

## CARACTERÍSTICAS SÓCIO-ECONÔMICAS E DESIGUALDADES NAS DESPESAS FAMILIARES NO NORDESTE\*

Maurício Romão\*\*

**Resumo:** *Analisam-se neste trabalho algumas características sócio-econômicas e demográficas quanto a sua eventual influência sobre a repartição da renda familiar no Nordeste. As famílias ou domicílios, como se sabe, são unidades extremamente complexas, sujeitas a efeitos na formação de suas rendas. Entre os mais citados estão aqueles exercidos por variáveis demográficas e sócio-econômicas, tais como: idade, educação, tamanho da família e sua composição, raça, ocupação, setor de atividade, localização, etc. Essas variáveis, de uma forma ou de outra, contribuem para que a geração da renda familiar apresente traços marcadamente distintos de uma unidade receptora para outra. Entretanto, apenas com uma teoria satisfatória da distribuição da renda pessoal é que se poderia estabelecer relações causais mais definidas entre aquelas variáveis e a repartição da renda. A opção, todavia, foi de não atrelar este estudo a uma ou mais teorias. Preferiu-se nortear a investigação num sentido mais pragmático, tentando inferir eventuais causalidades a partir da seleção e análise de algumas daquelas variáveis — quatro ao todo — e o concomitante uso de uma medida de concentração de natureza estatística meramente descritiva. As variáveis sócio-econômicas escolhidas foram: o nível de educação do chefe da família, sua idade e situação ocupacional e, finalmente, o tamanho da família. Infelizmente, a análise é incompleta na medida que não verifica o importante papel desempenhado pelas relações sociais de produção na determinação da estrutura repartitiva da renda nordestina.*

---

\* O presente trabalho é parte de uma versão mais ampla, que abrange 7 regiões brasileiras, de dois estudos do autor: ROMÃO, 1981 e ROMÃO, 1982a. O autor agradece as críticas e sugestões de Yony Sampaio, Juarez de Souza e José Ferreira Irmão, do PIMES, os quais estão isentos dos erros remanescentes.

\*\* Do Curso de Mestrado em Economia (CME)-PIMES e do Curso de Doutorado em Economia (CDE), do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPe.).

## 1 – INTRODUÇÃO

Com raríssimas exceções, a literatura que tratou do problema da desigualdade da renda no Brasil, durante os anos 60, usou basicamente dados censitários. Embora as informações coletadas por esse tipo de investigação sejam suficientes para conhecer o “spectrum” de renda das famílias, elas, na sua generalidade, omitem alguns detalhes essenciais que poderiam ser usados pelo analista. Exemplo disso é a inexistência de informações sobre despesas familiares nos levantamentos dos censos, tão importantes, por exemplo, para se mensurar a extensão da pobreza dentro do País e entre as regiões. Com efeito, o esparsa uso de informações sobre o consumo domiciliar de diferentes categorias de bens e da posse de bens duráveis selecionados, bem como o desconhecimento da influência exercida por características sócio-econômicas específicas na geração da renda da família têm-se refletido não apenas no processo de identificação e mensuração da pobreza, mas, também, no próprio entendimento do crescimento econômico brasileiro recente, e tem provavelmente contribuído para inflamar o já acirrado debate sobre a piora de distribuição de renda.

O objetivo do presente trabalho é ajudar a preencher essa lacuna na literatura. Para tanto, far-se-á uso de dados de orçamentos familiares, buscando dimensionar as desigualdades de despesas familiares em 1974-75 (tomadas como “proxy” para renda familiar), a partir de informações sobre características sócio-econômicas dessas famílias.

Na seção 2 discutem-se alguns aspectos teóricos subjacentes ao emprego dessas variáveis como determinantes da renda familiar. A seção subsequente diz respeito à análise da medida de desigualdade usada para captar as disparidades de renda entre as famílias. Essa medida, o coeficiente de Gini, foi escolhida por apresentar, entre suas propriedades essenciais, a de permitir desagregar a desigualdade total em três componentes: intragrupos, intergrupos e justaposição. A seção de número 4 é voltada para a apresentação e análise de dados e, finalmente, a última seção encerra o trabalho com algumas conclusões mais importantes. Antes, porém, faz-se mister advertir o leitor para uma importantíssima limitação deste estudo: não há uma articulação mais íntima das variáveis sócio-econômicas aqui tratadas com categorias mais abstratas, como classes sociais, estágio cultural, etc. Ademais, o aspecto distributivo, como se conhece desde os mais remotos ensinamentos dos economistas clássicos, não pode ser tratado, como o foi aqui, independentemente da esfera da produção e da circulação. Portanto, as relações sociais de produção não receberam nenhum tratamento explícito quanto ao seu prepon-

derante papel na determinação da renda, o que, de certa forma, compromete as grandes linhas do estudo.

## 2 · ALGUMAS OBSERVAÇÕES PREMILINARES

As famílias ou domicílios são unidades extremamente complexas, sujeitas a uma enorme gama de efeitos na formação de suas rendas. Entre os mais citados estão aqueles exercidos por variáveis demográficas e sócio-econômicas, tais como: idade, educação, tamanho da família e sua composição, raça, ocupação, setor de atividade, localização, etc. Essas variáveis, de uma forma ou de outra, contribuem para que a geração de renda familiar apresente traços marcadamente distintos de uma unidade receptora para outra. Entretanto, apenas com uma teoria satisfatória da distribuição da renda pessoal é que se poderia estabelecer relações causais mais definidas entre aquelas variáveis e a repartição de renda.<sup>1</sup> Optou-se, todavia, por não atrelar este estudo a uma ou mais teorias, mesmo porque o presente estágio de desenvolvimento dessas teorias é reconhecidamente insatisfatório (SAHOTA, 1978). Preferiu-se nortear a investigação num sentido mais pragmático, tentando inferir eventuais causalidades a partir da seleção e análise de algumas daquelas variáveis — quatro ao todo — e o concomitante uso de uma medida de concentração de natureza estatística meramente descritiva. As variáveis sócio-econômicas escolhidas foram: o nível de educação do chefe de família, sua idade e situação ocupacional e, finalmente, o tamanho da família. Parece oportuno, nesse momento, situar melhor, ainda que brevemente, cada uma dessas variáveis no contexto do trabalho. Na análise de resultados e nas conclusões serão tecidas novas considerações sobre essas variáveis, cotejando-as com os achados empíricos.

A variável educação é reconhecidamente importante na formação da renda familiar e é provavelmente uma das principais responsáveis pelas disparidades dessas rendas entre famílias. A nível teórico, pode-se vislumbrar duas correntes diametralmente opostas no que concerne ao papel da educação formal na distribuição da renda: a teoria neoclássica do capital humano e a teoria da segmentação do mercado de trabalho. A teoria ortodoxa do capital humano postula que as diferenças interpessoais de ganhos monetários estão estreitamente associadas com diferenças de escolaridade. Salários mais altos são explicados por uma maior produtividade marginal devido a um período

---

<sup>1</sup> Outras variáveis, tais como: herança, habilidade, chance, azar, etc., consideradas, por alguns autores, importantes para a distribuição da renda, requerem igualmente suporte teórico adequado.

mais longo de escolaridade. Portanto, como corolário, a pobreza é vista, sobretudo, como falta de capacitação e esforço de trabalho.<sup>2</sup> O modelo se alinha nas hipóteses neoclássicas usuais: homogeneidade de trabalhadores e firmas, competição perfeita em todos os mercados, livre entrada, etc.

O problema maior com a teoria do capital humano repousa na sua incapacidade de reconhecer e incorporar a seu aparato metodológico uma importante causação inversa: o "back-ground" familiar é que na verdade influencia o nível de escolaridade (CLINE, 1975, p. 366). Com efeito, estudo recente para o Brasil mostrou que os níveis de renda dos pais eram um determinante muito forte da escolaridade recebida pelos filhos (JALLADE, 1977). Então, a aplicabilidade dessa teoria à realidade brasileira não se justifica, independentemente dos seus reconhecidos vieses ideológicos, sobejamente criticados na literatura.<sup>3</sup>

Já a vertente que propaga a segmentação do mercado de trabalho como explicação para as desigualdades de renda oferece como argumento básico o fato de que os diferenciais de renda entre os trabalhadores se devem não às características pessoais dos indivíduos (o lado da oferta de trabalho), mas, sobretudo, às imposições do mercado de trabalho (o lado da demanda por trabalho).<sup>4</sup> Assim, ao invés de dependerem da escolaridade e de outras características pessoais, os níveis de salário são fortemente associados com o setor de emprego (moderno x tradicional, formal x informal, etc.), situação ocupacional, tamanho da empresa, sindicalização, nível tecnológico, etc. Então, dados esses aspectos estruturais, aliados ainda à existência de barreiras institucionais que impedem a competição via estancamento da mobilidade entre os mercados segmentados, pessoas de igual capacitação recebem, *ipso facto*, salários bem diferentes.

A análise de mercados de trabalho segmentados parece oferecer uma descrição mais acurada da maneira pela qual os pagamentos são recebidos pelos trabalhadores no mundo subdesenvolvido, mormente porque a teoria parte do pressuposto de que o aparelho produtivo e o próprio sistema social são fundamentalmente heterogêneos.<sup>5</sup> Ademais, a evidência empírica mostra

<sup>2</sup> Para uma versão atualizada da teoria do capital humano, assim como para uma extensiva bibliografia, consulte-se SAHOTA, 1978. Para uma crítica marxista dessa teoria, veja-se BOWLES & CINTIS, 1975.

<sup>3</sup> Veja-se, por exemplo, WELLS, 1974, p. 11, e MALAN & WELLS, 1975, p. 249.

<sup>4</sup> Para uma extensiva descrição das várias teorias segmentacionistas, veja-se CAIN, 1976, e, também, GORDON, 1972.

<sup>5</sup> Alguns autores, diga-se de passagem, consideram que essa heterogeneidade se constitui o principal fator determinante da estrutura distributiva na América Latina (PINTO & FILIPPO, 1976, p. 93).

que há uma tendência bastante acentuada de crescimento de mercados segmentados de trabalho nos países atrasados (SELOWSKY, 1979, p. 35). Isso explica por que a maioria dos estudos recentes da realidade brasileira faz uso da abordagem segmentacionista (PASTORE, 1980).

A inclusão da variável idade do chefe da família no rol das características selecionadas obedeceu à necessidade de se investigar como as disparidades na renda (despesa) "per capita" das famílias, associadas com diferenças na idade do chefe domiciliar, contribuem para a desigualdade da distribuição de renda familiar. A literatura especializada tem dado considerável ênfase à eventual existência de associação entre idade e renda, ou ao chamado ciclo de vida dos rendimentos. Esses rendimentos, de acordo com essa teoria, são inicialmente baixos, aumentam com a acumulação de experiência, atingem um pico e começam a decrescer. Conforme mencionado anteriormente, não se estão testando teorias ou mesmo adotando alguma em particular; porém, a natureza dos dados aqui empregados permite aventar algumas hipóteses sobre a validade da teoria do ciclo de vida dos rendimentos para a realidade nordestina.

A razão pela qual a variável tamanho da família é sobremaneira importante prende-se à propalada existência da correlação negativa entre renda "per capita" e tamanho familiar. Assim, uma estratificação dos domicílios por tamanho permite inferir a extensão pela qual diferenças no tamanho resultem em desigualdades de renda entre famílias. Faz-se mister salientar que o uso de renda total ao invés de renda "per capita" pode levar a resultados completamente enganosos como técnica operativa de identificar famílias pobres. Isso é devido ao fato de que existe uma correlação bastante forte entre renda total e tamanho da família; mas uma família grande classificada como rica, em função da renda total do domicílio, pode eventualmente ser até pobre, com uma baixa renda "per capita".

Finalmente, a situação ocupacional do chefe da família enseja margem a que se possa especular sobre o processo de proletarização na região, sem embargo da possibilidade de se aquilatar a incidência de atividades consideradas de baixa produtividade e a extensão do auto-emprego. Assim, caso se observe uma situação em que haja uma elevada quantidade de chefes de família ocupados com atividades pouco produtivas, então está configurado um quadro de desigualdade na distribuição dos ganhos, posto que a remuneração apropriada por esse grande segmento populacional é pequena relativamente ao restante.

### 3 – O COEFICIENTE DE GINI E SUA DECOMPOSIÇÃO

Considere-se o conjunto de números  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$  como representando a distribuição de renda de uma determinada população de  $N$  indivíduos. O **índice de desigualdade de Gini** ( $G$ ) dessa distribuição pode ser interpretado de várias maneiras. KENDALL & STUART, por exemplo, apresentam uma formulação baseada no coeficiente de diferença média ( $\Delta$ ):<sup>6</sup>

$$(1) \quad G = \frac{\Delta}{2\mu}$$

sendo que

$$(2) \quad \Delta = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \left[ Y_i - Y_k \right]$$

onde  $y_i$  é o nível de renda do  $i$ -ésimo indivíduo e  $\mu$  é a medida da distribuição. A diferença média é a média das diferenças, em valores absolutos, de todos os pares possíveis  $(y_i, y_k)$  no conjunto. O número total de pares é  $N^2$  se cada valor é comparado com ele mesmo e com os demais. Sem repetição, quer dizer, quando somente valores distintos são comparados, o divisor em (2) é dado por  $N(N-1)$ . O aparecimento do número 2 em (1) pode ser racionalizado, imaginando-o como um fator que elimina a duplicação que resulta do cômputo das diferenças  $y_i - y_k$ .

Uma das características mais marcantes do coeficiente de Gini é a de que ele calcula as diferenças de renda entre **todos** os pares de renda, e não somente a diferença de cada valor vis-à-vis a média da distribuição, como, por exemplo, no caso do coeficiente de variação. Assim, dada uma transferência de renda entre  $y_i$  e  $y_k$ , o índice refletiria essa modificação sob dois aspectos: (a) a diferença de renda  $y_i - y_k$  mudaria e (b) a diferença de renda entre cada qual dos valores  $y_i$  e  $y_k$  e todos os outros níveis de renda da distribuição também mudaria. O coeficiente é também sensível a transferências de renda dos ricos para os pobres em todos os níveis de renda, embora ele pondere mais fortemente as transferências que afetam o centro da distribuição.<sup>7</sup> Outra vantagem do índice é que ele satisfaz, particularmente, a propriedade

<sup>6</sup> Veja-se KENDALL & STUART, 1977, p. 47-53.

<sup>7</sup> Uma prova simples dessa assertiva pode ser encontrada em KAKWANI, 1980, p. 72-3.

popularizada na literatura como “Condição de Pigou-Dalton”, segundo a qual, qualquer transferência de renda de uma pessoa mais pobre para outra em melhor situação, outras coisas mantidas constantes, sempre aumenta a medida (SEN, 1973, p. 27).

Uma desvantagem, entretanto, é o caráter ambivalente da medida, visto que diferentes distribuições podem gerar curvas de Lorenz com o mesmo valor de Gini.

Até recentemente, o índice de Theil era o mais usado para decompor a desigualdade total de inter e intragrupos.<sup>8</sup> A razão pela qual esse índice ainda é largamente utilizado reside na simplicidade com que esses dois termos podem ser derivados, não obstante o conceito de entropia subjacente à sua formulação não ter nenhum significado intuitivo do ponto de vista econômico.

Já o coeficiente de Gini, indubitavelmente a medida de desigualdade mais usada na literatura, só muito recentemente prestou-se a uma interpretação mais clara no que concerne à sua desagregação. O trabalho de PYATT, 1976, pode ser considerado o responsável por essa súbita popularidade do Gini como uma medida decomponível, embora uma tentativa semelhante haja sido proposta, quase dez anos antes, por BHATTACHARYA & MAHALANOBIS, 1967. Outras iniciativas, como as de RAO, 1969 e MANGAHAS, 1975, não obtiveram igual sucesso.

A novidade de abordagem de PYATT reside na interpretação dada ao coeficiente de Gini, que pode ser racionalizado como sendo um valor médio esperado de um jogo no qual cada indivíduo no conjunto  $(y_1, y_2, \dots, y_N)$  se compara com outro elemento tirado aleatoriamente daquele conjunto. Para desenvolver analiticamente seu argumento, o autor parte do princípio de que o índice de Gini resulta da comparação de diferenças de renda entre os indivíduos, o que pode ser visto pela expressão (1). O autor observa, entretanto, que:

$$(3) \quad \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \left[ Y_i - Y_k \right] = 2 \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \max(0, y_i - y_k)$$

<sup>8</sup> Para as várias desagregações do coeficiente de Theil, veja-se THEIL, 1967; FISHLOW, 1972; URIBE, 1976 e ALTIMIR & PIÑERA, 1979. Para uma comparação entre as várias propriedades dos índices de Theil e Gini, veja DIEGUEZ & PETRECOLLA, 1978, ROMÃO, 1982.

onde  $\max(0, y_i - y_k)$  significa o maior dos dois termos dentro dos parênteses. A equação (1) pode agora ser reescrita como:

$$(4) \quad G = \frac{(1/N^2) \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \max(0, y_i - y_k)}{\mu}$$

A expressão (4) justifica-se da seguinte maneira: suponha que cada indivíduo participe de um jogo estatístico no qual se seleciona, aleatoriamente, uma renda  $y$  da população de rendas  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ . Para cada indivíduo é dada a opção de escolher entre sua renda e aquela renda aleatória selecionada. Um dado indivíduo reterá sua renda atual somente se aquela que foi selecionada não for maior que a dele. Se a renda selecionada for maior do que a dele, obviamente dará preferência àquele novo valor. Em outras palavras, ninguém perde nesse jogo. A equação (4) pode ser então reinterpretada da seguinte forma: "o coeficiente de Gini é o ganho médio a ser esperado, se cada indivíduo pode escolher entre ser ele mesmo ou algum membro da população, tirado aleatoriamente, expresso como uma proporção do nível médio de renda" (PYATT, 1976, p. 344-45).

Com base nessa interpretação, Pyatt desenvolve a expressão (4) em notação matricial para finalmente decompor o Gini em três termos.<sup>9</sup>

$$(5) \quad G = \sum_{i=1}^S \pi_i p_i G_i + \sum_{i \neq k}^S \sum_{i=1}^S \pi_i p_k e_{ki} + \sum_{k=2}^S \sum_{i=1}^{S-1} \pi_i p_k \frac{m_k - m_i}{m_i}$$

onde  $S$  é o número de grupos;  $\pi_i$  é a renda relativa do grupo  $i$ ;  $P_i$  é a proporção populacional no grupo  $i$ ;  $G_i$  é o coeficiente de Gini do grupo  $i$ ;  $m_i$  é a renda média do grupo  $i$  e, finalmente, o termo  $e_{ki}$  é dado por:

$$(6) \quad e_{ki} = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^S \sum_{k=1}^S p_i p_k \max(0, y_k - Y_i)$$

<sup>9</sup> Devido à complexidade e à extensão do desenvolvimento matemático do trabalho de PYATT, optou-se por analisar apenas a desagregação final do índice de Gini, bem como sua interpretação. O leitor, contudo, poderá dirigir-se à obra original para o argumento completo ou poderá valer-se das apresentações complementares de DIEGUEZ & PETRECOLLA, 1978; ROMÃO, 1981 e BARBOSA, 1981.



O primeiro termo da expressão (5) refere-se às desigualdades de renda intra-grupos, visto que se trata de uma soma ponderada de índices de Gini intra-grupos. O último termo representa a desigualdade existente entre os grupos, computada em termos das rendas médias dos grupos.<sup>10</sup> Já o segundo termo de (5) diz respeito à extensão pela qual os diversos grupos se superpõem. Quer dizer, dado  $m_k > m_i$ , normalmente existem alguns indivíduos do grupo de maior renda média (grupo k, nesse caso) cujos rendimentos são eventualmente inferiores àqueles de pessoas mais ricas do grupo de menor renda média. Nesse caso, portanto, existe uma justaposição (overlapping) de rendas entre os grupos. Dentro da interpretação do jogo estatístico, essa superposição significa que existe um ganho médio esperado (positivo) para aqueles elementos do grupo k, cujas rendas são menores do que as do grupo i, de se tornarem membros do grupo i. Se por acaso não houver nenhum indivíduo do grupo de renda média mais alta cuja renda seja inferior à de qualquer membro do grupo de renda média mais baixa (como, por exemplo, no caso de grupamento por intervalo de classe), então  $e_{ki} = 0$  e todo o termo se anula. O Gini que resulta desse último caso é constituído pela soma dos termos que representam as desigualdades intra e intergrupos. Na análise empírica desse trabalho faz-se uso da expressão (5) para várias características sócio-econômicas das famílias nordestinas.

#### 4 – ANÁLISE EMPÍRICA

Na decomposição do coeficiente de Gini aplicado às características sócio-econômicas das famílias do Nordeste, utilizaram-se dados do ENDEF (Estudo Nacional da Despesa Familiar), os quais foram desenhados e tabulados pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE), 1978. Essa excelente pesquisa, realizada entre agosto de 1974 e agosto de 1975, cobriu aproximadamente 55.000 famílias por todo o Brasil, obtendo, inclusive, acuradas estimativas da renda não-monetária.

O padrão de vida das unidades não-domiciliares analisadas no presente estudo foi medido em termos de **despesa familiar “per capita”**.<sup>11</sup> Sabe-se que as despesas de consumo são consideradas, normalmente, um indicador mais

<sup>10</sup> Essa última expressão, diga-se de passagem, corresponde ao cálculo do coeficiente de Gini para dados agrupados em intervalos de classe, supondo-se que cada intervalo constitui-se de indivíduos que recebem a mesma renda, ou seja, onde não há desigualdade intraclasses. Computado dessa forma, o Gini é uma subestimação do seu verdadeiro valor.

<sup>11</sup> As vantagens das medidas “per capita” sobre as totais são amplamente discutidas em KUZNETS, 1975.

estável, além de mais confiável e consistente da posição econômica das famílias do que a renda recebida que, por sinal, não foi ainda divulgada pelo ENDEF. Assim, toda a análise aqui desenvolvida é levada a efeito em termos de despesas, as quais podem ser racionalizadas como uma "proxy" para renda.

Por outro lado, não se tentou corrigir os dados em termos de composição familiar. A despesa "per capita", dessa forma, refere-se simplesmente à despesa familiar dividida pelo número de membros da família. Claro que essa simplificação traz algumas desvantagens, como a de desconsiderar as economias de escala que operam em muitos itens do consumo domiciliar. Ademais, esse procedimento não distingue as famílias pelo número e necessidades dos adultos, adolescentes e crianças. Esta última falha poderia ser corrigida pelo uso de unidades de adulto-equivalente, o que necessariamente implicaria a adoção de uma escala arbitrária qualquer para se converter cada família à essa escala. Desnecessário dizer que tal método é considerado matéria de grande complexidade em investigações empíricas (SEN, 1979; MUSGROVE & FERBER, 1979). Dessa forma, optou-se por ignorar tanto o efeito-escala quanto a questão de equivalência.

Quanto às características sócio-econômicas das famílias, foram utilizadas aquelas que parecem ser as mais relevantes para a formação de suas rendas, quais sejam: educação, idade, situação ocupacional (todas referentes ao chefe da unidade familiar) e tamanho da família. A pesquisa do ENDEF considerou os seguintes grupos de educação formal: analfabetos, alfabetizados, nível elementar, nível médio e nível superior. Para a variável idade do chefe da família, adotou-se a seguinte estratificação: 0 a 25 anos (inclusive), 25 a 50, 50 a 65 e mais de 65 anos. A situação ocupacional do responsável pela unidade familiar ficou dividida em três grupos apenas: empregador, empregado e outros. Finalmente, os estratos de tamanho da família são os seguintes: 0 a 2 pessoas (inclusive), 2 a 4, 4 a 6, 6 a 8 e mais de 8 pessoas.

Antes de adentrar propriamente na análise dos resultados, faz-se mister esclarecer o procedimento operacional usado na decomposição do coeficiente de Gini, envolvendo os três termos da equação (5). Cada grupo ou estrato referente a uma dada variável (por exemplo, analfabetos, dentro da variável educação) foi dividido em decis, de forma a possibilitar o cálculo de todos os  $G_i$  necessários à estimação do primeiro termo do segundo membro da equação (5). Esse procedimento pode ser justificado por dois motivos: primeiro, dada a magnitude da amostra (55.000 famílias no Brasil e 15.000 no Nordeste), o método adotado diminuiu bastante os custos de computação;

segundo, a perda de qualidade é minimizada pelo uso do método de GASTWIRTH, que permite corrigir o agrupamento dos dados (GASTWIRTH, 1972). Assim, para cada coeficiente de Gini foram obtidos dois limites entre os quais o verdadeiro coeficiente estaria inserido. Multiplicando esses coeficientes pela proporção familiar de cada grupo e pela correspondente participação de cada grupo na despesa total, tem-se o termo referente às desigualdades intergrupos. A desigualdade intergrupos foi obtida a partir das despesas médias de cada grupo, conforme se apresentam no último termo da fórmula (5). Para captar a magnitude da justaposição entre os grupos, fez-se uso, primeiro, da estimativa do coeficiente de Gini total, dado pelo lado esquerdo da equação (5), e, posteriormente, obteve-se o termo procurado por resíduo. O coeficiente de Gini total, a propósito, foi calculado a partir da divisão dos dados em (100) percentis, resultando daí uma estimativa bastante precisa do coeficiente que seria dado por cálculo individual.<sup>12</sup> Aqui, também, registram-se dois limites para o índice da região e para o Brasil como um todo. Para simplificar a análise dos resultados, optou-se por extrair as médias aritméticas simples dos limites inferior e superior dos coeficientes de Gini e apresentá-las nas tabelas que se seguem. Não há, como já se disse, nenhuma perda de qualidade, posto que a diferença entre um e outro limite é absolutamente desprezível.

A primeira observação importante da tabela 1 diz respeito aos altos valores do coeficiente de Gini para o Nordeste e para o Brasil. Com efeito, visto do prisma tanto da despesa global (despesa monetária + despesa não-monetária) quanto da despesa monetária, a magnitude dos coeficientes atesta que o fenômeno concentracionista ocorrido na década dos sessenta no Brasil parece ter permanecido pelo menos até a primeira metade do último decênio.<sup>13</sup> Entretanto, a iniquidade é bem menor quando apenas a despesa global é considerada, o que era de se esmerar, haja vista que a renda (igual à despesa) em espécie (produção para autoconsumo, pesca, caça, trocas, donativos, aluguel imputado, etc.) constitui uma importante fonte de recursos para uma parte considerável das famílias brasileiras. Assim, a desigualdade aparece sempre menos exacerbada quando as rendas são ajustadas para incluir esses itens. Note-se que a renda em espécie é mais importante para o Nordeste do que para o Brasil como um todo, o que pode ser verificado pelo aumento de quase 30% (contra 27% para o Brasil) na despesa média daquela região, quando se passa do conceito monetário para o global.

<sup>12</sup> Tanto assim é que a diferença entre o limite superior e inferior do coeficiente de Gini, tanto para a região Nordeste quanto para o Brasil, foi da ordem de 0,001.

<sup>13</sup> Para um retrospecto do debate sobre as causas do aumento da desigualdade de renda ocorrido no Brasil nos anos 60 e parte dos anos 70, consulte-se BACHA & TAYLOR, 1980.

TABELA 1  
Coeficiente de Gini e Despesa Familiar "Per Capita" Média  
Brasil e Nordeste, 1974  
(Cruzeiros de Agosto de 1974)

	Coeficiente de Gini		Variação Percentual $\frac{(2) - (1) \times 100}{(2)}$	Despesa Média a/		Variação Percentual $\frac{(1) - (2) \times 100}{(1)}$
	Despesa Global (1)	Despesa Monetária (2)		Despesa Global (1)	Despesa Monetária (2)	
Nordeste	0,5712	0,6426	12,5	3,130 (450)	2,413 (347)	29,7
Brasil	0,6375	0,6788	6,5	7,554 (1.085)	6,171 (887)	22,4

FONTE: ENDEF 1974/75, Tabulações Especiais.

a/ Os números entre parênteses são dólares de agosto de 1974 (Cr\$ 6,96/US\$ 1,00).

A tabela 2 oferece alguns elementos indicativos da eventual contribuição das características sócio-econômicas listadas para o nível de renda das famílias nordestinas, assim como dá vazão a que se conjecture sobre as causas subjacentes à má distribuição dessa renda. No que diz respeito, por exemplo, à educação formal dos chefes familiares, o quadro se reveste de uma certa dramaticidade. Com efeito, mais da metade dos responsáveis pelas famílias é constituída de analfabetos e quando a esse grupo se adiciona o dos apenas alfabetizados, esse percentual sobe para quase 90%.

É interessante também observar a distribuição das despesas entre os cinco níveis educacionais: o grupo de famílias cujo chefe adquiriu mais educação formal (superior), perfazendo apenas 1% das famílias, é responsável por quase 14% das despesas totais, enquanto o dobro dessa figura é deixado como participação para aqueles que desafortunadamente estão entre os considerados analfabetos: cerca de 54%. Os níveis de despesas "per capita" média mostram também, sob um outro ângulo, a assimetria distributiva focalizada anteriormente: a despesa "per capita" das famílias cujo responsável tem curso superior é 23,5% maior do que aquela referente às famílias lideradas por pessoas desprovidas de instrução formal. Esse desnível seria certamente muito maior não fossem os dados corrigidos pela renda não-monetária. Em qualquer caso, todavia, esses números parecem indicar, corroborando outros estudos já realizados, a existência de uma alta correlação entre níveis de despesa média dentro de cada grupo e níveis de educação formal. Contudo, a simples existência dessa correlação não permite inferir nada em definitivo sobre o sentido da causalidade. É provável, destarte, que tanto o papel desempenhado pela instrução formal seja bastante importante na determinação da distribuição de renda das famílias, quanto o nível e a distribuição de renda sejam igualmente importantes como elementos determinantes da educação formal. Já o índice de Gini, calculado para um dos cinco grupos constituintes da variável educação, apresenta, de certa forma, alguma regularidade. A distribuição é menos desigual no primeiro grupo, mas o coeficiente cresce sistematicamente até o terceiro, para daí então diminuir. As diferenças entre os coeficientes são tão desprezíveis, notadamente do terceiro grupo em diante, que torna temerária qualquer inferência mais definitiva. Contudo, para o grupo dos menos favorecidos, os analfabetos, espera-se que quaisquer medidas de desigualdade tenham realmente menor magnitude, posto que as famílias desses grupos não diferem marcadamente quanto às suas características de pobreza.

O padrão de comportamento da variável idade apresenta uma característica bastante interessante: a distribuição da despesa intergrupos é pratica-

TABELA 2  
Coeficiente de Gini e Despesa Familiar a/ por Característica das Famílias  
Nordeste, 1974-75  
(Cruzeiros de Agosto, 1974)

Características	Coeficiente de Gini	Despesa b/ Média	Proporção das Famílias (%)	Proporção das Despesas (%)
Educação:				
Analfabeto	0,3751	1.632 (234)	54,31	28,52
Alfabetizado	0,4491	2.796 (402)	34,94	31,24
Elementar	0,4690	6.201 (891)	6,60	13,08
Secundário	0,4677	14.105 (2.029)	3,02	13,61
Superior	0,465	38.352 (5.510)	1,12	13,73
Idade:				
0 - 25	0,4842	3.057 (439)	8,62	8,42
25 - 35	0,5883	3.370 (484)	22,84	24,59
35 - 50	0,5852	3.030 (435)	33,94	32,86
50 - 65	0,5605	3.173 (456)	22,85	23,17
65 +	0,5087	2.919 (419)	11,74	10,95
Tamanho da Família:				
0 - 2	0,6508	3.410 (490)	18,72	26,57
2 - 4	0,6354	2.833 (407)	28,10	33,14
4 - 6	0,6199	2.173 (312)	23,18	20,97
6 - 8	0,5593	1.679 (241)	15,57	10,88
8 +	0,5120	1.405 (202)	14,44	8,45
Situação Ocupacional:				
Empregador	0,7059	4.089 (588)	9,85	16,69
Empregado	0,6554	2.674 (384)	39,61	43,89
Outros	0,5760	1.881 (270)	50,54	39,42

FONTE: ENDEF, 1974-75. Tabulações especiais.

a/ Refere-se à despesa global (monetária + não-monetária) para as variáveis tamanho da família e situação ocupacional.

b/ Os números entre parênteses são dólares de agosto/1974.  
(Cr\$ 6,96/US\$ 1,00).

mente igualitária.<sup>14</sup> Ademais, a evolução do nível de despesa por classe de idade do chefe da família configura-se como bastante errática, não se permitindo discernir quaisquer similitudes com a teoria do ciclo de vida discutida anteriormente. Já o coeficiente de concentração cresce do primeiro para o segundo grupo, permanece constante no terceiro, de onde involui até o último grupo. Isso sugere que as desigualdades são maiores intergrupos de meia-idade, provavelmente na faixa etária em que as oportunidades de melhorar renda e riqueza sejam as mais diversificadas possíveis.

No que concerne à decomposição do coeficiente de Gini, é de se observar a extensão pela qual os diferentes grupos se justapõem. Tanto assim é que, na tabela 3, o termo referente a esse fenômeno é, de longe, aquele que mais contribui — cerca de 71%, no caso da despesa global — para a desigualdade total.<sup>15</sup> Por outro lado, a desigualdade intergrupos é praticamente insignificante, sobretudo pelo fato de que as despesas médias diferem muito pouco entre si. Assim, a estratificação por idade do chefe do domicílio não parece contribuir fortemente para o nível e a distribuição da renda (despesa) familiar no Nordeste.

Com respeito à variável tamanho da família, pretende-se verificar a extensão pela qual diferenças na constituição numérica dos domicílios resultam em desigualdade nas despesas “per capita” entre famílias classificadas pelo tamanho. A tabela 2 respalda inequivocamente o fenômeno já bastante aceito na literatura da forte correlação negativa entre renda (despesa) “per capita” e tamanho da família. Esse comportamento sugere, portanto, que as famílias de maior tamanho têm a probabilidade maior de estar entre aquelas consideradas pobres, do que as famílias de menor tamanho. Na mesma tabela observa-se a tendência do coeficiente de Gini a decrescer à medida que se passa de estratos de menor tamanho familiar para os de maior tamanho, o que simplesmente ratifica a expectativa de que a iniquidade distributiva tende a ser mais exacerbada no topo do “spectrum” de renda, precisamente onde se encontram as famílias de menor tamanho. Por último, na desagregação do coeficiente de Gini, o termo correspondente à justaposição dos grupos é o que mais influencia a desigualdade total.

<sup>14</sup> A curva de Lorenz, resultante dos percentuais expostos nas duas últimas colunas da tabela 2, corresponderia aproximadamente à diagonal, isto é, à linha de perfeita igualdade.

<sup>15</sup> Esse fenômeno mostra que a tentativa de Paglin, 1975, de corrigir o coeficiente de Gini pelo que ele denominou de “Gini-idade”, pode ser completamente infrutífera, na medida em que o autor superestimou tremendamente seu “Paglin-Gini” por não fazer uso do termo que capta a superposição dos grupos.

TABELA 3  
 Decomposição do Coeficiente de Gini por Características das Famílias  
 Despesa Familiar "Per Capita"  
 Nordeste, 1974-75  
 (Cruzeiros de Agosto de 1974)

Coeficiente de Gini	Educação		Idade		Tamanho da Família	Situação Ocupacional
	Despesa Global	Despesa Monetária	Despesa Global	Despesa Monetária	Despesa Monetária	Despesa Monetária
Intradesigualdade	0,1133	0,1258	0,1380	0,1558	0,1376	0,2402
Interdesigualdade	0,3829	0,4367	0,0261	0,0436	0,1622	0,1342
Justaposição	0,0748	0,0795	0,4069	0,4433	0,3428	0,2681
Gini Total	0,5712	0,6426	0,5712	0,6426	0,6426	0,6426
Contribuição para a desigualdade total( %):						
Intradesigualdade	19,84	19,57	24,16	24,24	21,42	37,38
Interdesigualdade	67,06	68,05	4,60	6,78	25,24	20,91
Justaposição	13,10	12,37	71,24	68,98	53,34	41,72

FONTE: ENDEF 1974-75, Tabulações Especiais.



Finalmente, a variável situação ocupacional, apesar de estar extremamente agregada, dá margem a algumas inferências. Uma delas é a de que a concentração de despesa cresce “*pari passu*” com a elevação do “*status*” ocupacional, o que corrobora, mais uma vez, as constatações anteriores de que é exatamente nas classes de renda alta onde os índices de desigualdade se encontram mais elevados. Dada a própria estratificação da variável em apenas três grupos, esperava-se mesmo que a contribuição do termo que aufere a extensão da superposição fosse bastante elevada, o que se pode verificar na tabela 3.

## 5 – CONCLUSÕES

Este estudo, de natureza preliminar, levanta alguns problemas que podem ser endereçados a pesquisadores no curso de futuros trabalhos. Particularmente, a eventual associação empírica entre educação e renda merece ser mais explorada. Seria conveniente fazer alguma reserva sobre essa eventual correlação enquanto não se dispuser de resultados ulteriores, mormente aqueles que visam a estabelecer interações entre educação e idade e, eventualmente, outras variáveis. Neste mesmo diapasão, é absolutamente imprescindível investigar-se o “*back-ground*” familiar, conquanto há fundamentadas suspeitas de que a propalada influência da escolaridade formal sobre a renda esconde, na verdade, uma causação inversa.

A variável idade do chefe da família, quando vista isoladamente, não se mostrou importante na determinação da renda familiar dos nordestinos. Em particular, a hipótese de que os ganhos auferidos pelos indivíduos seguem um padrão semelhante à figura de um “*U*” invertido, não pôde ser respaldada pelas informações aqui utilizadas. Vale salientar, todavia, que os dados do ENDEF se referem a um levantamento “*cross-section*” e, portanto, os grupos de idades visualizadas na tabela 2 dizem respeito a grupos formados por diferentes famílias naquele instante de tempo. Contudo, como Kuznets salientou, o verdadeiro quadro do ciclo de vida refere-se ao acompanhamento, **no tempo**, da juventude à maturidade e à aposentadoria, de um dado conjunto de famílias (KUZNETS, 1975, p. 36). De qualquer maneira, as constatações aqui discutidas ressaltam um fenômeno do resto conhecido na literatura: o fator idade do chefe da família causa maior variância na distribuição da renda familiar nos países desenvolvidos do que nos subdesenvolvidos (KUZNETS, 1975, p. 413).

Tanto a situação ocupacional quanto o tamanho da família apresentaram resultados amiúdes encontrados em estudos dessa natureza: ambas são va-

riáveis importantes na configuração do quadro de disparidades de renda inter-famílias. A constatação de que as remunerações mais aviltadas estão notoriamente concentradas nas famílias maiores e, provavelmente, nas atividades informais exercidas pelos chefes de família, conquanto apenas ratifique evidências anteriores, dá uma amostra da incapacidade de alterar uma situação já por demais enfatizada na realidade do Nordeste.

Enfim, malgrado a ausência de um modelo formal que estabelecesse vínculos de causalidade entre algumas variáveis selecionadas e a distribuição da renda familiar, espera-se ter evidenciado a importância de características específicas das unidades familiares sobre o nível e repartição daquela renda. Enfatizou-se a descrição da desigualdade enquanto manifestação fenomenológica, o que, convenha-se, é um procedimento insuficiente. Esta abordagem deveria, no mínimo, ser complementada com uma investigação histórico-estrutural da realidade regional. Aí, então, poder-se-iam identificar as causas reais dessa desigualdade crítica que impede um vasto segmento da população nordestina e brasileira de usufruir de padrões de vida condizentes com a dignidade humana. Muito provavelmente o diagnóstico daí resultante apontaria para a necessidade premente de levar a cabo mudanças estruturais inadiáveis no sentido de reduzir a desigualdade e amenizar a pobreza.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

01. ALTIMIR, O. & PIÑERA, S. Análisis de descomposición de las desigualdades de ingreso en América Latina. In MUÑOZ.<sup>20</sup>
02. BACHA, E. L. & TAYLOR, L. Brazilian Income Distribution in the 1960's: "Facts", Model Results and the Controversy. *Journal of Development Studies*, 14(3): 271-97, 1978.
03. BARBOSA, F. H. Medidas de Concentração. *Revista de Econometria*, 1 (1): 31-53, 1981.
04. BHATTACHARYA, N. & MAHALANOBIS, B. Regional disparities in household consumption in India. *Journal of the American Statistical Association*, 62 (312): 143-61.
05. BOWLES, S. & GINTIS, H. The Problem with human capital theory a marxian critique. *American Economic Review*. 65 (2): 74-82, 1975.
06. CAIN, G. G. The Challenge of segmented labor market theories to orthodox theory; a survey. *Journal of Economic Literature*, 15: 1215-57, 1976.
07. CLINE, W. R. Distribution and development; A survey of the literature. *Journal of Development Economics*, 1: 359-400, 1975.
08. DIEGUEZ, H. L. & PETRECOLLA, A. Índices de desigualdad y su descomposición. *Ensaio ECIEL*, (5): 131-47, 1978.
09. FIBGE. *Estudo Nacional da Despesa Familiar*; dados preliminares. Rio de Janeiro, 1978.
10. FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, 62 (2): 391-402, 1972.
11. FOXLEY, A. *Income distribution in Latin America Sul*. Cambridge University Press, 1976.
12. GASTWIRTH, J. L. The Estimation of the Lorenz Curve and the Gini Index. *Review of Economics and Statistics*, 54: 306-16, 1972.
13. GORDON, D. M. *Theories of poverty and underemployment*, s.l., Lexington Books, 1972.
14. JALLADE, J. B. *Basic education and income inequality in Brazil; the long-term view*. Washington, the World Bank. 1977. (World Bank Staff Working Paper, 268).
15. KARWANI, N. C. *Income Inequality and Poverty-Methods of Estimation and Policy Applications*. s.l. Oxford University Press, 1980.

16. KENDALL, M. & STUART, A. **The advanced theory of statistics**; 4. ed., s.l., McMillan, 1977. v.1.
17. KUZNETS, S. Demographic Componets in Size — Distributions of Income. In: **Income distribution, employment, and economic development in Southeast and East Asia**. p. 389-472, July, 1975. (Papers and Proceedings of the seminar sponsored jointly by the Japan Economic Research Center and the Council for Asian Menpower Studies).
18. MALAN, P. & WELLS, J. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. In TOLIPAN, R. & TINELLI, A. C.<sup>35</sup>
19. MANGAHAS, M. Income inequality in the Philippines; a decomposition analysis. In: **Income distribution, employment, and economic development in Southeast in Southeast and East Asia**, s.l. 1975. s.p. 286-344, (Papers and Proceedings of the seminar sponsored jointly by the Japan Economic Center and the Council for Asian Manpower Studies).
20. MUÑOZ, O. G. ed. **Distribución del ingreso en América Latina**. s.l. El Cid Editor, CLASCO, CIEPLAN, 1979.
21. MUSCROVE, P. & FERBER, R. Identifying the Urban Poor. **Latin American Research Review**, (14): 25-53, 1979.
22. PAGLIN, M. The Measurement and trend of inequality; a basic revision **American Economic Review**, 65 (4): 598-609, 1975.
23. PASTORE, J. Social nobility under market segmentation in Brazil. 1980. (Paper prepared for the "Symposium on Employment, Income Distribution and Social Mobility in Brazil". University of Wisconsin/ FIPE, Madison: July 23-26).
24. PINTO, A. & DI FILIPPO, A. Notes on income distribution and redistribution strategy in Latin America. In: FOXLEY.<sup>11</sup>
25. PYATT, G. On the interpretation and disaggregation of Gini coefficient. **The Economic Journal**. 86: 243-55, 1976.
26. RAO, V. M. Two decomposition of concentration ratio. **Journal of the Royal Statistical Society**, 32: 418-25, 1969. (Séries A — part. 3).
27. ROMÃO, M.E.C. **Income distribution and poverty in Brazil**. s.l. 1981. (Diss. PhD Univ. Illinois).
28. ———. Ainda sobre as medidas de concentração; texto para discussão n. 115, Recife. Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, 1982.
29. ———. Desigualdades regionais de despesas familiares no Brasil. Recife. Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, 1982 (datilografado).
30. SAHOTA, G. S. Theories of personal income distribution; a survey. **Journal of Economic Literature**. 41: 1-55, 1978.

31. SELOWSKY, M. Balancing trickle down and basic needs strategies; income distribution issues in large middle income countries with special reference to Latin America. Washington. The World Bank, 1979. (World Bank Staff Working Paper n. 335).
32. SEN, A. K. On Economic inequality. s.l. Oxford University Press, 1973.
33. ————. Issues in the measurement of poverty. **Scandinavian Journal of Economics**, 81 (2): 285-307, 1979.
34. THEIL, H. **Economics and information theory**. North Holland. s.l., s. ed., 1967.
35. TOLIPAN, R. & TINELLI, A. C. **A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento**. s.l. Zahar, 1975.
36. URIBE, P. Estructura de la desigualdad del ingreso en América Latina. **Demografía y Economía**. 10 (1): 68-92, 1976.
37. WELLS, J. Distribution of Earnings, Growth and the Structure of Demand in Brazil during the 1960's. **World Development**, 2 (1): 9-24, 1974.

**Abstract:** The primary aim of this paper is to throw some light on specific issues that have been neglected during the debate about income concentration in Brazil and, in particular, in the Northeastern region. Such attempt will be limited to analyzing some socio-economic and demographic characteristics, and illustrating their effect on the commonly observed features of usual size-distribution of income among families. Households, or families, are fairly complex units subject to a wide variety of effects on their income or expenditure formation. Among the most frequently cited are the influence of some particular socio-economic and demographic characteristics such as age, size and composition, occupation, race, sector of employment, location, etc. We have only selected, for interpretation and analysis, four of these characteristics, but the ones which seem to be the more relevant: education, age, size and status (position in the occupation). It hardly needs saying that any assessment of the living standard of the families and of the extent of poverty requires not only a knowledge of the distribution of income among the families, but also a knowledge of those characteristics. Unfortunately, our approach does not enable us to identify the structural and historical causes of critical inequality and poverty in the Northeast. Particularly, no attempt is made to analyze the fundamental role of the social relations of production in determining the income distribution.