

SOBRE DIVERSIFICAÇÃO E SUA MEDIDA APLICADA À GEOGRAFIA AGRÁRIA

NILO BERNARDES

O objetivo principal desta nota é apresentar um índice para a medida do grau da diversificação em agricultura: diversificação da produção ou diversificação da utilização da terra.

Para tanto é feito, após uma breve colocação conceitual, um exame de técnicas propostas, concluindo pela explicação de um dos índices que nos parece mais adequado para exprimir diversificação. Uma premissa que nos parece importante é a de que neste particular, como em outros problemas, aliás, os procedimentos adotados para a agricultura e, de modo mais abrangente, para estudos rurais, devem ser cotejados com procedimentos análogos já há muito tempo adotados para a indústria e para os estudos urbanos.

1. SOBRE DIVERSIFICAÇÃO E NOÇÕES CORRELATAS

A noção de diversificação, como se sabe, está imbricada com outras, tais como especialização e orientação da agricultura.

A noção, mais ampla, de "Orientação da agricultura" apresenta certa ambigüidade (v. Kostrowick & Tyskiewicz, 1970 p. 39). Para alguns, ela é entendida como sendo o grau de especialização comercial (produção orientada para o mercado), em confronto com a produção para o autoconsumo. Para outros ela se expressa pela composição da produção agropecuária, seja pelo valor ou a quantidade, seja pela terra utilizada (área cultivada ou área colhida). De ora em diante, referimo-nos apenas à segunda acepção. Há mais de uma maneira de exprimir numericamente esta orientação, como também há diversas noções que lhe são associadas: combinação de culturas, diversificação de culturas, diversificação da produção e, sob restrições (conforme adiante justificamos), grau de especialização.

Um método pioneiro para a definição objetiva da maneira como se compõe a produção predominante nas diversas unidades de observação foi empregado por Weaver (1954) e reafirmado por Coppock (1964), tendo a aplicação do método original já sido experimentada no Brasil (Mesquita & Tietzmann Silva, 1970). Com objetivo análogo, Kostrowicki (1970), empregou técnica diferente, a dos "quocientes sucessivos", igualmente já aplicada a trabalhos no Brasil (por ex.: Tietzmann Silva, 1974).

Estas técnicas procuram oferecer uma descrição objetiva da complexidade com que, de área para área, se compõem as categorias de uso da terra ou da produção agropastoril. Ademais disso, necessita-se de um índice simples que meça, univocamente, a maior ou menor variedade das categorias predominantes de produção ou de utilização da terra, isto é, a medida do grau de *diversificação*.

Não raramente, especialização e diversificação são termos empregados indistintamente, como conteúdo de uma mesma noção, referindo-se eles aos extremos de variação da mesma escala de medida. Do ponto de vista apenas semântico isto seria lícito, pois são expressões realmente antônimas.

Não obstante, o termo especialização já foi empregado por determinados autores, em outros campos, para designar um aspecto específico da organização econômica. Conviria, pois, distinguir conteúdos conceituais diferentes para cada um dos termos.

Em um artigo, a propósito do problema, Parr (1965) insiste nesta diferenciação. Ele parte dos trabalhos de Philip Sargent Florence e de seus seguidores, com referência à localização industrial e à base econômica das cidades ou das regiões e procura dar definições bem claras destes dois aspectos das estruturas econômicas. *Especialização*, para ele, poderia ser definida como "a extensão pela qual a estrutura econômica de uma cidade ou uma região difere da economia de maior nível", geralmente a economia nacional. Entendida assim, esta noção converge para a de "setor econômico básico" de um lugar, porquanto as categorias econômicas que apresentarem índices superiores à média nacional correspondem ao setor de exportação. Da mesma forma, em geografia agrária, também a medida da especialização contribui para indicar o grau de orientação para o mercado. A *diversificação* poderia ser definida como "a extensão com que a atividade econômica de uma região (ou cidade) é distribuída entre um certo número de categorias". Desde já, tornemos claro que ambas as definições são perfeitamente aplicáveis à geografia agrária.

Dado que as duas noções não são complementares, diversos autores têm pesquisado e proposto índices diferentes para medir um e outro aspecto da organização econômica. Contudo, quando uma área apresenta determinada categoria (uma cultura, um produto animal etc.) predominando fortemente sobre as demais, é perfeitamente lícito dizer-se que esta área é "especializada" nesta categoria. Pode, até mesmo, ser especializada em mais de uma categoria. Com efeito, a tendência para diminuir o grau de diversificação significa, por outro lado, que as categorias predominantes venham a representar, coincidentemente, uma especialização no conjunto da economia de maior nível. A recíproca, porém, não é verdadeira, isto é, pode ocorrer um alto grau de diversificação e, mesmo assim, a área considerada apresentar especialização (no sentido anteriormente definido) em determinada categoria. Assim, por exemplo, as microregiões homogêneas (MRH) do Agreste Setentrional e Agreste Meridional se caracterizam por uma acentuada diversificação agrícola e, por outro lado, registram razoável especialização na produção de mandioca, dentro do Estado de Pernambuco; elas aparecem mais especializadas, ainda, se a organização de referência for o conjunto da macroregião Nordeste. A área de maior diversificação no Rio Grande do Sul é a MRH Colonial do Iraí, a qual aparece, por seu lado, com elevada especialização na produção de soja na Região Sul, mas, ainda no Brasil.

Para medida de especialização Florence propôs o *quociente de localização* (*location quotient*) e o *coeficiente de especialização* (*coefficient of localization*).¹ Ambos têm, também, sido empregados em geografia agrária (Cf. Chisholm, 1962, pp 93-95 e Morgam & Mutton, 1971, pp 128-129). A este respeito, um exemplo muito divulgado tem sido da contribuição de S.S. Bathia (1965). Em seu estudo sobre a distribuição das principais culturas na Índia, o referido autor empregou uma medida a que ele denominou "Índice de concentração" o qual nada mais é do que uma aplicação do quociente de Florence à agricultura, já que se trata, igualmente, de comparar a proporção de uma determinada categoria na organização da economia agrícola local com a organização econômica de nível maior. A solução adotada por Bathia não nos parece correta, portanto, uma vez que "especialização" não significa necessariamente "concentração".² Em contribuição recente, Rivaldo Pinto de Gusmão (1976) analisou os resultados da aplicação do "Índice de Concentração de Bathia" ao caso brasileiro, criticando os resultados obtidos e concluindo pela proposta de uma adaptação que permita a obtenção de um quociente cosentâneo com a realidade.

1. Segundo Parr, a primeira medida de especialização foi proposta por Phillip Sargent Florence, em *Industrial Location and National Resource*, Washington, D.D.: National Resources Planning Board, 1943.

Exemplo de aplicação das medidas de especialização ao estudo geográfico da indústria no Brasil, bem como uma bibliografia da metodologia a respeito, são oferecidos por D.A. Pinto (no prelo).

Para os que ainda não o conhecem, esclarecemos que o Quociente de Localização (Lq) obtém-se tomando a porcentagem, digamos, da superfície de uma lavoura (ap), sobre o total da área cultivada (ac) na respectiva unidade de observação, e dividindo-a pela porcentagem da mesma lavoura na unidade maior (Ap) sobre a respectiva área total cultivada (Ac). Temos, então:

$$QL = \frac{ap \cdot 100}{ac} \quad \frac{Ap \cdot 100}{Ac}$$

$$\text{Simplificando: } Lq = \frac{ap \cdot Ac}{ac \cdot Ap}$$

$$QL = ap/ac \cdot Ac/Ap.$$

O coeficiente de localização (Lc), por seu lado, foi introduzido por Florence e A. T. Wensley, em 1973, com o fim de terem uma única cifra para a unidade maior, país ou região, definindo o grau de localização, a tendência para maior ou menor concentração espacial, de uma determinada atividade. (Florence, 1953, p. 37). Ele resulta da soma dos valores positivos obtidos pela diferença entre a participação (%) de uma determinada categoria da unidade menor no respectivo total da unidade maior e a participação (%) do total de todas as categorias da unidade menor no total da unidade maior. O resultado desta soma é dividido por 100 e constitui o valor de Lc. Exemplificando, como acima:

$$\frac{ap \cdot 100}{Ap} - \frac{ac \cdot 100}{Ac}, \text{ ou: } 100(ap/Ap - ac/Ac).$$

O índice terá, então, a seguinte fórmula:

$$CL = \sum \frac{(ap/Ap - ac/Ac)}{(ap/Ap - ac/Ac)} > 0$$

2. Pode se construir um "Índice de distribuição", que prescindia desta comparação e que seja, sob certos aspectos, mais vantajoso do que as técnicas clássicas baseadas no mapeamento da "densidade" de ocorrência dos fatos em estudo.

Como deixamos claro, o interesse fundamental desta nota é analisar a aplicação de índices para a medida de diversificação. É o que passaremos a fazer, considerando, diretamente, a sua aplicação na agricultura.

2. MEDIDAS DE DIVERSIFICAÇÃO

Em todas as técnicas que conhecemos, para se determinar de modo prático um índice de diversificação, o ponto de partida é o que considera a condição de equidistribuição (*evenness*). Considerando-se que as N categorias que ocorrem na unidade maior somam 100%, a equidistribuição ocorre quando $E = 100/N$. O cálculo aritmético de um índice de diversificação (D) bem simples, contemplando as n categorias i que compõem a estrutura econômica de uma unidade menor j seria:

$$D = \sum_{i=1}^n P_i/n$$

onde P_i é a percentagem correspondente a cada categoria. Na realidade, o somatório de P_i vem a ser 100%, donde $D = 100/n$. Quando $n = 1$, tem-se $D = 100$, o menor grau de diversificação. Se $n = N$, $D = 100/N$, isto é: $D = E$; ocorrerá, então, a diversificação máxima, igual ao valor obtido para a unidade maior.

Na prática, porém, encontrar-se-ia, um número tão grande de categorias para o país³ que o índice seria de construção trabalhosa e de resultados bastante questionáveis. Isto porque, em geral, um número relativamente pequeno de categorias tem uma participação bem maior no conjunto e, assim, um simples valor médio do total para representar D mascararia totalmente a realidade. Por exemplo, de um total de cento e tantas categorias, uma unidade pode apresentar vinte e cinco ($n = 25$), das quais apenas umas cinco abrangeriam mais de 90% do total de P_i , na unidade. Deste modo D seria 4 quando, mais realisticamente, ele se aproxima de 20.

Daí a conveniência de se adotar um valor limite para N , quando se aplicam índices de diversificação calculados com o emprego de porcentagens simples.

2.1. Índices de diversificação com o emprego das porcentagens simples

2.1.1. *Índice de Bathia* – Estudando a diversificação das culturas na Índia, Bathia (1960 e 1965) considerou relevante um número máximo de 10 categorias. A nível nacional, portanto, teríamos o valor 10 como o grau máximo de equidistribuição das categorias (na fórmula $D = 100/N$). Quando cada cultura, em determinada unidade, atingir 10% do total, nesta unidade ocorrerá, também, a diversificação máxima. Deste modo, para não acontecer que se obtenha um afastamento do índice de valor 10 adotado para a condição de equidistribuição, não são computadas as porcentagens inferiores a este mesmo valor. Considerando-se, por exemplo, que o primeiro produto abranja 45% do total da produção em um município, o

3. As categorias de valor de produção animal e vegetal nos estabelecimentos agropecuários do Brasil chegam a um número de 178 (cento e setenta e oito), contando-se somente as divulgadas pelos volumes do Censo Agropecuário (Fundação IBGE, 1970).

segundo 32%, o terceiro, 15%, o quarto 9,2%, o quinto 6% etc., o cálculo será $D = (45 + 32 + 15) : 3$, ou seja $D = 30,66$.

Aplicando este índice de diversificação proposto por Bathia ao caso brasileiro procuramos medir a diversificação da produção animal e vegetal segundo o Valor de Produção Animal e Vegetal (VPA) fornecido pelo Censo Agropecuário (1970). Tivemos oportunidade de verificar resultados para os municípios da Paraíba, Pernambuco e Alagoas, além de verificar também sua viabilidade para todas as microregiões do Nordeste. Para confronto, trabalhamos também com os dados relativos às MRH do Rio Grande do Sul.

Consideramos, para experimentação de resultados, o próprio valor $N = 10$ proposto pelo autor em causa. No Nordeste, os dez primeiros produtos alcançam, comumente, mais de 95% do total. O mesmo não acontece no Centro Sul, e uma análise deveria ser feita para se fixar, mais realisticamente, o valor de N .

Esta cautela tornou-se desnecessária, face aos inconvenientes do índice em causa, constatados pelos resultados obtidos. Um dos inconvenientes, que poderia ser alegado, aliás irrelevante, é o fato de que a escala de índice aumenta na razão inversa da incidência do fato que procura medir. O maior inconveniente, este sim grave, decorre do fato de que a técnica empregada resulta em um índice que pode mascarar a incidência e a comparabilidade de alta primazia de produtos nas unidades que tendem para uma forte especialização (na acepção que foi adotada em linhas acima), o que pode ser constatado em exemplos isolados, como se segue.

O município de Porto Calvo, AL, teve um valor total da produção animal e vegetal (VPA), em 1970, de Cr\$ 6.990.000,00, apresentando a seguinte participação do valor dos principais produtos: 77,03% (cana-de-açúcar), 9,54% (mandioca), 3,32% (coco-da-Bahia). Colônia Leopoldina, AL (VPA de Cr\$ 3.445.000,00) apresentou: 81,22% (cana-de-açúcar), 14,80% (banana), 1,39% (mandioca). O índice D (segundo Bathia) será de 77,03 no primeiro caso e de 48,01, no segundo. Apesar desta diferença, é flagrante a tendência para a monocultura da cana-de-açúcar em ambos os casos. Aliás ela é ligeiramente mais alta, justamente, em Colônia Leopoldina, AL, onde o grau de diversificação figura com um índice bem menor.

Este mesmo exemplo já nos revela o segundo grande inconveniente da técnica. Já que se consideram apenas as porcentagens iguais ou superiores a 10% (quando a equidistribuição das categorias decorre da aceitação de $N = 10$), um pequeno afastamento, de 10%, para mais ou para menos, sobretudo com relação aos três primeiros produtos, altera profundamente a comparabilidade entre unidades onde a composição das categorias de produção é análoga. Vale dizer que isto altera o próprio sentido da contribuição do índice para a definição da orientação da agricultura. Assim é que, se o segundo produto em Porto Calvo participasse com 0,5 a mais do que ocorre, neste município teríamos: $D = 43,54$ e não 77,03.⁴

Muitos outros exemplos para esta ordem de observações poderiam ser apresentados. Mais um, bastaria Camutanga, PE (VPA: Cr\$ 2.247.000)

4. Esta conjectura pode ocorrer de forma concreta e marcante se houver anomalia de produção de um ano para outro na mesma unidade de observação. Não será demais, portanto, lembrarmos aqui o quanto tem de relativo o significado de tais índices em geografia agrária se não empregarmos, por exemplo, a média dos dados de um biênio, pelo menos.

apresentando participação dos principais produtos de: 72,41% (cana-de-açúcar), 10,37% (mandioca) e 8,28% (café), tem $D = 41,39$. Enquanto que Amaraji, PE (VPA: Cr\$ 7.287.000) apresenta 71,39% (cana-de-açúcar), 9,03% (banana) e $D = 71,39$. Para compensar estes inconvenientes, pode-se levar em consideração, paralelamente, a participação dos dois primeiros produtos em relação aos demais. Isto porém eliminaria a vantagem de se trabalhar com um único índice.

2.2. Proposta de um Novo Índice

Tentando eliminar os dois inconvenientes acima, o autor da presente nota procurou experimentar outros índices, partindo do princípio da primazia da primeira categoria e não da condição de equidistribuição (*evenness*), como é usual.

Uma das tentativas, a mais bem sucedida, consistiu em dividir a soma dos dados dos cinco primeiros produtos pelo dado do primeiro:

$$D = \sum_{i=1}^5 (P_i/P_1)$$

P pode ser, indiferentemente, o dado absoluto ou o dado relativo (%).

Os valores obtidos para D variam, então, de 1 a 5, em uma escala na razão direta do aumento da diversificação, e que é uma vantagem adicional.⁵

Aplicando esta fórmula aos municípios acima teríamos, então, os valores a seguir.

– Porto Calvo, AL: P1 (cana-de-açúcar) 77,03%; P2 (mandioca) 9,54%; P3 (coco-da-Bahia) 3,32%; P4 (banana) 2,94%; P5 (bovinos) 2,29%; $D = 1,23$.

– Colônia Leopoldina, AL: P1 (cana-de-açúcar) 81,22%; P2 (banana) 14,80%; P3 (mandioca) 1,39%; P4 (feijão) 0,46%; P5 (milho) 0,44%; $D = 1,21$.

– Camutanga, PE: P1 (cana-de-açúcar) 72,41; P2 (mandioca) 10,37%; P3 (café) 8,28%; P4 (banana) 4,85%; P5 (bovinos) 2,80%; $D = 1,36$.

– Amaraji, PE: P1 (cana-de-açúcar) 71,39%; P2 (mandioca) 9,03%; P3 (banana) 6,61%; P4 (chuchu) 5,86; P5 (bovinos) 0,80%; $D = 1,31$.

Ve-se que, segundo o índice proposto, resultante da distância entre o primeiro e os demais produtos, os quatro municípios apresentam um posicionamento similar variando de 1,22 a 1,36, enquanto que segundo o índice anterior, de Bathia, eles variam de 41,39 a 77,03, apesar de uma composição análoga das cinco primeiras categorias. A fim de melhor situarmos os exemplos acima nas escalas dos índices até agora analisados, consideremos o caso de Catende, PE, onde ocorre a mais extrema monocultura da cana,

5. Constata-se, obviamente, que esta vantagem oferecida pela escala na razão direta é obtida fazendo a categoria mais elevada como denominador, ao contrário do que ocorre com os índices de primazia habitualmente empregados em estudos urbanos.

a qual abrange 97,54% de todo o valor da produção animal e vegetal: D (segundo Bathia) será 97,54 e pelo índice proposto, será 1,01.

Ao lado destes exemplos de municípios da Mata Litorânea Nordestina, onde há grande tendência para a monocultura, vejamos exemplos onde ocorre moderada ou, mesmo, grande diversificação, casos em que a discrepância entre os dois índices, mesmo existindo, não é tão relevante.

– Camocim de São Felix, na MRH Agreste Meridional: P1 (tomate) 30,67%, P2 (mandioca) 22,73%, P3 (laranja) 11,95%, P4 (café) 8,26%, P5 (aves e ovos) 3,46%; D (Bathia) = 21,78 e D (proposto) = 2,51.

– Belém de São Francisco, na MRH Sertão de São Francisco: P1 (cebola) 31,15%; P2 (feijão) 23,91%; P3 (bovinos) 8,88%; P4 (milho) 6,91%; P5 (algodão arbóreo) 4,77%; D (Bathia) = 27,43 e D (proposto) = 2,42.

– Itapetim, na MRH Alto Pajeú, (sertão): P1 (algodão arbóreo) 21,81%; P2 (milho) 18,69%; P3 (feijão) 17,81%; P4 (leite) 10,43; P5 (bovinos) 7,00%; D (Bathia) = 17,19 e D (proposto) = 3,47.

– Poção, na MRH Vale do Ipojuca: P1 (leite) 19,14%; P2 (mandioca) 17,00%; P3 (tomate) 14,19%; P4 (bovinos) 12,38%; P5 (feijão) 11,06%; D (Bathia) = 16,75 e D (proposto) = 3,85.

– Surubim, na MRH Agreste Setentrional: P1 (feijão) 16,46%; P2 (algodão herbáceo) 15,92%; P3 (milho) 15,84%; P4 (leite) 10,03%; P5 (mandioca) 9,26%; D (Bathia) = 14,56 e D (proposto) = 4,10.

Se, no lugar dos cinco primeiros, tomaremos os dez primeiros produtos, lograremos uma escala de 1 a 10, mais ampla e mais acurada. Porém as diferenças de resultados parecem não compensar, na grande maioria dos casos, o aumento do trabalho com a compilação de dados e execução de cálculos daí decorrentes.

Este novo índice, obviamente, elimina duas das maiores desvantagens do índice proposto por Bathia: realça a diferença entre o primeiro produto e os demais e distingue áreas que diferem segundo a composição das categorias. Assim, se tivermos uma composição de percentagens 80 – 10 – 2 – 1,8 e outra 47 – 33 – 9,8 – 4 – 0,2, teremos D (Bathia) = 45 em ambos os casos, enquanto que D (proposto) será 1,18 no primeiro e 2,00 no segundo caso. Resta porém, um inconveniente. Como todos os índices conhecidos que medem primazia, ele não varia quando variam de forma igual os valores da participação de cada categoria no total. No segundo caso acima, por exemplo, se ocorressem 23,50 – 16,50 – 4,90 – 2,00 – 0,10, teríamos D (proposto) = 2,00 do mesmo modo, ao passo que D (segundo Bathia) cai para 20. No entanto, no primeiro caso, pode-se ver que, com a metade das porcentagens, também D (segundo Bathia) continua quase o mesmo (40), o que, mais uma vez, demonstra as incertezas que este método oferece.

Os inconvenientes até agora apontados não ocorrem com os índices determinados pelo emprego da curva de Lorenz.

3. ÍNDICES DE DIVERSIFICAÇÃO COM EMPREGO DAS PORCENTAGENS ACUMULADAS

Segundo Parr, R.C. Tress⁶ foi o primeiro a empregar a curva de porcentagens acumuladas de um certo número de categorias e compará-la com a

6. Trata-se de um estudo bem antigo, ao qual não tivemos acesso: Unemployment and diversification of industry, *The Manchester School*, 9 (2): 140-152, 1939.

reta de equidistribuição na curva de Lorenz, a fim de obter um índice da diversificação da atividade econômica de uma região. Posteriormente Conkling (1963) refinou a técnica, obtendo um valor para D, resultante da divisão da área sob a curva real do gráfico de Lorenz pela área sob a diagonal, que apresenta a curva ideal de equidistribuição das categorias. Em Geografia Agrária, a mesma curva de Lorenz foi, especificamente, empregada por Ayyar (1969), porém com técnica diferente.

3.1. O Índice de Ayyar

O índice, ou melhor: o método de Ayyar, objetiva, em sua proposição original, definir a combinação de cultivos de uma área, trabalhando simultaneamente com o maior número possível de categorias. Ele foi apresentado como um substitutivo ao tradicional *método do desvio mínimo* de Weaver, o qual exige passos gradativos nos cálculos, o que significaria não apenas um maior trabalho, mas também uma precisão menor, devido à necessidade de limitar o número de categorias. O número dos cultivos que, pela sua maior importância, integra uma combinação é determinado por Ayyar pelo chamado *método da distância máxima*, ou seja, o maior afastamento entre a curva real e a curva ideal de Lorenz. Uma explicação sucinta e clara deste método, em suas duas variantes, a do processo agrário e a do processo analítico, é dada por Ceron & Diniz (1971, pp. 65-68) e dispensamo-nos de repeti-la aqui.

A medida da distância máxima permite estabelecer não apenas o número de categorias que compõem representativamente a combinação, mas também poderia nos dar uma medida da diversificação. Contudo, para Ayyar a medida é dada pelo próprio número de categorias da combinação (quanto o maior número de culturas representativas, maior a diversificação, diz ele) e não como poderia parecer mais lógico, pela cifra que exprime o afastamento máximo (quanto maior o afastamento menor seria a diversificação).

O método de Ayyar, para ser preciso como convém, e como se propõe, necessita considerar um valor N de categorias muito grande: assim, na sua exemplificação o autor relaciona todas as culturas acima de 0,1% até um número máximo de 26. Um método mais simples, voltando à idéia de Conkling de comparar as duas áreas no gráfico de Lorenz, foi proposto por James A. Shear (1965) objetivando uma medida genérica de diversificação.

3.2. O Índice de Shear

Este autor propõe (1965) a seguinte fórmula para se determinar o grau de diversificação das categorias em qualquer aspecto da organização econômica: $D = 9000 / (5P_1 + 3P_2 + P_3)$.

O ponto de partida, para a determinação desta fórmula é a habitual caracterização da condição de equidistribuição (E) das categorias (diversificação absoluta) e o número (N) de categorias consideradas. O índice (D) obtido, é então, em função destes dois fatores: $D = f(N, E)$.

Ao adotar uma técnica baseada nas porcentagens acumuladas e no emprego da curva de Lorenz, Shear entretanto, procura eliminar a necessidade de se trabalhar com o fator N. Com efeito, um valor baixo para N, muitas vezes se afasta da realidade, conforme já comentamos no caso do índice de Bathia e, por outro lado, estendê-lo demasiadamente seria incidir nos inconvenientes operacionais das técnicas que têm sido usuais com o

emprego da curva de Lorenz, conforme comentamos a propósito de Ayyar.

Levando em conta que a tendência do grau de afastamento da curva real de porcentagens acumuladas já é perfeitamente definida pelas porcentagens das três primeiras entre as N categorias que poderíamos admitir, o autor constrói um índice da maneira seguinte.⁷

Considera-se S_i a superfície sob a linha de equidistribuição (v. fig. 1) e S_r a superfície abrangida pela curva real das porcentagens acumuladas ($P_1, P_2, P_3 \dots P_n$). Quanto mais aproximadas forem as duas curvas, logicamente maior será o grau de diversificação. Ora, a condição para se aproximar da equidistribuição é dada pelo quociente: $E = S_i/S_r$. Quanto menor for este quociente, menor será a diversificação.

Vê-se, pela figura 1, que:

$$S_i/S_r = \frac{900}{2N} : \frac{5P_1 + 3P_2 + P_3}{2} = \frac{900}{N(5P_1 + 3P_2 + P_3)}$$

$$\text{Então: } E = \frac{900}{N(5P_1 + 3P_2 + P_3)}$$

Combinando os dois fatores de diversificação, Shear faz:

$$D = N \cdot E \text{ ou } D = (N) \cdot \frac{900}{N(5P_1 + 3P_2 + P_3)}$$

$$D = 900 / (5P_1 + 3P_2 + P_3)$$

7. Também aqui podemos admitir que, se ampliássemos o número das categorias em análise, digamos para cinco, aumentaríamos a sensibilidade da medida. É fácil constatar que a fórmula a ser aplicada ficaria muito complicada sem, necessariamente, melhorar de forma substancial os resultados.

Fica assim eliminada a condição de se reconhecer ou se convencionar obrigatoriamente um determinado número (N) das categorias que compõem o grau de diversificação que se deseja medir.

A fim de aumentar a sensibilidade da escala das medidas resultantes, Shear, tal como o fazem muitos autores em casos análogos, aumenta a magnitude da mesma introduzindo, arbitrariamente, um fator 10, ficando, então:

$$D = 9\,000/5P_1 + 3P_2 + P_3.$$

Na escala de medidas que possam daí resultar não há um limite superior para indicar a diversificação extrema, já que o número de categorias está em aberto. Entretanto, se for preferível trabalhar com um determinado número delas, o valor extremo passa a ser fixo. Assim, para 15 categorias o máximo será 150, para 10 será 100, para 20, será 200, etc. Se assim procedêssemos teríamos que excluir dos Cálculos, qualquer categoria cuja participação caísse, respectivamente, abaixo de 6,66...% (15 produtos), 1,0% (10 produtos), 5% (20 produtos), e assim por diante. Em qualquer um desses casos, o valor mínimo possível de ser obtido para D é 18, isto é: quando a diversificação mínima ocorre com o valor 100% para P1.

Shear não considera desvantajosa a ocorrência simultânea destas duas características da escala. O autor da presente nota, porém, considera inconveniente não se ter, de imediato, pela leitura de um valor isolado, uma referência fácil da posição que a unidade assim medida ocupa no conjunto estudado. Uma escala que se inicia com valor mínimo de 0 ou 1, para o mínimo absoluto de diversificação facilita posicionar, por exemplo, o significado de um D = 71,85 (MRH Vale do Ipojuca, PE) em relação à outra unidade de que apresenta D = 20,78 (MRH Mata Úmida Pernambucana, PE) e, principalmente, o posicionamento de ambos em uma escala de mais fácil compreensão. Por isso, propomos reduzir todos os resultados para uma escala iniciando em zero (absoluta ausência de diversificação) fazendo:

$$D = [9\,000/(5P_1 + 3P_2 + P_3)] - 18$$

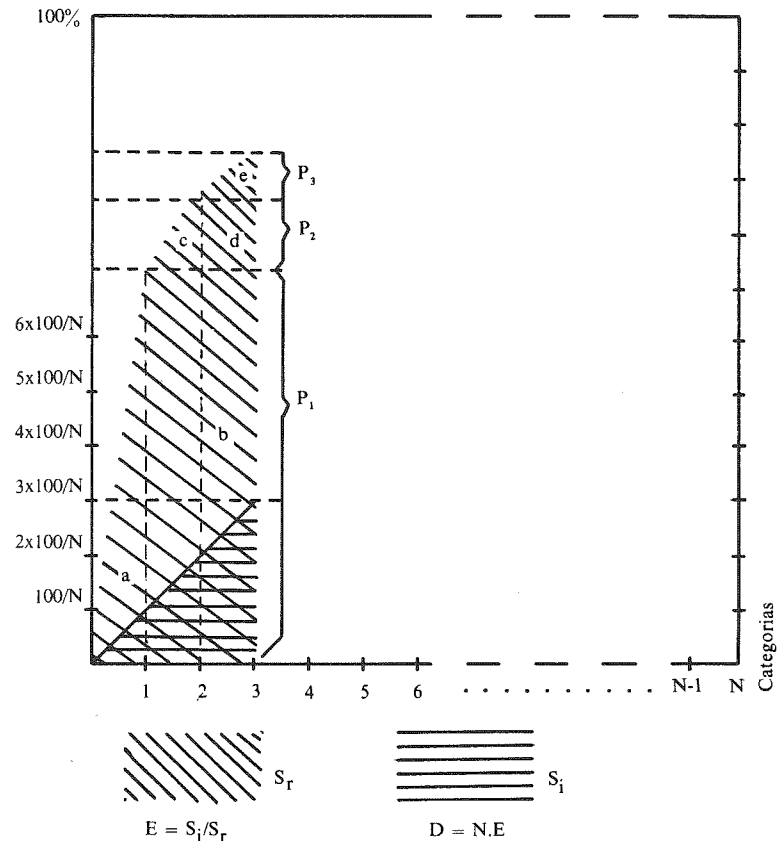
Esta expressão final nos dá o que poderíamos chamar "Índice de Shear adaptado" (Shear, adap.)

Para os municípios citados nos exemplos acima, teríamos os seguintes valores de D (Shear, adap.): Porto Calvo, AL: 3,58; Colônia Leopoldina, AL: 1,92; Camutanga, PE: 4,42; Amaragi, PE: 5,04; Camocim de São Felix, PE: 20,55; Belém de São Francisco, PE: 20,17; Itapetim, PE: 31,20. Poçoão, PE: 37,94; Surubim, PE: 43,69 e Catende, PE: 0,37.⁸

4. OBSERVAÇÕES CONCLUSIVAS

Embora de utilização bem antiga em estudos referentes à atividade industrial e aos setores das funções básicas das Economias Locais, as medidas de especialização e diversificação são de emprego mais recente em estudos agrários e não são tão difundidas como se poderia esperar. Con-

8. Em anexo figura, para efeito de comparação dos resultados, uma tabela dos MRHS de Paraíba, Pernambuco, e Rio Grande do Sul, com os três valores para D: segundo Bathia, segundo o índice proposto e segundo o de Shear, adap.



$$S_r = a + b + c + d + e$$

$$a = P_1/2; b = 2P_1; c = P_2/2; d = 1P_2; e = P_3/2$$

$$S_r = \frac{P_1}{2} + 2P_1 + \frac{P_2}{2} + P_2 + \frac{P_3}{2} = \frac{5P_1 + 3P_2 + P_3}{2}$$

$$S_i = 3 \cdot (3 \times 100/N) \cdot 1/2 = \frac{900}{N} \cdot \frac{1}{2} = \frac{900}{2N}$$

(A fração 100/N corresponde à porcentagem que cabe à cada categoria, na condição de equidistribuição)

$$E = \frac{900}{2N} : \frac{5P_1 + 2P_2 + P_3}{2} = \frac{900}{N(5P_1 + 3P_2 + P_3)}$$

$$D = N \cdot \frac{900}{N(5P_1 + 3P_2 + P_3)} = \frac{900}{(5P_1 + 3P_2 + P_3)}$$

Figura 1. Explicação da dedução do Índice de Shear, para medida de diversificação com o emprego da Curva de Lorenz.

forme ressaltam alguns autores que os consideraram em seu aspecto puramente metodológico, estes índices servem a uma finalidade primordialmente descritiva e por si mesmos têm pouco valor. Além disso o significado deles depende muito da escala da área considerada e do nível de desagregação da estrutura econômica em estudo. Como lembra Parr (1965 p. 23 e 24), quanto maior for o tamanho da área considerada, mais complexa é a estrutura econômica e, portanto, maior a tendência para caírem os índices de especialização e de diversificação. Da mesma forma, se o nível de agregação abaixa, diminuindo o número de setores em estudo, muda o caráter do índice. Em agricultura isto é flagrante: quando consideramos apenas as categorias de culturas, por exemplo, pode ocorrer uma alta diversificação agrícola em área que tem na atividade pastoril a sua característica mais importante, a ponto de indicar uma diversificação muito baixa, se a produção animal e a vegetal forem agregadas.

Apesar destas restrições, a relativa importância que damos a índices desta natureza decorre da necessidade de contarmos com uma medida de um aspecto qualquer da organização econômica que possa ser utilizada como uma variável significativa em análises diversas.

No que concerne à medida da diversificação, propriamente, constata-se os sérios inconvenientes do índice proposto por Bathia. O índice proposto pelo autor desta nota, por seu lado, somente se torna significativo quando o propósito de seu emprego for a avaliação do papel das duas ou três primeiras categorias na economia local. Por isso mesmo, a tendência do autor, é considerá-lo mais importante para a comparação de estruturas de produção onde a incidência da primazia está correlacionada com a existência de uma função de exportação importante. O fato é que a medida da primazia de um setor se relaciona muito mais com a noção de especialização.

O método de Ayyar somente seria aceitável para medir a diversificação, se aproveitássemos o dado da distância máxima. De qualquer modo, o laborioso procedimento que a feitura de cada gráfico e a execução de seus cálculos requer, torna o método de Shear comparativamente bem mais racional. Um inconveniente, praticamente o único, do método de Shear é a escala de índice com nível superior praticamente em aberto, a menos que, para o valor total da estrutura em consideração, seja adotada apenas a soma do valor de N categorias, como aliás, já assinalamos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ayyar, N. P. (1969) – Crop regions of Madhya Pradesh, a study in methodology. *Geographical Review of India*, 31 (1): 1-19, Mar.
- Bathia, Shyam (1960) – An index of crop diversification. *The Professional Geographer*, 12 (2): 3-4, Mar.
- Bathia S. S. (1965) – Patterns of Crop Concentration and Diversification in India, *Economic Geography*, 41 (1): 39-56, Jan.
- Ceron, Antonio Olivio & Diniz, J. Alexandre Felizola (1971) – Tipologia da agricultura; questões metodológicas e problemas de aplicação no Estado de São Paulo, *Revista Brasileira de Geografia*, 32 (2): 41-61, Jul/Set.
- Conkling, Edgar C. (1963) – South Wales: a case study in industrial diversification, *Economic Geography*, 39 (3): 258-272, Jul.

- Coppock, J. T. (1964) – Crop, livestock, and enterprise combinations in England and Wales, *Economic Geography*, 40 (1): 65-81, Jan.
- Chisholm, Michael (1962) – *Rural settlement and land use: an essay in location*. London: Hutchinson & Co. Ltd., 207 p.
- Florence, P. Sargant (1953) – *The logic of British and American industry*. London: Routledge and Kegan Paul Ltd., XIV + 369 p.
- Gusmão, Rivaldo Pinto de (1977) – Contribuição à metodologia do estudo de concentração em Geografia Agrária, *Geografia* 2 (4): 108-113.
- Kostrowicki, Jerzy (1970) – Some methods of determining land use and agricultural orientations as used in Polish land utilization an typological studies. *Geographia Polonica*, Warszawa, 18: 93-120.
- Kostrowicki, Jerzy e Tyskiewicz, Wieslawa (1970) – *Agricultural typology, selected methodological materials*, IGU Commission on Agricultural Typology. Dokumentacja Geograficzna. Warszawa: Institut Geografii Polskiej Akademii Nauk, 60 p.
- Morgan, W. B. e Munton, R. J. C. (1971) – *Agricultural Geography*, London: Methuen & Co. Ltd., 175 p.
- Parr, John B. (1965) – Specialization, diversification and regional development. *The Professional Geographer*, 17 (6): 21-25, Nov.
- Pinto, Dulce Alcides – A indústria na região Nordeste, in *Geografia do Brasil*, Rio de Janeiro: Fundação IBGE (no prelo).
- Shear, James A (1965) – A general measure of diversity. *The Professio-Geographer*, 17 (2): 14-17, Mar.
- Silva, Solange Tietzmann – As atividades primárias na Região Nordeste, in *Geografia do Brasil*, Rio de Janeiro: Fundação IBGE (no prelo).
- Weaver, John C. (1954) – Crop combination in the Middle West, *Geographical Review*, nº 2, 32 (2): 17-200, Apr.

ANEXO 1. Índice de Diversificação da produção agropecuária

(Comparação de três modalidades com o emprego do valor da produção animal e vegetal)
Fonte: Censo Agropecuário de 1970

Unidade Federada e Micro-região	Índice de Diversificação (D)			Participação dos 2 (dois) primeiros produtos (%)	
	Shear, adap.	Bathia	Proposto	P1	P2
PARAÍBA	58.98	13.19	3.91	26.05	21.68
89. Catolé do Rocha	22.65	17.18	2.70	31.78	16.05
90. Seridó Paraibano	25.65	20.27	2.83	27.73	17.59
91. Curimataú	36.86	14.31	3.24	22.06	13.62
92. Piemonte da Borborema	43.60	16.07	3.98	16.54	15.87
93. Litoral Paraibano	15.44	29.58	1.86	42.15	17.01
94. Sertão de Cajazeiras	22.83	17.51	2.37	33.78	13.25
95. Depress. do AlyoPPir.	19.10	20.95	2.04	38.77	12.34
96. Cariris Velhos	41.56	14.73	3.70	18.55	14.95
97. Agreste da Borborema	43.22	18.34	3.21	18.49	18.19
98. Brejo Paraibano	21.19	24.63	1.90	36.27	12.99
99. Agro-Pastoril do Bx.PB.	33.07	17.49	2.93	23.51	14.85
100. Serra do Teixeira	27.97	20.49	3.02	23.22	20.72
PERNAMBUCO	22.58	36.92	1.79	36.92	9.91
101. Araripina	32.33	16.51	2.51	26.29	12.06
102. Salgueiro	36.43	14.69	2.93	22.89	12.91
103. Sert. Pernamb. do S. Fco.	43.48	16.99	3.32	17.25	16.72
104. Alto Pajeú	45.33	13.33	3.93	16.94	14.63
105. Sertão de Moxotó	48.16	15.76	3.63	15.80	15.72
106. Arcoverde	37.80	15.17	3.50	19.14	17.26
107. Agr. Setentr. Pernamb.	43.15	14.21	2.95	20.31	11.65
108. Vale do Ipojuca	53.85	12.55	4.02	14.39	14.08
109. Agr. Merid. Pernambuc.	40.37	15.92	3.34	19.40	14.41
110. Mata Seca Pernambuc.	6.36	67.15	1.31	67.15	8.88
111. Mecife	6.88	38.52	1.41	61.84	15.19
112. Mata Úmida Pernamb.	2.78	83.51	1.10	83.51	4.52
ALAGOAS	13.91	50.81	1.44	50.81	7.13
113. Sertão Alagoano	25.21	24.19	2.41	27.97	20.42
114. Batalha	9.09	27.28	1.71	53.95	1.35
115. Palmeira dos Índios	27.82	18.58	2.72	26.38	17.57
116. Mata Alagoana	3.99	77.68	1.17	77.68	6.00
117. Litoral Norte-Alagoano	4.05	42.76	1.29	72.79	12.72
118. Arapiraca	22.72	21.45	2.65	29.96	19.66
119. Tab. de S. Mig. dos Campos	2.71	84.31	1.10	84.31	3.51
120. Maceió	5.34	70.09	1.29	70.09	9.52
121. Penedo	16.64	24.10	2.38	36.37	21.27

(continua)

(continuação)

RIO GRANDE DO SUL	48.90	13.35	3.32	17.54	12.16
308. Porto Alegre	40.71	14.51	3.59	18.32	16.21
309. Col. da Encosta da S.G.	65.31	10.96	3.90	13.06	10.96
310. Litoral Set. do R.G. do Sul	35.23	18.16	2.44	24.20	13.14
311. Vinicul. de Cax. do Sul	20.71	25.12	1.96	36.89	13.35
312. Colonial do Alto Taquari	31.22	23.76	2.64	25.67	21.85
313. Colonial do Baixo Taquari	43.68	21.33	3.12	19.07	13.49
314. Fumicult. de Sta. Cruz Sul	30.60	30.09	2.03	30.09	8.70
315. Vale do Jacuí	24.91	23.08	2.00	32.42	13.75
316. Santa Maria	28.15	22.50	2.44	26.31	18.70
317. Lagoa dos Patos	29.78	18.96	2.09	27.91	10.01
318. Lit. Ori. de Lagoa Patos	14.57	26.28	2.27	36.88	24.98
319. Lagoa Mirim	10.78	35.41	1.67	47.68	23.14
320. Alto Camaquã	23.45	19.48	2.14	32.81	13.73
321. Campanha	18.25	23.98	2.37	32.76	23.15
322. Triticul. de Cruz Alta	14.65	25.13	2.06	40.26	19.61
323. Colonial das Missões	13.85	32.14	2.03	41.15	23.13
324. Colonial de Santa Rosa	29.69	17.33	3.34	23.48	19.16
325. Colonial de Irai	43.94	14.58	4.28	16.88	15.85
326. Colonial de Erechim	22.88	22.07	2.93	27.82	21.34
327. Colonial de Ijuí	12.48	33.48	1.96	43.68	23.28
328. Passo Fundo	10.61	36.39	1.91	45.06	27.72
329. Colonial do Alto Jacuí	9.37	38.70	1.96	45.45	31.95
330. Campos de Vacaria	16.46	29.44	2.06	37.97	20.90
NORDESTE	63.58	12.32	3.74	13.38	11.26
BRASIL	71.48	13.57	3.15	13.57	8.44