

---

# Desempenho das Empresas Brasileiras: Efeitos Ano, Ramo de Negócios e Firma Individual\*

---

Luiz Artur Ledur Brito  
Flávio Carvalho de Vasconcelos

## RESUMO

O desempenho varia. Esta simples afirmação esconde muito da complexidade da estratégia. Já que o desempenho varia entre empresas individuais, os pesquisadores podem explorar os fatores que diferenciam estas empresas entre si e explicar por que algumas firmas consistentemente apresentam melhor desempenho do que outras. Já que o desempenho varia entre diferentes ramos de negócios, os pesquisadores podem explorar as características estruturais destes ramos como uma das causas de variação. Já que o desempenho varia com o tempo, os pesquisadores podem explorar elementos dinâmicos do ambiente e internos que determinam as decisões estratégicas. Na realidade, a medição e análise do desempenho torna-se muito complicada quando todas estas fontes de variação agem de forma simultânea e integrada. A discussão teórica por trás desta questão é a importância relativa da abordagem derivada da organização industrial *versus* a visão baseada em recursos. Este trabalho analisa a variância do desempenho de um conjunto de empresas brasileiras no período 1998-2001. Os resultados demonstram que os efeitos firma são ainda dominantes, com os efeitos ano e ramo de negócios apresentando-se menores configurando uma situação similar ao encontrado no ambiente norte americano.

**Palavras-chave:** desempenho; estratégia; componentes de variância; empresas brasileiras.

## ABSTRACT

Performance varies. The simple statement hides many intricacies of strategic management. Because performance varies among individual firms, researchers can explore factors that differentiate these firms and explain why some firms are consistently outperforming others. Because performance varies among industries, researchers can explore structural characteristics of different branches accounting as a source of explanation. Because performance varies with time, researchers can explore environmental and internal dynamic elements that drive strategic decision-making. In reality, measuring and analyzing performance is a very complicated issue when performance varies simultaneously from firm to firm, from industry to industry and from year to year. The theoretical discussion behind this question is the relative importance of the industrial organization derived approach to strategy versus the resource-based view. This paper analyzes the composition of performance variance of a set of Brazilian firms during 1998 to 2001. Results demonstrate that firm effects are still dominant, with year and industry effects being smaller as previous studies with North American firms have indicated.

**Key words:** performance; strategy; variance components; Brazilian firms.

\* Este artigo foi originalmente publicado na *Brazilian Administration Review – BAR*, v. 1, n. 1, July – December, 2004, disponível no endereço [www.anpad.org.br/bar](http://www.anpad.org.br/bar).

## INTRODUÇÃO

Se um pesquisador observar uma população de empresas durante certo período de tempo, ele observará uma distribuição de resultados de desempenho destas empresas com alguma semelhança a uma curva normal. Algumas firmas terão desempenho superior de forma sustentável – a definição empírica de vantagem competitiva (BARNEY, 2002) – e algumas terão resultados inferiores que, se forem persistentes, levarão à sua eliminação pelas forças de mercado.

A tentativa de responder à questão de por que algumas firmas superam outras, ao longo do tempo, está no coração da estratégia. As empresas são diferentes entre si em vários aspectos: tamanho, produtos, pessoas, localização, organização e história. Estas diferenças acabam refletindo-se na variabilidade do desempenho. A estratégia deve ser capaz de entender e explicar esta variabilidade (WALKER, 2004, p. 3).

A teoria econômica neoclássica focou-se, originalmente, nos resultados agregados dos ramos de negócios como explicação primária da heterogeneidade. Esta abordagem coloca em segundo plano as diferenças individuais entre empresas. Embora reconheça que as firmas são diferentes, a interpretação aceita, de forma implícita, pela maioria das abordagens econômicas é que estas diferenças são também determinadas pelo contexto, de modo que a unidade de análise mais indicada é o ramo de negócios e não a firma individual (NELSON, 1991). A área de estratégia tem tomado abordagem oposta. Ela fundamenta-se na premissa de que as ações e posições individuais geram as diferenças relevantes e, portanto, a unidade de análise mais adequada é a firma e não o ramo de negócios (RUMELT, 1991).

A questão da heterogeneidade e homogeneidade é o que determina a unidade de análise em campo de pesquisa (KLEIN; DANSEREAU; HALL, 1994). A abordagem econômica assume a heterogeneidade entre ramos de negócios como mais importante, enquanto a área de estratégia vê a heterogeneidade entre diferentes firmas como mais relevante.

Este debate expandiu-se para dentro do campo da estratégia em si, especialmente por meio da linha originária da área de organização industrial e do modelo estrutura-conduta-desempenho. A estrutura do mercado em um ramo determina a conduta

das firmas, o que, por sua vez, determina o seu desempenho. Esta foi a base teórica do desenvolvimento dos conceitos de posicionamento de Michael Porter. Nesta abordagem, o ramo de negócios é muito relevante, quando se avalia e interpreta o desempenho das empresas (PORTER, 1981).

Outra abordagem enfatiza os recursos internos da organização; suas origens são encontradas nos primeiros clássicos, como Barnard (1938), Selznick (1957) e Penrose (1959). A visão baseada em recursos da estratégia enfoca as diferenças individuais entre as firmas como base fundamental para o desenvolvimento da estratégia (BARNEY, 1991, 2001; CONNER, 1991; PETERAF, 1993; WERNERFELT, 1984, 1995). Os pesquisadores desta linha concentram seu interesse em entender a “caixa preta” das empresas, a sua máquina interna, e argumentam que o sucesso continuado de uma firma é função de recursos competitivos únicos desta firma (HOSKISSON, 1999).

Embora a análise da dispersão dos resultados de desempenho seja fundamental para qualquer área de administração, o tema recebeu relativamente pouca atenção no passado e foi objeto de um número limitado de trabalhos empíricos, provavelmente refletindo as dificuldades de dados e de análise estatística que ele apresenta (MCGAHAN; PORTER, 1997). Rumelt (1991) exibiu o estudo mais influente, desenvolvendo a abordagem inicial de Schmalensee (1985). McGahan e Porter (1997, 2002) ampliaram o estudo de Rumelt (1991), usando um conjunto muito mais amplo de dados e abordagem de análise mais sofisticada. O tema continua presente na atualidade. No ano de 2003, vários artigos relacionados ao assunto foram publicados no principal periódico de estratégia, o *Strategic Management Journal* (ADNER; HELFAT, 2003; HAWAWINI; SUBRAMANIAN; VERDIN, 2003; MCNAMARA; VAALER; DEVERS, 2003; RUEFLI; WIGGINS, 2003). Pouquíssimos estudos foram realizados fora dos Estados Unidos, usando dados de economias diferentes da americana. Claver, Molina e Tari (2002) publicaram um estudo em que analisam empresas espanholas, encontrando resultados similares às pesquisas americanas. O efeito da empresa individual apareceu como dominante, sendo muito pequena a influência do ramo de negócios e do ano. Khanna e Rivkin (2001) analisaram o efeito corporativo em ampla amostra de grupos empresariais, em várias economias emergentes no mundo, chegando à conclusão de que a composição da variância do desempenho, isto é, o percentual da variância associado a cada tipo de efeito, pode variar de forma significativa. Deve-se, portanto, ter enorme cuidado em transferir conclusões desenvolvidas a partir de outros ambientes competitivos.

O objetivo deste trabalho é avaliar a dispersão de resultados de desempenho de empresas brasileiras e comparar a composição da sua variância com os

resultados encontrados no ambiente americano. Os estudos anteriores indicaram a firma individual como a principal fonte de variação do desempenho. Por exemplo, McGahan e Porter (1997), analisando dados referentes a empresas do setor de manufatura, identificaram que fatores idiossincráticos, relacionados à firma, respondem por 35,45% da variância total. O ramo de negócios no qual a firma se insere teve influência menor de 10,81%. Fatores macroeconômicos, que variam de ano a ano o efeito ano foi de apenas 2,34%. Este trabalho analisou a dispersão do desempenho de 292 empresas atuantes no Brasil, no período de 1998 a 2001, e avaliou a composição da sua variância, medida como lucro operacional sobre ativos totais. Os resultados mostram que o efeito ano é surpreendentemente pequeno e o efeito associado ao ramo de negócios é menor que os resultados encontrados em pesquisas anteriores. A empresa individual é a explicação dominante da dispersão do desempenho.

A próxima seção apresenta uma revisão detalhada dos estudos anteriores de componentes de variância do desempenho em estratégia. A fundamentação estatística do método de componentes de variância e as características da amostra analisada são discutidas a seguir. A apresentação dos resultados e sua discussão são desenvolvidas em seqüência, enquanto as conclusões do trabalho encerram o artigo.

## ANTECEDENTES

Schmalensee (1985) publicou o primeiro trabalho, em que analisa os componentes de variância do desempenho usando dados da FTC (*Federal Trade Commission*) do ano de 1975. No trabalho, foram analisadas 1775 unidades de negócios, atuando em 242 ramos. As unidades de negócios pertenciam a 456 corporações. A razão entre lucro operacional e ativos totais foi tomada como o indicador financeiro de desempenho. A média foi de 13,6% e o desvio padrão de 18,7%. A participação de mercado de cada unidade de negócios foi usada como tentativa de capturar fatores específicos da unidade de negócios que poderiam afetar a lucratividade. Participação de mercado tinha sido identificada antes como tendo influência positiva e altamente significativa na rentabilidade dos negócios (RAVENS-CRAFT, 1983). Schmalensee (1985) analisou os dados, usando técnicas de análise de variância e componentes de variância, para chegar às seguintes conclusões principais:

- . Não existe influência significativa nos resultados de uma unidade de negócios associada ao fato de ela pertencer a uma corporação maior.

- . O ramo no qual uma unidade de negócios opera tem influência significativa nos seus resultados e explica de 19 a 20% da variância total.
- . A participação de mercado explica parte muito pequena da variância dos resultados das unidades de negócio.
- . Cerca de 80% da variância total não é explicável pelos fatores acima citados.

O fato de a influência do ramo ter sido claramente identificada e ter significância estatística foi visto, na opinião de Schmalensee, como justificativa da abordagem clássica de estratégia com foco no nível do ramo de negócios. Um dos pontos mais importantes da pesquisa estava, contudo, no que não foi explicado. Reconhecendo que o modelo proposto não conseguia explicar mais de 80% da variância observada na lucratividade das unidades de negócios, o autor afirma: “Apesar das diferenças entre os ramos de negócios serem importantes, elas claramente não representam tudo o que importa” (SCHMALENSEE, 1985, p. 350, tradução nossa).

Rumelt (1991) ampliou consideravelmente o trabalho original de Schmalensee (1985), usando a mesma base de dados da FTC, mas incluindo os resultados de quatro anos em vez de apenas um. Ele usou os resultados de 1974 a 1977. Valendo-se praticamente da mesma amostra de 1774 unidades de negócios e quatro anos de resultados, ele teve 6932 observações, usando o mesmo critério de medição de desempenho, o lucro operacional por ativos totais. O valor da média foi de 13,9% e o desvio padrão de 16,7%, valores similares aos encontrados por Schmalensee (1985). O fato de ter quatro observações para cada unidade de negócios permitiu isolar a parcela da variância associada à unidade de negócios individual de uma forma direta, em vez da tentativa de ligá-la a outra variável, como a participação de mercado, tal qual havia sido operacionalizada por Schmalensee (1985). Também foi possível calcular a variância associada à interação de ano e ramo de negócios, separando a influência do ramo de negócios em componente fixo e componente transiente (a interação entre ano e ramo de negócios). O modelo proposto foi capaz de explicar mais de 63% da variância total. As principais conclusões do trabalho de Rumelt (1991) podem ser resumidas como segue.

- . Confirmando o achado de Schmalensee (1985), nenhum efeito significativo na variância dos resultados pode ser associado ao fato de a unidade de negócios pertencer a uma corporação maior.
- . O ramo de negócios tem influência significativa e significativa na dispersão dos resultados das unidades de negócios e é capaz de explicar 16,2% da variância total. Aproximadamente a metade deste valor está associada a

efeitos fixos do ramo de negócios, que estão presentes em todos os anos analisados, e a outra metade refere-se a efeitos transientes, que afetam todos os membros de um ramo de negócios, em particular em anos específicos.

- . O fator tempo ou ano, de forma isolada, não foi capaz de explicar nenhuma parcela significativa da variância total. A sua influência apenas manifestou-se na interação com o fator ramo de negócios citado anteriormente. Este fator isolado, tempo ou ano, deveria capturar o conjunto de influências macroeconômicas que afetem a todas as unidades de negócios em um ano específico de forma equivalente.
- . Fatores idiossincráticos, associados às unidades de negócios individuais, que são persistentes durante todo o período analisado, explicam 46,4% da variância total. Isto indica que a participação de mercado, usada por Schmalensee (1985), foi um pobre indicador dos efeitos individuais das unidades de negócios. Grande parte desta variância não foi capturada no modelo de Schmalensee (1985) e acabou compondo boa parte dos 80% da variância total, não explicada. No modelo de Rumelt (1991), apenas 36,9% da variância total não pôde ser explicada.

Roquebert, Philips e Westfall (1986) publicaram uma pesquisa semelhante, usando uma base de dados mais ampla e recente, a Compustat. Os dados cobriram o período de 1985 a 1991; e a análise foi feita com 16.596 observações. A base de dados Compustat cobria 746 ramos de negócios, enquanto a FTC apenas 260; mais de 3000 corporações contra menos de 500 na FTC. Era também menos restritiva, incluindo corporações menores e com menor número de unidades de negócios. A análise também usou a técnica de componentes de variância; desta vez estimados pelo método de máxima verossimilhança. As conclusões foram muito semelhantes aos estudos anteriores, com uma exceção notável: o efeito corporação. Os autores encontraram um efeito corporação significativo, que estava associado a 17,9% da variância total, enquanto os dois trabalhos anteriores não haviam identificado efeitos significativos, associados à corporação. O ramo de negócios respondeu por 12,5% da variância total (2,3% correspondente à interação ano-ramo de negócios e, portanto transiente), e a unidade de negócios foi, novamente, responsável pela maior parte da variância explicada com 37,1%. O modelo foi capaz de explicar 68,0% da variância total, deixando 32,0% não explicados.

A presença do efeito corporação pareceu ser muito sensível à escolha da amostra, aumentando à medida que o número de unidades de negócios por corporação se reduzia. Isto pareceu estar na mesma direção do encontrado por Rumelt (1991) na amostra B, quando ele encontrou um pequeno efeito corporação. Outros

autores trataram o tema do efeito corporação em maior profundidade (BOWMAN; HELFAT, 2001; BRUSH; BROMILEY, 1997; BRUSH; BROMILEY; HENDRICKX, 1999; CHANG; SINGH, 2000; KHANNA; RIVKIN, 2001; MCNAMARA; VAALER; DEVERS, 2003).

McGahan e Porter (1997) publicaram amplo estudo, também baseado em dados da Compustat, cobrindo o período de 1981 a 1994. O conjunto de dados analisados consistiu em 72.742 observações, com média de 5196 unidades de negócios por ano, ao longo dos quatorze anos analisados, número substancialmente superior aos usados em estudos anteriores. A pesquisa incluiu ainda empresas de natureza diversa, pertencentes a outros setores econômicos, além do setor de manufatura, ampliando as análises anteriores que se haviam concentrado em empresas industriais, pertencentes ao setor econômico de manufatura. Os outros setores econômicos analisados foram: mineração e agricultura, varejo, transportes, serviços, hospedagem e entretenimento. Cada um desses amplos setores econômicos congregava vários ramos de negócios, definidos como a classificação SIC de 4 dígitos. A análise foi feita por setor econômico isoladamente. Assim, os resultados do setor manufatura podem ser comparados aos estudos anteriores. O método de análise foi similar ao usado por Rumelt (1991), valendo-se da análise de componentes de variância, seguidos de análise de variância propriamente dita. A maior diferença introduzida no método foi a consideração de correlação serial no termo de erro, tentando capturar a influência de choques no ano anterior que afetou o ano em estudo.

A composição da variância foi bastante diferente nos vários setores econômicos considerados. Enquanto o setor econômico de manufatura apresentou resultados aproximadamente similares aos estudos anteriores, outros setores apresentaram composições diferentes, em geral com maior participação do ramo de negócios, em detrimento da unidade de negócios.

No setor econômico de manufatura, os principais resultados encontrados foram os seguintes:

- . O maior componente da variância total foi aquele associado à unidade de negócios individual, representando 35,45% da variância total. Deve-se levar em conta aqui o efeito da série temporal mais longa em relação ao trabalho de Rumelt (1991). Somente os efeitos presentes, durante todo o período considerado, e associados à unidade de negócios individual, foram aqui capturados. Mudanças que tenham ocorrido nestes fatores durante o período acabam desviando parte da dispersão para o termo de erro.

- . O ramo de negócios respondeu por 10,81% da variância total.
- . O efeito ano, representando o impacto de fatores macroeconômicos, que afetaram todas as unidades de negócio em anos específicos, foi de 2,34% da variância total.
- . Uma covariância negativa de 2,27% entre corporação e ramo de negócios foi identificada. Rumelt (1991) havia encontrado valor muito pequeno, mas positivo para esta covariância; decidiu fixá-la em zero na apresentação final dos resultados. A interpretação desta covariância é que a corporação poderia ter influência na seleção dos ramos de negócios nos quais ela participa.
- . O modelo explicou apenas 46,30% da variância total, de modo que o termo de erro foi maior do que no estudo de Rumelt (1991) e Roquebert, Philips e Westfall (1996).

Os dados foram também analisados, com o modelo proposto por Rumelt (1991), chegando-se a resultados comparáveis. Nos demais setores econômicos analisados além de manufatura, a influência do ramo de negócios foi muito maior, de modo que, quando os dados agregados foram analisados, a influência do ramo de negócios chegou a explicar 17% da variância total. Em hospedagem e entretenimento, o ramo de negócios chegou a explicar 64,3% da variância total e em serviços 47,37%. Manufatura, como colocam os autores, foi um *outlier*, com o ramo de negócios representando apenas 10,81% da variância total (MCGAHAN; PORTER, 1997, p. 26). Infelizmente muito da discussão e debate foram feitos, usando os dados agregados e comparando-os com estudos anteriores que focavam exclusivamente este *outlier* da manufatura. A convergência dos resultados não ficou evidente, como se demonstra na análise mais detalhada desenvolvida acima.

A Tabela 1 apresenta uma comparação dos resultados desses estudos para o setor manufatura. Apesar da discrepância relacionada ao efeito corporação no trabalho de Roquebert, Philips e Westfall (1996), os resultados apresentam notável convergência, dadas as diferenças nos conjuntos de dados e métodos. O maior componente da variância total foi sempre a unidade de negócios individual, sendo esta responsável por cerca de um terço a metade da variância total. O ramo de negócios explicou parcela significativa da variância total entre 10 e 20%, sendo que parte deste valor era devido à sua interação com o fator ano. O fator ano, quando detectado, explicou apenas pequena parte da variância total, não mais do que 2-3%.

**Tabela 1: Resumo Comparativo dos Estudos Anteriores sobre Composição de Variância do Desempenho (Empresas de Manufatura)**

	Schmalensee (1985)	Rumelt (1991)	Roquebert et al. (1996)	McGahan e Porter (1997), com modelo de Rumelt	McGahan e Porter (1997)
Ano	n.d.	0%	0.5%	0.40%	2.34%
Ramo de negócios x ano	n.d.	7.84%	2.3%	4.44%	n.d.
Ramo de negócios fixo	n.d.	8.32%	10.2%	7.20%	10.81%
Ramo de negócios, total	19.59%	16.16%	12.5%	11.64%	10.81%
Corporação	n.d.	0.80%	17.9%	2.05%	n.d.
Covariância corporação – ramo de negócios	-0.62%	0%	n.d.	-1.42%	-2.27%
Participação de Mercado	0.62%	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Unidade de negócios	n.d.	46.37%	37.1%	33.79%	35.45%
Modelo	19.59%	63.33%	68.0%	46.46%	46.33%
Variância não explicada	80.41%	36.67%	32.0%	53.54%	53.67%

Fonte: McGahan; Porter, 1997; Roquebert; Phillips; Westfall, 1996; Rumelt, 1991; Schmalensee, 1985.

Outros autores também exploraram o tema, usando diferentes metodologias e abordagens, mas chegando a conclusões consistentes com o resumo apresentado dos estudos anteriores. Wernerfelt e Montgomery (1988) usaram o  $q$  de Tobin para medir o desempenho, chegando a conclusões similares a Schmalensee (1985). Hansen e Wernerfelt (1989) decompuseram as taxas de lucratividade em componentes econômicos e organizacionais, concluindo que ambos os modelos são significativos e propuseram um modelo integrado com maior poder explicativo que os modelos isolados. Powell (1996), usando metodologia de questionários e entrevistas, examinou a percepção dos executivos e confirmou que os fatores associados ao ramo de negócios poderiam explicar 20% da variância total. Mauri e Michaels (1998), usando amostra menor, extraída da base Compustat, encontraram que o fato de pertencer a determinado ramo de negócios poderia explicar pequena parcela da variância total. O ramo de negócios teve, contudo, grande influência na escolha das estratégias das unidades de negócios que foram operacionalizadas, como o investimento em pesquisa e desenvolvimento e o investimento em propaganda. McGahan (1999), usando os mesmos dados de McGahan e Porter (1997) com metodologia diferente, explorou a composição da variância do desempenho, medida com diferentes métricas:  $q$  de Tobin, lucratividade contábil tradicional e uma medida híbrida, o retorno sobre o valor de reposição dos ativos. As conclusões também confirmaram os efeitos da unidade de negócios como sendo mais importantes do que o efeito do ramo de negócios; mas indicaram que estes últimos eram mais permanentes e previsíveis. McGahan e Porter (1999) exploraram o tema da persistência dos vários efeitos, encontrando que o efeito

ramo de negócios apresentava maior persistência do que os demais. Hawawini, Subramanian e Verdin (2003) exploraram também outras medidas de desempenho, baseadas em valor. Os resultados com as diferentes medidas de desempenho apresentaram-se muito similares. McNamara, Vaaler e Devers (2003) usaram a base da Compustat para análise de 17 janelas móveis de 4 anos, cobrindo o período de 1978 a 1997, e verificando a dinâmica da alteração da composição da variância ao longo deste período. A influência do ramo de negócios parece vir diminuindo ao longo do tempo, chegando a apenas 3,5% no último período 1994-1997, ao passo que o efeito da corporação vem aumentando. A unidade de negócios continua, contudo, sendo a maior fonte de variância do modelo.

Quase todos os estudos anteriores usaram dados de empresas da economia americana. Claver, Molina e Tari (2002) analisaram 679 empresas espanholas no período 1994-1998, encontrando composição de variância similar, com 42,69% da variância total atribuível à firma ou unidade de negócios, e apenas 4,84% ao ramo de negócios. O efeito ano foi novamente muito pequeno, com 0,36%. Khanna e Rivkin (2001), analisando ampla amostra de grupos empresariais em países emergentes, encontraram influência significativa da associação a determinado grupo e observaram diferentes composições de variância em diferentes países, ressaltando a influência do contexto institucional nesta composição. Brito e Vasconcelos (2003) analisaram a composição da variância de ampla amostra da base de dados Compustat Global, que incluiu 12.452 empresas, atuando em 78 países, nos anos de 1998 a 2001, com um total de 60.092 observações. A análise propôs a inclusão de novo tipo de efeito, o efeito país, que captura a variação associada ao fato de todas empresas pertencerem a determinado país; também cobriu vários setores, além de manufatura. Os resultados confirmaram que a composição da variância apresenta grandes diferenças para os vários setores econômicos; que o efeito país existe e é aproximadamente da mesma ordem de grandeza do efeito ramo de negócios; mas que o principal componente da variância é a empresa individual ou a unidade de negócios.

## METODOLOGIA E DADOS

A disponibilidade de dados confiáveis é uma das maiores dificuldades para a realização desse tipo de estudos. Este trabalho usou os dados publicados no Balanço Anual da Gazeta Mercantil, relativos aos anos de 1998 a 2001. A publicação reúne dados de desempenho de empresas nacionais e multinacionais

atuantes no Brasil. Foram selecionados 15 ramos de negócios, cujas empresas participantes tinham atividade pouco diversificada e muito focada, evitando o problema de incluírem-se empresas com múltiplas unidades de negócios, com resultados consolidados relatados no ramo de negócios principal. Não foi possível, portanto, medir o efeito corporação, pois os dados somente estão disponíveis para a empresa como um todo. Somente empresas que tiveram faturamento superior a R\$ 10 milhões em 2001 foram consideradas. Como a classificação foi levemente alterada ao longo dos anos, tomou-se a classificação de 2001 como base e anos anteriores foram ajustados de acordo com ela. No total, foram selecionadas 252 empresas, que proporcionaram 938 observações no período considerado.

O lucro operacional dividido pelos ativos totais foi tomado como indicador de desempenho, tornando o estudo comparável a estudos anteriores e evitando parte das flutuações, devido a componentes financeiros. A análise foi, contudo, repetida com outros indicadores, como lucro líquido por ativos totais, com resultados semelhantes. Inicialmente, foi feita análise descritiva dos dados; a seguir aplicou-se a metodologia de componentes de variância. O modelo básico de componentes de variância pode ser representado pela equação:

$$r_{i,k,t} = \mu + \gamma_t + \alpha_i + \delta_{it} + \phi_k + \varepsilon_{i,k,t} \quad (1)$$

onde os índices:

*i*: representa os vários setores industriais analisados.

*k*: representa as várias firmas individuais.

*t*: representa os vários anos considerados no estudo.

E as variáveis:

*r*: é a razão entre lucro operacional e ativos totais.

$\mu$ : é a média geral desta razão para todas as empresas da amostra.

$\gamma$ : é o efeito ano.

$\alpha$ : é o efeito ramo de negócio.

$\delta$ : é a interação do ramo de negócio com o ano.

$\phi$ : é o efeito firma.

$\varepsilon$ : é o resíduo não explicado pelo modelo.

O efeito ramo de negócios captura fontes de variação que afetam todos os participantes de determinado ramo de negócios de forma independente dos demais fatores. As diferenças entre os diferentes valores de  $\alpha_i$  refletem as diferenças nos ambientes competitivos, tais como as seguintes: condições de entrada; condições de demanda e capacidade; diferentes níveis de risco; diferentes níveis de utilização de capacidade; mudanças tecnológicas que afetem o ramo de negócios como um todo. O efeito ano inclui o conjunto de fatores macroeconômicos que afetam todas as empresas em determinado ano. Crises nacionais ou mundiais, períodos de depressão ou de crescimento, por exemplo, causam os diferentes valores, que podem ser assumidos pelos  $\gamma_t$ . O efeito interação do ramo de negócios com o ano captura a variação que é específica a alguns ramos de negócios em anos específicos. Uma desvalorização cambial, que afeta apenas alguns ramos de negócios em anos específicos, deveria ter aí sua expressão. Finalmente, o efeito firma captura fatores sistemáticos, associados de forma idiossincrática, a cada firma específica, que influenciam os resultados desta firma em todos os anos analisados. Podem aqui ser incluídas habilidades específicas na condução dos negócios, reputação, patentes.

Assumindo que os diferentes fatores do modelo básico são independentes, a variância da variável dependente, lucro operacional por ativos totais pode, então, ser expressa pela equação:

$$\sigma_r^2 = \sigma_\gamma^2 + \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\phi^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (2)$$

No caso de não independência de alguns fatores, os termos de covariância deveriam ser incluídos, como fez Rumelt (1991), para o caso da covariância entre corporação e ramo de negócios, reconhecendo-se que as corporações têm influência na escolha dos ramos de negócios de que participam.

O método tradicional de estimativa dos componentes de variância é a solução do sistema de equações obtido igualando-se os valores obtidos para a soma dos quadrados média com a equação de seu valor esperado e resolver-se o sistema de equações resultante. Rumelt (1991, p. 174-176) oferece um exemplo didático deste cálculo para um caso simples de composição de variância do desempenho medida como lucro operacional sobre ativos. Este método é conhecido como o método ANOVA; e estava firmemente estabelecido já em 1934 (SEARLE; CASELLA; MCCULLOCH, 1992). O problema da estimativa pelo método ANOVA é que não se elimina a possibilidade de viés na estimativa e elas podem ser negativas, o que não tem sentido físico, já que as variâncias, por definição, são positivas. A partir de 1950, houve vários desenvolvimentos importantes na metodologia já estabelecida, principalmente no tratamento de dados não balanceados que

culminou com o estabelecimento de novos métodos baseados nos critérios de máxima verossimilhança e norma mínima.

A estimativa dos componentes de variância pelo método de máxima verossimilhança demanda que se atribua uma distribuição aos dados. Até hoje, a estimativa dos componentes por máxima verossimilhança é feita com base em premissas de normalidade. A solução do problema requer o uso de processo iterativos, já que as equações não podem ser resolvidas de forma analítica. A idéia central é maximizar a parte da verossimilhança que não sofre variação com os parâmetros do modelo, ou seja, os efeitos fixos. As técnicas de máxima verossimilhança (ML) e máxima verossimilhança restrita (REML) têm-se tornado os métodos preferenciais de estimativa, especialmente nos casos de dados desbalanceados (SEARLE; CASELLA; MCCULLOCH, 1992). Outro método de estimativa, que não requer processos iterativos, é o método de norma mínima (MINQUE – *Minimum Norm Quadratic Unbiased Equation*). Este método não exige determinada distribuição dos efeitos aleatórios ou do termo de erro; e o método não envolve iterações. As estimativas são, contudo, função dos valores *a priori* usados. A propriedade de minimalidade aplica-se apenas a esses valores *a priori*. Contudo, sejam quais forem os valores *a priori*, as estimativas não sofrem de viés (SEARLE; CASELLA; MCCULLOCH, 1992).

Como a técnica de componentes de variância, acima descrita, não permite o teste estatístico da significância de cada componente, usou-se, em seqüência, a técnica de *nested ANOVA*, que utiliza uma regressão com variáveis *dummy* introduzidas seqüencialmente e usando a estatística F para testar o aumento da variância explicada pela introdução do último grupo de variáveis.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira abordagem da análise é uma visão puramente descritiva da heterogeneidade do desempenho. A Tabela 2 apresenta estes dados e permite uma avaliação.

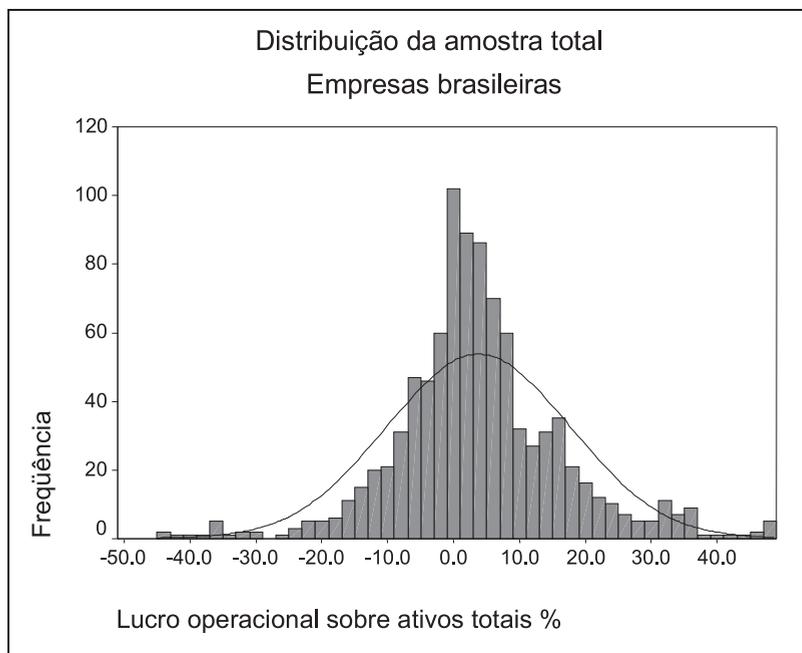
**Tabela 2: Análise Descritiva dos Dados,  
Empresas Brasileiras, 1998-2001**

Ramo de negócios	Observações	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose
Derivados de petróleo	39	11.3	-5.9	47.8	12.5	0.97	0.94
Aço	58	-0.5	-34.8	10.5	7.8	-1.70	5.50
Produtos petroquímicos	200	3.8	-42.0	48.8	12.8	0.31	1.78
Fertilizantes	85	2.1	-64.6	32.6	13.6	-1.70	6.90
Produtos de vidro	30	7.7	-2.3	24.6	8.3	0.73	-0.72
Autopeças	95	2.3	-40.3	66.3	15.7	0.89	3.42
Eletrodomésticos	41	-4.0	-57.3	15.7	14.4	-1.71	4.14
Equipamentos e máquinas agrícolas	60	-0.2	-43.4	35.7	14.2	0.01	1.38
Têxtil – cama e mesa	34	1.5	-36.0	13.0	8.9	-2.92	10.51
Condutores elétricos	18	-5.2	-66.7	8.1	18.0	-2.70	8.20
Perfumaria	25	7.5	-15.9	36.8	13.2	0.49	0.42
Curtumes	34	9.4	-10.0	96.1	17.3	4.02	19.82
Móveis	53	5.7	-4.7	33.4	8.7	1.29	0.95
Prod. Farmacêuticos	117	9.3	-43.2	55.8	17.1	0.12	0.45
Prod. Cerâmicos	49	0.2	-13.2	31.9	8.0	1.46	4.40
Total	938	3.8	-66.7	96.1	13.9	0.28	5.03

Fonte: análise dos autores.

A média de 3,8% do lucro operacional sobre ativos totais é um valor baixo que reflete o desempenho das empresas brasileiras durante este período. A análise das médias anuais apresenta pouca variação com 3,0% para 1998, 2,9% para 1999, 4,8% para 2000 e 4,1% para 2001. O desvio padrão total de 13,9% é algo menor do que os 16,7% encontrados por Rumelt (1991) e 15,7% por McGahan e Porter (1997). A distribuição é claramente diferente de uma curva normal como indicado pelos coeficientes de assimetria e curtose.

A Figura 1 mostra um histograma dos dados plotados contra uma curva normal de mesma média e desvio-padrão. A distribuição é levemente assimétrica e tem caráter leptocúrtico, como indicado pelo coeficiente de curtose maior do que 3. Intuitivamente isto indica uma distribuição onde há, ao mesmo tempo, maior concentração em torno da média e maior presença de pontos distantes da média. Os ombros da curva são desbastados e o material removido adicionado ao pico e às caudas (SPANOS, 1999). A análise de componentes de variância foi realizada a seguir, usando vários métodos de cálculo. Os resultados estão apresentados na Tabela 3.

**Figura 1: Histograma da Amostra**

Fonte: dados processados pelos autores.

**Tabela 3: Resultados da Análise de Componentes de Variância**

	ANOVA	MIVQUE	Máxima verossimilhança	ANOVA	MIVQUE	Máxima verossimilhança
Ano	-0.1	-0.1	0	0%	0%	0%
Ramo de negócios	8.6	14.4	8.5	4.4%	7.1%	4.3%
Interação ano x ramo	5.6	4.2	4.8	2.9%	2.1%	2.4%
Firma individual	102.4	106.4	107.3	52.7%	52.3%	54.0%
Variância não explicada	77.9	78.3	78.0	40.0%	38.5%	39.3%
Total	194.4	203.2	198.6	100.0%	100.0%	100.0%

Fonte: cálculo dos autores.

Quando a composição de variância é comparada aos estudos anteriores, mostrados na Tabela 1, alguns aspectos podem ser notados. O ambiente turbulento do Brasil não parece afetar a dispersão do desempenho de forma significativa. Este resultado confirma os achados de estudos anteriores com dados norte-americanos, realizados em diferentes períodos. O maior componente da variância é, novamente, a firma individual. A variância associada ao ramo de negócios explica menos de 10% da variância total por todos os métodos de cálculo.

Finalmente, o modelo é capaz de explicar perto de 60% da variância total, valor comparável aos estudos anteriores.

Para se obter algum tipo de teste de significância estatística dos efeitos acima, os dados foram analisados sob as premissas padrão do método de mínimos quadrados. Foram criadas variáveis *dummy* para representar os efeitos ano, ramo de negócios e empresa individual. Seguindo o tratamento usado por Rumelt (1991) e McGahan e Porter (1997), a técnica de “*nested ANOVA*” foi utilizada. Os grupos de variáveis *dummy* são introduzidos sequencialmente e a variação do percentual de variância explicado é testada, usando-se um teste F, para avaliar a significância do aumento de poder explicativo proporcionado por este grupo de variáveis. Observe-se que, devido às dificuldades computacionais, este modelo representa uma versão mais restrita da equação (1), onde a interação ano-ramo de negócios não está contemplada. A técnica é sensível à ordem de introdução dos grupos de variáveis, porquanto a variância já explicada pelas variáveis anteriormente introduzidas não é considerada no teste. Para maximizar a sensibilidade aos efeitos ano, o grupo de variáveis *dummy* correspondentes ao ano foi introduzido primeiro, seguido do grupo correspondente ao ramo de negócios e, na etapa final, foi introduzido o grupo correspondente às empresas individuais. A Tabela 4 mostra os resultados.

**Tabela 4: Teste de Significância da Regressão**

	Mudança no $R^2$	Mudança no $R_{adj}^2$	Mudança na estatística F	Significância da mudança na estatística F (p-value)
Ano	0.3%	0.0%	1.018	0.384
Ramo de negócios	8.3%	6.9%	5.932	0.000
Empresa	60.0%	50.1%	5.546	0.000
Modelo completo	68.6%	57.0%	5.913	0.000

Fonte: cálculos dos autores.

Nota: variáveis *dummy* referentes ao ano foram introduzidas primeiro, seguidas das variáveis correspondentes ao ramo de negócios e as variáveis correspondentes às empresas individuais foram introduzidas por último.

O efeito ano não adicionou poder explicativo ao modelo, mesmo sendo o primeiro grupo de variáveis introduzido. Este achado é consistente com a análise anterior de componentes de variância que indicou apenas uma variância causada pela interação ano – ramo de negócios. Esta interação não foi incluída neste tipo de teste e a variância correspondente foi absorvida pelos efeitos ramo de negócios e empresa isolada. O ramo de negócios explicou uma parte limitada da variância, provocando um  $R^2$  de apenas 0,083, apesar de significativo estatisticamente, devido ao grande número de dados utilizado na regressão ( $p\text{-value} < 0,001$ ). A introdução

dos efeitos empresa provocou a maior mudança do  $R^2$ , levando-o a 0,686 e também claramente significativa ( $p\text{-value} = < 0,001$ ).

## CONCLUSÕES

A análise da dispersão do desempenho de empresas brasileiras mostra um comportamento similar aos estudos realizados com empresas americanas anteriormente. O primeiro aspecto que ressaltar é a relevância desta dispersão. A estimativa do desvio-padrão da distribuição de desempenho indicou um valor de 13,9 pontos percentuais. O significado gerencial deste valor é grande. Uma empresa que tenha um desempenho com um desvio-padrão acima da média teria desempenho de mais de 15% de lucro operacional sobre ativos, o que tem impacto gerencial relevante, quando comparado com uma média de apenas 3,8%. Isto indica que o desempenho superior não é fato raro e enfatiza a importância do estudo da heterogeneidade do desempenho.

As empresas diferem por várias razões (NELSON, 1991; CARROLL, 1993), mas os estudos de composição de variância do desempenho mostram que grande parte da heterogeneidade é permanente e permanece, ano após ano, afetando os resultados da empresa. Este “efeito firma” é capaz de explicar entre um terço e metade da variância total observada. No caso das empresas brasileiras, esta proporção foi de mais de 50% por todos os métodos de avaliação. Os fatores, devido ao ramo de negócios, também estão presentes. No caso das empresas brasileiras, eles foram menos importantes do que em outros estudos anteriores, explicando entre 4% e 7% da variância total apenas. A parte da variância total associada ao fator ano simplesmente não foi detectada na amostra brasileira. Nenhuma parcela da dispersão observada no desempenho pode ser associada a este tipo de fator, mesmo no ambiente aparentemente turbulento em que vivemos. Esta turbulência percebida não afeta de forma sistemática as empresas, a não ser pela interação com o ramo de negócios, que corresponde a cerca de 2% do total. Os resultados sugerem a importância da abordagem de estratégia baseada em recursos, que focaliza características específicas da firma em particular. A combinação das duas abordagens, como sugerido por Wernerfelt (1995), parece ser a forma mais completa. A influência do ramo de negócios, mesmo que menor percentualmente, não deixa de ser significativa e relevante. Além disso, alguns efeitos determinados como efeitos associados à empresa podem derivar de posição de mercado privilegiada e não de um recurso (COOL; COSTA; DIERICKX, 2002). Mesmo no caso da abordagem derivada da tradição de organização industrial, a exploração de fatores que possam justificar diferenças individuais parece ser mais importante do que as justificativas de diferenças entre ramo de negócios.

Apenas estar no lugar certo para levar vantagem em certos choques econômicos e situações de mudanças de regra não encontra sólido suporte estatístico. Ser excelente naquilo que você faz é ainda, talvez mais do que nunca, a melhor opção.

Este trabalho tem várias limitações. A primeira relaciona-se aos dados, que são limitados e não incluem empresas multidivisionais, de modo que muitos ramos de negócios não foram considerados. A escolha do indicador de desempenho é apenas uma estimativa grosseira do verdadeiro conceito de desempenho. Possivelmente, outros estudos podem explorar a mesma abordagem com outros indicadores. Séries de tempo mais longas também podem ser exploradas, mas trazem a contrapartida de não capturarem variações no tempo dos fatores competitivos associados à firma. Intervalos de tempo mais longos tendem, portanto, a reduzir o efeito firma, já que apenas os fatores “médios” durante todo o período considerado são avaliados. Apesar dessas restrições, o estudo é a primeira análise deste gênero com dados brasileiros; ele mostra sinais de convergência com estudos em outros países e indica várias avenidas para futuros trabalhos na área. Algumas possibilidades destes trabalhos são: a exploração de outras bases de dados mais amplas, disponíveis no país; modelos que incluam outros tipos de efeitos, como, por exemplo, a localização geográfica; trabalhos que tentem determinar o valor dos coeficientes, determinando o valor dos efeitos para cada empresa ou ramo de negócios e não apenas a composição da variância; uso de modelos que reconheçam a hierarquia e dependência das observações, como os modelos multinível.

**Artigo recebido em 05.11.2003. Aprovado em 28.01.2004.**

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADNER, R.;

HELFAT, C. E.

Corporate effects and dynamic managerial capabilities. **Strategic Management Journal**, v. 24, p. 1011 – 1025, 2003.

BARNARD, C.

**The Functions of the Executive**, Cambridge MA, Harvard University Press, 1938.

BARNEY, J.

Firm resources and sustained competitive advantage. **Journal of Management**, v. 17, n. 1, p. 99-120, 1991.

Resource-based theories of competitive advantage: a ten year retrospective on the resource-based view. **Journal of Management**, v. 27, p. 643-650, 2001.

**Gaining and sustaining competitive advantage**, 2 th ed., Upper Saddle River, NJ, Prentice-Hall, 2002.

BOWMAN, E. H.;  
HELPHAT, C. E.

Does corporate strategy matter? **Strategic Management Journal**, v. 22, p. 1-23, 2001.

BRITO, L. A. L.;  
VASCONCELOS, F. C.

How much does country matter? ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 27., 2003, São Paulo, **Anais...** São Paulo: ANPAD, 2003.

BRUSH, T. H.;  
BROMILEY, P.

What does a small corporate effect mean? A variance components simulation of corporate and business effects. **Strategic Management Journal**, v. 18, p. 825-835, 1997.

BRUSH, T. H.;  
BROMILEY, P.;  
HENDRICKX, M.

The relative influence of industry and corporation on business segment performance: an alternative estimate. **Strategic Management Journal**, v. 20, p. 519-547, 1999.

CARROLL, G. R.

A sociological view on why firms differ. **Strategic Management Journal**, v. 14, p. 237-249, 1993.

CHANG, S.;  
SINGH, H.

Corporate and industry effects on business unit competitive position. **Strategic Management Journal**, v. 21, p. 739-752, 2000.

CLAVER, E.;  
MOLINA, J.;  
TARÍ, J.

Firm and industry effects on firm profitability: a Spanish empirical analysis. **European Management Journal**, v. 20, n. 3, p. 321-328, 2002.

COOL, K.;  
COSTA, L. A.;  
DIERICKX, I.

Constructing competitive advantage. In: PETTIGREW, A.; THOMAS, H.; WHITTINGTON, R. **Handbook of Strategic Management**. London: Sage Publications, 2002.

CONNER, K. R.

A historical comparison of resource-based theory and five schools of thought within industrial organization economics: do we have a new theory of the firm? **Journal of Management**, v. 17, n. 1, p. 121-154, 1991.

HANSEN, G. S.;  
WERNERFELT, B.

Determinants of firm performance: the relative importance of economic and organizational factors. **Strategic Management Journal**, v. 10, p. 399-411, 1989.

HAWAWINI, G.;  
SUBRAMANIAN, V.;  
VERDIN, P.

Is performance driven by industry - or firm-specific factors? A new look at the evidence. **Strategic Management Journal**, v. 24, p. 1-16. 2003.

HOSKISSON, R.

Theory and research in strategic management: swings of a pendulum. **Journal of Management** (Yearly Review of Management), may/june 1999.

KHANNA, T.;

RIVKIN, J. W.

Estimating the performance effects of business groups in emerging markets. **Strategic Management Journal**, v. 22, p. 45–74, 2001.

KLEIN, K. J.;

DANSEREAU, F.;

HALL, R. J.

Level issues in theory development, data collection, and analysis. **Academy of Management Review**, v. 19, p. 195-229, 1994.

MAURI, A. J.;

MICHAELS, M. P.

Firm and industry effects within strategic management: An empirical examination. **Strategic Management Journal**, v. 19, p. 211–219, 1998.

McGAHAN, A. M.

The performance of US corporations: 1981 – 1994. **The Journal of Industrial Economics**, v. XLVII, n. 4, p. 373–398, 1999.

McGAHAN, A. M.;

PORTER, M. E.

How much does industry matter, really? **Strategic Management Journal**, v. 18, Summer Special Issue, p. 15-30, 1997.

The persistence of shocks to profitability. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 1, p. 143–53, 1999.

What do we know about variance in accounting profitability? **Management Science**, v. 48, p. 834–851, 2002.

McNAMARA, G.;

VAALER, P. M.;

DEVERS, C.

Same as it ever was: the search for evidence of increasing hypercompetition. **Strategic Management Journal**, v. 24, p. 261–278, 2003.

NELSON, R. R.

Why do firms differ, and how does it matter? **Strategic Management Journal**, v. 12, p. 61–74, 1991.

PENROSE, E.

**The Theory of the Growth of the Firm**. New York: John Wiley, 1959.

PETERAF, M. A.

The cornerstones of competitive advantage: a resource-based view. **Strategic Management Journal**, v. 14, p. 179-191, 1993.

PORTER, M. E.

The contributions of industrial organization to strategic management. **Academy of Management Review**, v. 6, p. 609–620, 1981.

POWELL, T. C.

How much does industry matter? An alternative empirical test. **Strategic Management Journal**, v. 17, p. 323–334, 1996.

RAVENSCRAFT, D. J.

Structure-profit relationship at the line of business and industry level. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, p. 22-31, 1983.

- ROQUEBERT, J. A.;  
PHILLIPS, R. L.;  
WESTFALL, P. A.  
Markets vs. management: what drives profitability? **Strategic Management Journal**, v. 17, p. 653-664, 1996.
- RUEFLI, T.W.;  
WIGGINS, R. R.  
Industry, corporate and segment effects: a non-parametric approach. **Strategic Management Journal**, v. 24, p. 861-879, 2003.
- RUMELT, R. P.  
How much does industry matter? **Strategic Management Journal**, v. 12, p. 167-185, 1991.
- SCHMALENSEE, R.  
Do markets differ much? **The American Economic Review**, v. 75, n. 3, p. 341-351, 1985.
- SEARLE, S.R.;  
CASELLA, G.;  
McCULLOCH, C. E.  
**Variance components**. New York: John Wiley & Sons Inc, 1992.
- SELZNICK, P.  
**Leadership and Administration**. New York: Harper & Row, 1957.
- SLACK, N.;  
LEWIS, M.  
**Operations strategy**. New York: Prentice-Hall, 2001.
- SPANOS, A.  
**Probability theory and statistical inference: econometric modeling with observational data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- WALKER, G.  
**Modern Competitive Strategy**. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2004.
- WERNERFELT, B.  
A resource-based view of the firm. **Strategic Management Journal**, v. 5, p. 171-180, 1984.  
  
The resource-based view of the firm: ten years after. **Strategic Management Journal**, v. 16, p. 171-174, 1995.
- WERNERFELT, B.;  
MONTGOMERY, C. A.  
Tobin's q and the importance of focus in firm performance. **The American Economic Review**, v. 78, p. 246-250, 1988.