus*, ocasiona uma ampliação de 0,04 no coeficiente de Theil (bastante significativo dado os valores de Theil); 2) o aumento em uma unidade na diferença em relação ao período anterior do índice de poder do salário mínimo frente ao rendimento médio amplia Theil em 0,05⁽⁵⁾; 3) quando se amplia em uma unidade a diferença entre a taxa da população economicamente ativa urbana e a rural o coeficiente de Theil amplia-se em 0,059.

CONCLUSÃO

Com base no resultado da estimação, pode-se afirmar que a distribuição de renda no Brasil entre 1976 e 2005 sofreu significativa influência de mudanças estruturais ocorridas na população economicamente ativa. Como as décadas de 1970 e 1980 foram períodos de intensa urbanização e industrialização, a relação positiva entre diferenças de rendimentos na zona urbana e rural e a desigualdade total contribuiu para ampliação das desigualdades nesse período. A redução da desigualdade observada entre 2002 e 2005⁽⁶⁾ certamente tem influência da redução das diferenças internas dos setores e do esfriamento do processo de migração e urbanização. Por outro lado, constatou-se que o impacto da ampliação do salário mínimo real sobre a distribuição de renda depende da redução de sua diferença em relação aos rendimentos superiores. O impacto da ampliação tão somente do salário de base não se demonstrou significativo no modelo.

Estas conclusões não implicam que o governo deve abster-se da questão distributiva. Se a melhora distributiva tem um lado puramente estrutural, creditada ao esfriamento do processo de crescimento relativo do setor industrial e da redução das diferenças distributivas entre setor urbano e rural, por outro decorre de políticas distributivas. A regressão pôde evidenciar que a manutenção de lucros exorbitantes para uma classe tão reduzida tem impacto significativo sobre o coeficiente de Theil. Este problema poderia ser reduzido com mais progressividade no imposto de renda. As desigualdades seriam ainda mais reduzidas com políticas que elevem a renda das classes mais baixas sem causar desemprego, tais como programas de microcrédito, reforma agrária e também políticas assistencialistas.

Este artigo é uma pequena contribuição para um tema tão vasto. Muitas outras variáveis exercem poder sobre a distribuição de renda. Certamente a elevação do nível de escolaridade elevou a oferta de mão-de-obra qualificada fazendo reduzir o salário dessa classe e a desigualdade; certamente a transferência de recursos diretos por meio do bolsa-família elevou rendimentos da classe mais pobre. Fica a necessidade de trabalhar com um modelo mais amplo, porém, o modelo *ad hoc* adotado cumpriu os objetivos propostos.

(5) Lembrando que este coeficiente só é significativo a 90% de confiança.

(6) Com uma média de 0,7424 entre 1976 e 2001, depois de certa estabilidade na década 90 o coeficiente de Theil reduz em 2002 para 0,71, para 0,675 em 2003, para 0,665 em 2004 e para 0,659 em 2005.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BUESCU, Mircea. *Brasil: disparidades de renda no passado*. Rio de Janeiro: Apec, 1979.
- CACCIAMALI, Maria Cristina. Distribuição de renda no Brasil: persistência do elevado grau de desigualdade. In: PINHO, Diva Benevides; VASCONCELLOS, Marco Antonio S. (orgs.). *Manual de economia*. São Paulo: Saraiva, 2002.
- CASTRO NETO, Armando Affonso de. *A relação entre o crescimento econômico e a distribuição de renda no Brasil no período 1960 a 2000*. Monografia. Salvador: UFBA, 2005.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Estatística para economistas*. São Paulo: Pioneira, 1991.
- IBGE. *Censos demográficos 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000*.
_____. *Pnad 1976 a 2005*.
- GUJARATI, Damodar. *Econometria básica*. São Paulo: Makron, 2000.
- KUSNETZ, Simon. Economic growth and income inequality. In: *The American Economic Review*, v. 45, n. 1.
- LANGONI, Carlos Geraldo. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- RAMOS, Lauro. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil. *Revista de Econometria*, Brasília: IPEA, ano X, n. 2, 1990.