

Efeitos da composição racial na aprendizagem

Rafaela Silveira Neves¹; Túlio Silva de Paula²; Flavia Pereira Xavier³

¹Mestranda da Universidade Federal de Minas Gerais (rafas_neves@hotmail.com); ²Doutorando da Universidade Federal de Minas Gerais (tuliosilva85@gmail.com); ³Professora adjunta da Universidade Federal de Minas Gerais (flaviapx@yahoo.com.br)

Resumo: O presente trabalho busca investigar os efeitos individuais e agregados da composição racial na aprendizagem dos estudantes da 1ª série / 2º ano do ensino fundamental em 56 escolas públicas e particulares de Campinas – SP. Os dados são provenientes de uma amostra de alunos que realizaram os testes e responderam aos questionários do Estudo Longitudinal da Geração Escolar 2005 e a análise foi realizada por meio de um modelo hierárquico de regressão linear no software MlwiN. Nossas hipóteses iniciais: os alunos que se autodeclararam pretos apresentam, em média, resultados menores de aprendizagem que seus colegas declarados em outras categorias de cor/raça; e de que o tamanho do conjunto de alunos que se autodeclara como pretos em uma mesma escola (proporção de pretos na escola) influencia no mesmo sentido: tende a diminuir os resultados de aprendizagem, conforme mensurados em testes padronizados. Esse efeito do grupo não é apenas uma “soma das partes”, mas caracteriza uma dimensão de desigualdade racial que pode afetar o ambiente das turmas e das escolas. Os resultados confirmaram apenas nossa segunda hipótese: a composição racial influencia na aprendizagem dos alunos. Interpretamos que a falta de afinidade dos estudantes pretos com o ambiente escolar é um reflexo de sua origem familiar, e que as escolas não conseguem reverter esse quadro devido à falta de políticas ou ações específicas para os problemas advindos de desigualdades raciais sobre o aprendizado. Em razão do tipo de modelagem estatística, podemos concluir que a promoção de equidade racial (através de políticas afirmativas, por exemplo) favorecerá a qualidade da aprendizagem de todos os estudantes dentro de uma escola, e não seria apenas um benefício exclusivo de alguns grupos étnicos.

Palavras-chave: desigualdade racial; modelo multinível; GERES 2005

Introdução

O presente trabalho busca investigar os efeitos individuais e agregados da cor/raça preto(a) na aprendizagem dos estudantes da 1ª série / 2º ano do ensino fundamental em 56 escolas públicas e particulares de Campinas – SP. Nossa hipótese é de que os alunos que se autodeclararam pretos apresentam, em média, resultados menores de aprendizagem que seus colegas declarados em outras categorias de cor/raça, e de que o tamanho do conjunto de alunos que se autodeclara como pretos em uma mesma escola influencia no mesmo sentido: tende a diminuir os resultados de aprendizagem, conforme mensurados em testes padronizados. Pela razão da falta de afinidade dos estudantes pretos com o ambiente escolar, como um reflexo de sua origem familiar, acreditamos que as escolas não conseguem reverter esse quadro devido à falta de políticas ou ações específicas para os problemas advindos de desigualdades raciais sobre o aprendizado.

Nossa preocupação não diz respeito apenas à qualidade da educação, mas também a equidade do sistema de ensino e, para isso, consideramos necessário indicar e compreender quais são os mecanismos escolares que reproduzem as desigualdades sociais. Ao conhecer as variáveis que atuam nesse processo é possível tentar reduzir o seu efeito na trajetória educacional dos alunos, transformando o ambiente educacional ao qual eles estão inseridos, por meio de políticas raciais apropriadas.

Beltrão, Leite e Ferrão (2002) mostram uma ordem já estabelecida de que alunos que se autodeclaram pretos possuem menor nível de proficiência, maior atraso escolar e maiores taxas de repetência. Além disso, os alunos pretos não dispõem das mesmas características e práticas escolares que influenciam positivamente seus resultados, como os alunos brancos (COURI, 2010).

Nesse sentido, buscamos apresentar uma contribuição para a literatura, ao apresentar os resultados de modelos de regressão linear, com dados do Estudo Longitudinal da Geração Escolar 2005 (GERES 2005). Assim, pretendemos averiguar a diferença entre o efeito individual e o efeito agregado de uma mesma característica sobre o desempenho dos estudantes: efeitos da cor/raça preto(a) sobre o aprendizado do aluno e do conjunto da escola.

Metodologia

Para testar tais hipóteses, faremos uso de modelos estatísticos multiníveis aplicados a informações educacionais. O modelo de regressão multinível incorpora de forma parcimoniosa a estrutura de agrupamentos da população em estudo, permitindo a variabilidade do intercepto e dos coeficientes de inclinação estimados entre os grupos de agrupamentos (FERRÃO, 2003, p. 31). O software necessário para tratar as informações segundo essa estrutura foi o MlwiN.

Os dados provem do Estudo Longitudinal da Geração Escolar 2005 (GERES 2005), o primeiro estudo longitudinal concluído com sucesso no Brasil. O estudo acompanhou e testou 21.529 crianças de 303 escolas em cinco cidades brasileiras: Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Campinas, Campo Grande e Salvador, que estavam matriculadas na 1ª série (atual 2º ano) do Ensino Fundamental. O projeto GERES 2005 teve apoio institucional de PUC-Rio (LAED – Laboratório da Avaliação da Educação), UEMS, UFBA (Linha de Pesquisa de Avaliação da Educação do Programa de Pós-Graduação em Educação), UFJF (CAEd – Centro de Políticas Públicas e Avaliação da Educação), UFMG (GAME – Grupo de

Avaliação e Medidas Educacionais), Unicamp (LOED – Laboratório de Observação e Estudos Descritivos). Contou com apoio financeiro de Fundação Ford, INEP, FAPERJ e FAPEMIG (FERRÃO, COUTO, 2013, p. 141).

O intuito da pesquisa era de se obter um retrato da evolução da aprendizagem em leitura e matemática, sendo aplicados cinco testes cognitivos. Cada uma das cidades foi considerada como um estrato, e dentro de cada cidade, foi selecionada uma amostra probabilística complexa de escolas, turmas e alunos a partir do cadastro do Censo Escolar de 2003, excluindo escolas que não possuíam 10 alunos ou mais matriculados na 1ª série / 2º ano do ensino fundamental. A aplicação dos instrumentos se deu em diversos momentos ao longo do tempo: a primeira aplicação ocorreu em março de 2005, a segunda entre outubro e novembro de 2005; as três demais aplicações em novembro de 2006, 2007 e 2008. Os instrumentos consistiram de testes e questionários. Os testes foram elaborados por especialistas da UFMG, PUC-Rio e UFJF, adequados especialmente para os alunos dos anos iniciais do ensino fundamental, e previamente testados em escolas públicas e privadas de Juiz de Fora e Rio de Janeiro. Em cada onda, todos os alunos presentes foram avaliados em Leitura e Matemática. Escores equalizados foram produzidos com a utilização de Teoria de Resposta ao Item (TRI). Foram aplicados também questionários contextuais para alunos, professores, diretores e famílias, para levantar informações a respeito da escola e sua organização, da prática pedagógica dos professores e o nível socioeconômico dos alunos (BROOKE, et. al., 2014; MACHADO SOARES et. al., 2017).

Para fins deste trabalho, foram utilizados os dados de uma amostra de 2036 alunos, distribuídos entre 56 escolas, da cidade de Campinas-SP, presentes em todas as ondas de aplicação dos instrumentos de pesquisa. A seleção de Campinas ocorreu por ser o município que apresenta maior percentagem de escolas por estrato e por ser o município que apresenta menor taxa de atrito, ou seja, aquele em que há o menor decaimento do número de elementos da amostra. (FERRÃO, 2013).

As variáveis sociodemográficas utilizadas foram: nível socioeconômico do aluno e da escola, cor/raça, a proporção de alunos(as) pretos(as) em cada escola e sexo do aluno. Além disso, analisamos as variáveis de proficiência em matemática no início e no final do ano. Uma breve descrição das variáveis será apresentada a seguir.

O nível socioeconômico dos alunos (nse_aluno) tem média 0,12 e desvio padrão 0,65 e o das

escolas (nse_escola) tem média 0,12 e desvio padrão 0,50. A distribuição dos alunos segundo a auto declaração de sua raça/cor é a seguinte: 39,4% se consideram brancos, 41,6% pardos, 11,1% se consideram pretos, 4% amarelos e 3,9 indígenas. A distribuição da proporção de alunos pretos nas escolas possui média de 11% e desvio padrão de 7%. Há escolas em que não há alunos pretos, enquanto outras a proporção de alunos pretos é de 36%. Há 50,4% de meninas na amostra selecionada.

As variáveis scoreMat1 e scoreMat2 representam o desempenho do aluno nas ondas 1 e 2 dos testes aplicados no início e final do ano de 2005, respectivamente. A média de matemática na onda 1 é de 104,37 pontos e na onda 2 é de 132,8 pontos, com desvio padrão de 28,52 pontos e 31,96 pontos, respectivamente. Ao utilizar a proficiência ao início e ao final do ano letivo, fazemos uso do conceito de “valor agregado”, ou seja, definimos a eficácia da escola de acordo com o acréscimo na aprendizagem dos alunos acima ou abaixo daquilo que se esperaria deles segundo suas características de origem (BROOKE, SOARES, 2008, p. 221). Enquanto a maioria das pesquisas analisa o desempenho dos estudantes, no presente trabalho analisamos a aprendizagem.

Resultados e Discussão

O processo de modelagem de regressão multinível iniciou-se com o modelo nulo, ao qual foram adicionadas variáveis explicativas capazes de afetar o desempenho dos alunos. A cada nova adição, os efeitos das variáveis eram testados e sua significância estatística era verificada. A construção do modelo começou com variáveis dos alunos e, em seguida, foram adicionadas as variáveis das escolas. Para fins deste trabalho serão apresentados apenas os modelos nulo e final. Em ambos considera-se que o primeiro nível são os alunos e o segundo nível são as escolas. Para o modelo final, a variável dependente é o desempenho em matemática ao final do ano.

O modelo nulo é o mais simples dentre os modelos multinível. Através de sua análise podemos responder à pergunta: a variância da proficiência explica-se totalmente pelas diferenças entre alunos, ou verifica-se que as escolas (efeito de grupo) explicam parte considerável da variância?

Nesse modelo não há variáveis explicativas, pois o preditor linear é composto apenas pelo intercepto (FERRÃO, 2003, p. 32), em $y = \beta_{0i} + \text{constant}$. Assim, a

proficiência (scoreMat2) do aluno i que estuda na escola j é definida pela parte fixa β_0 e pelos termos aleatórios u_{0j} e e_{0ij} , que estão associados às escolas e aos alunos respectivamente.

Os termos aleatórios da equação seguem distribuição normal com média zero e variância entre as escolas σ_{u0}^2 e dentro das escolas (entre alunos) σ_{e0}^2 respectivamente.

Figura 1: Equação do modelo nulo

$$\text{scoreMat2}_{ij} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{scoreMat2}_{ij} = \beta_{0ij} \text{constant}$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{0ij}$$

$$[u_{0j}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [\sigma_{u0}^2]$$

$$[e_{0ij}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [\sigma_{e0}^2]$$

$$-2 * \text{loglikelihood (IGLS Deviance)} = 18590.396 (1992 \text{ of } 2036 \text{ cases in use})$$

A estimativa da média global da proficiência é de 138,16 pontos (erro padrão 2,9), a estimativa da variância entre escolas é 442,31 (erro padrão 88,6) e entre alunos 606,75 (erro padrão 19,5). Foram usados 1992 alunos distribuídos em 56 escolas na estimação, como pode-se observar na tabela 1.

Tabela 1 - Estimativa do modelo nulo

Variável resposta	scoreMat2	Erro padrão	p- valor
Parte fixa			
Constante	138,16	2,90	0,000
Parte aleatória			
Escola	442,31		
Aluno	606,75		
Id_escola	56		
Id_aluno	1992		
Estimation:	IGLS		
-2*loglikelihood:	18.590,40		

Fonte: GERES 2005, elaboração própria

O coeficiente de correlação intra-escolar (CCI) mede a proporção da variância entre as escolas

frente à variância total da proficiência. Segundo os resultados acima, 42,2% da variância da proficiência em matemática se deve à variabilidade entre as escolas.

Quadro 1 – Partição da variância para o modelo nulo

Partição da variância	Coefficiente de correlação intra-classe
Escolas	42,2%
Alunos	57,8%

Fonte: GERES 2005, elaboração própria

Logo, a resposta à pergunta proposta seria de que a proporção da variância explicada pela diferença entre as escolas é consideravelmente relevante. A informação também deve ser observada com cuidado. Trata-se do modelo incondicional, que ignora todas as variáveis tradicionalmente apontadas na literatura como importantes para a compreensão do desempenho dos alunos em testes padronizados. Assim, o modelo subsequente tratará dessas outras variáveis.

Dentre as variáveis de controle, incorporamos em nosso modelo: o desempenho do aluno no início do ano, o NSE dos alunos, sexo dos alunos, auto-declaração de cor/raça, para o nível dos indivíduos, e proporção de alunos pretos na escola, bem como a média do NSE dos alunos dentro da escola, para o nível das organizações.

Em conformidade com a literatura, para representar o contexto dos alunos, inserimos as variáveis *sexo do aluno* (*feminino=1*) e *cor/raça* (*preto=1*) em nosso modelo. A contribuição da escola para o aprendizado de um aluno ao longo do ano depende do patamar inicial em que esse mesmo estudante se apresentou antes de ser exposto aos conteúdos e ensinamentos escolares. Considerar o valor de proficiência do estudante ao final do ano a partir do valor ao início do ano (ou ao final do ano imediatamente anterior) é a medida consensualmente adotada na literatura como “valor agregado”. Trata-se de uma condição necessária para abordar adequadamente a noção de aprendizagem. Neste modelo, consideramos a proficiência em matemática ao início do ano letivo (*scoreMat1*).

O NSE também é uma variável importante para compreender o desempenho individual dos alunos por sintetizar uma série de características familiares associadas à aprendizagem: a escolaridade e a ocupação dos pais, as condições gerais de conforto e consumo no domicílio do aluno. Porém, também é importante porque a distribuição dos alunos entre as escolas não é aleatória. Os pais escolhem em que escolas devem colocar seus

filhos levando em consideração seu próprio nível cultural e econômico. Por isso, também utilizamos a média do NSE nas escolas.

Inserimos a variável de proporção de alunos pretos na escola após padronizada (convertida em *Zscore*), acreditando na hipótese de que o agregado das características de cor/raça nas escolas pode fazer diferença para o desempenho dos alunos. Nesse caso, supomos que o percentual de alunos pretos na escola pode melhor traduzir um efeito de grupo do preconceito racial, de tal modo que quanto maior o percentual de estudantes pretos na escola, menor tende a ser o desempenho dos estudantes como um todo.

Sintetizaremos três resultados diferentes. O primeiro deles diz respeito à mudança no tamanho da proporção de variância explicada pelas escolas. Ou seja, representa o tamanho do efeito-escola após o controle de todas as variáveis inseridas no modelo. O segundo, à correlação entre os efeitos aleatórios. Em outras palavras, a relação entre o nível de aprendizado ao início do ano com o aprendizado ao longo do ano. E o terceiro, aos efeitos fixos das variáveis. A saber, o impacto das variáveis consideradas no modelo.

Sobre o chamado efeito-escola, após o controle das variáveis listadas acima, sua proporção reduziu de 42% (modelo nulo) para cerca de 3% (modelo final). Logo, podemos considerar que após “descontados” os efeitos do NSE das escolas e da proporção de pretos nas escolas, pouco resta para explicar as diferenças entre as escolas.

Sobre a relação entre aprendizado inicial e aprendizado ao longo do ano de 2005, os resultados mostram que o coeficiente aleatório para a proficiência ao início do ano é praticamente desprezível: 0,023. A covariância entre esse coeficiente aleatório e o coeficiente das escolas ($u_{0j}=13,6$) é de -0,078, e não seria significativa devido ao tamanho de seu erro padrão (0,152). Entretanto, a covariância negativa expressaria uma relação inversa entre a contribuição das escolas para o aprendizado dos alunos ao fim do ano, e o patamar inicial de proficiência ao início do ano. Em outras palavras, o efeito das escolas sobre o aprendizado dos alunos tende a diminuir quanto maior é o nível de proficiência ao início do ano. Esse resultado sugere que as escolas que recebem melhores alunos tendem a acrescentar menos ao seu aprendizado.

Sobre o impacto de cada uma das variáveis inseridas no modelo, os resultados da tabela 2 indicam que de todas as variáveis analisadas, apenas aquelas

relativas à proporção de alunos pretos e ao NSE da escola são estatisticamente significativos e, portanto, tem impactos relevantes. Para cada unidade a mais de desvio padrão na distribuição, ou seja, 7% a mais de alunos que se autodeclararam pretos(as) nas escolas, a proficiência em matemática ao final do ano reduz, em média, 2,27 pontos. Observamos também que para cada unidade adicional de NSE da escola, a proficiência aumenta em média 9,67 pontos. A estimativa da média global da proficiência em matemática no final do ano é de 131,41 pontos.

Tabela 2 – Estimativa Modelo Final

Variável resposta	scoreMat2	Erro padrão	p-valor
Parte fixa			
Constante	131,41	0,96	0,00
nse_aluno	1,46	1,13	0,20
Feminino	0,85	0,93	0,36
Preto	-1,60	1,54	0,30
Zprop_pretos (scoreMat1-gm)	-2,27 0,65	0,91 0,03	0,01 0,00
nse_escola	9,67	2,24	0,00
Parte aleatória			
Nível: id_escola (scoreMat1-gm)/constant	13,67 -0,08	5,68 0,15	
(scoreMat1-gm)/(scoreMat1-gm)	0,02	0,01	
Nível: id_aluno	407,53	13,41	
Unidades: id_escola			
Unidades: id_aluno	56		
Estimation:	1936		
-2*loglikelihood:	IGLS		
	17209,30		

Fonte: GERES 2005, elaboração própria

Ao contrário do que é discutido na literatura sobre o tema, (HASENBALG E SILVA, 2000; HENRIQUES, 2001, ALVES E SOARES, 2002), nossos resultados indicam que os pretos não apresentam, individualmente, patamares inferiores de aprendizagem em relação aos não-pretos. Lembramos que são estudantes que apenas iniciaram seu processo de escolarização (1ª série / 2º ano). Podemos imaginar que os processos sociais que desencadeiam as diferenças raciais ainda não fizeram seus efeitos individuais.

Entretanto, os efeitos agregados (da proporção de pretos nas escolas) mostram impacto

significativo. Isso indica que os efeitos coletivos começam muito precocemente. Nossa hipótese é a de que o efeito observado para o grupo diz respeito a características de origem que afetam a cultura ou o clima das escolas. É importante ressaltar que esse efeito não recai somente sobre os alunos pretos. Ou seja, desconsiderar a necessidade de políticas raciais nas escolas significa afetar o aprendizado de todos os alunos dentro da escola. Esse é o resultado mais importante dessa pesquisa.

Segundo Alves e Soares (2002), nos estados em que há uma aparente variabilidade média positiva para os alunos pretos, o aprendizado destes ocorre em um nível insuficiente de ensino. Na maior parte das vezes os alunos negros estão inseridos em contextos sociais menos favoráveis, em escolas com pior infraestrutura, com professores menos preparados e colegas com mais atraso escolar. Dessa forma, os alunos que já possuem essas desvantagens iniciais não conseguem desfrutar de seu ambiente educacional melhor. Além disso, as melhorias nas escolas são tão usufruídas por alunos negros da mesma maneira que são por alunos não-negros.

Percebemos, portanto, que o sistema escolar reflete as desigualdades sociais, prejudicando as populações pretas no país. A herança histórica da desigualdade racial ainda resiste e continua a ser uma forma de exclusão social, que não está se reduzindo através da escola.

Conclusão

Nossa hipótese inicial era a de que os alunos que se autodeclararam pretos apresentariam, em média, resultados de aprendizagem menores que seus colegas declarados em outras categorias de cor/raça, e de que o tamanho do conjunto de alunos que se autodeclara como pretos em uma mesma escola influencia no mesmo sentido: tende a diminuir os resultados de aprendizagem nos testes padronizados.

O efeito individual da cor/raça preto(a) mostrou-se estatisticamente não significativo. Portanto, descartamos nossa hipótese de que cor/raça é uma variável importante para a compreensão da aprendizagem dos estudantes da 1ª série / 2º ano do ensino fundamental na cidade de Campinas-SP, de acordo com as informações do GERES 2005. Entretanto, o efeito do grupo (percentual de alunos que se autodeclararam pretos na escola) mostrou-se relevante para o aprendizado. O efeito foi estatisticamente significativo e em sentido negativo, conforme o esperado pela hipótese de ausência de políticas

públicas especificamente voltadas para enfrentar os problemas advindos da desigualdade racial.

Esse efeito do grupo não é apenas uma “soma das partes” (principalmente levando em consideração que não há indícios para sustentar a existência do efeito ao nível individual), mas caracteriza uma dimensão de desigualdade racial que pode afetar o ambiente das turmas e das escolas. Acreditamos que a falta de afinidade dos estudantes pretos com o ambiente escolar é um reflexo de sua origem familiar, e que as escolas não conseguem reverter esse quadro devido à falta de políticas ou ações específicas para os problemas advindos de desigualdades raciais. Por essa razão, o aumento do percentual de estudantes dessa cor/raça em uma escola reduziria a aprendizagem de todo o grupo de alunos na escola.

Esse resultado sugere que políticas afirmativas podem ser uma das alternativas para a promoção da qualidade da aprendizagem de todos os estudantes dentro de uma escola, e não apenas um benefício exclusivo de alguns grupos étnicos.

Quanto às limitações da pesquisa, é importante ressaltar que se trata de uma análise em apenas uma grande cidade na região sudeste, que não apresenta escolas rurais. Apesar de considerarmos o impacto do nível socioeconômico, as variações de escolaridade e ocupação dos pais não representam as condições gerais observadas no país. Também não devemos interpretar que os resultados são válidos para outras etapas dos anos iniciais do ensino fundamental, ou que os resultados mantêm-se até os dias atuais: trata-se de informações datadas para o ano de 2005.

Referências

ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F. Raça e desempenho escolar: as evidências do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica – Saeb. In: Encontro Anual da Anpocs, 26. 2002. Anais. Caxambu, ANPOCS, 2002.

BELTRÃO, K. I.; LEITE, I. C.; FERRÃO, M. E. O Ambiente escolar no desempenho acadêmico do aluno: criação de uma escola a partir do Saeb-99. Estudos em Avaliação Educacional, São Paulo, n. 26, p. 75-91, jul./dez. 2002.

BROOKE, N.; FERNANDES, N. S.; MIRANDA, I. P. H.; MACHADO SOARES, T. Modelagem do crescimento da aprendizagem nos anos iniciais

com dados longitudinais da pesquisa GERES. Educ. Pesqui., São Paulo, v40, n1, p. 77-94, jan/mar, 2014.

COURI, C. Nível socioeconômico e cor/raça em pesquisas sobre efeito-escola. Est. Aval. Educ., São Paulo, v. 21, n. 47, p. 449-472, set./dez. 2010

FERRÃO, Maria Eugênia. Introdução aos modelos de regressão multinível em educação. Campinas, São Paulo: Komedi, 2003.

FERRÃO, M. E.; COUTO, A. Indicador de valor acrescentado e tópicos sobre consistência e estabilidade: uma aplicação ao Brasil. Ensaio: aval. pol. públ. Educ., Rio de Janeiro, v21, n78, p. 131-164, jan/mar, 2013.

HASENBALG, C.; SILVA, N. V. Tendências de desigualdades educacional no Brasil. Dados – Revista de Ciências Sociais, Rio de Janeiro, Vol. 43, nº 3, p.423- 445. 2000

HENRIQUES, R. Desigualdade Racial no Brasil: evolução das condições de vida na década de 90. Textos para discussão nº 807, Rio de Janeiro, IPEA. 2001

MACHADO SOARES, T.; BONAMINO, A.; BROOKE, N.; FERNANDES, N. S. Modelos de valor agregado para medir a eficácia das escolas Geres. Ensaio: aval. pol. públ. Educ., Rio de Janeiro, v25, n94, p. 59-89, jan/mar, 2017.

ROSEMBERG, F. Raça e desigualdade educacional no Brasil. In J. G. AQUINO (coord.) Diferenças e preconceito na escola: alternativas teóricas e práticas, São Paulo: Summus. 1998