

Rev Saúde Pública 2008;42(Supl. 2):16-25

Fernando C Barros^I

Denise P Gigante^{II}

Bernardo L Horta^{II}

Cesar G Victora^{II}

Educação e trabalho na coorte de nascimentos de 1982 a 2004-5, Pelotas, RS

Education and work in the Pelotas birth cohort from 1982 to 2004-5, Southern Brazil

RESUMO

OBJETIVO: Analisar a influência de fatores socioeconômicos e biológicos precoces ao longo da vida sobre o ingresso na universidade e a inserção no mercado de trabalho dos jovens da coorte de nascimento de 1982.

MÉTODOS: Estudo longitudinal de 5.914 nascimentos da cidade de Pelotas (RS), em 1982. Utilizando-se questionários aplicados ao jovem, foram coletadas informações sobre nível educacional e a inserção no mercado de trabalho durante acompanhamento da coorte realizado em 2004-5. Regressão de Poisson foi utilizada para estudar o efeito de variáveis demográficas, socioeconômicas, peso ao nascer e aleitamento materno sobre os desfechos.

RESULTADOS: A escolaridade média foi de 9,4 anos ($\pm 3,1$) e 42% dos jovens estavam freqüentando a escola em 2004-5. Um de cada cinco jovens havia ingressado na universidade e cerca de dois terços estavam trabalhando no mês anterior à entrevista. O ingresso na universidade foi determinado pelas condições econômicas, e teve influência do peso ao nascer nas mulheres e da amamentação nos homens. A inserção no mercado de trabalho foi mais freqüente entre os homens mais pobres, mas não para as mulheres.

CONCLUSÕES: A baixa inclusão universitária e a necessidade de inserção no mercado de trabalho dos jovens de famílias mais pobres mantêm um círculo vicioso que reproduz a hierarquia social dominante.

DESCRITORES: Adulto. Escolaridade. Trabalho. Emprego. Estudos de Coortes. Brasil.

^I Programa de Pós-Graduação em Saúde e Comportamento. Universidade Católica de Pelotas. Pelotas, RS, Brasil

^{II} Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia. Universidade Federal de Pelotas. Pelotas, RS, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Denise Petrucci Gigante
Programa de Pós-Graduação em
Epidemiologia – UFPEL
R. Marechal Deodoro, 1160
96020-220 Pelotas, RS, Brasil
E-mail: denise.gigante@terra.com.br

Recebido: 10/10/2007
Revisado: 3/10/2008
Aprovado: 11/10/2008

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze the influence of biological and socioeconomic factors throughout life on entry into the university and insertion in the work force of young adults from the 1982 birth cohort.

METHODS: Longitudinal study of 5,914 births that took place in the city of Pelotas, Southern Brazil, in 1982. Data was collected by means of questionnaires applied on young adults when accompanying the 1982 cohort in 2004-5. Information was gathered concerning educational level and insertion in the labor market. Poisson Regression was utilized to study the effect of demographic and socioeconomic variables, as well as birth weight and maternal breastfeeding, on the outcomes.

RESULTS: On the average, these young adults had 9.4 (\pm 3.1) years of schooling and 42% of them were attending school in 2004-5. One in five young adults had entered a university and approximately two thirds were working during the month prior to the interview. Entry in the university was determined by economic conditions. Furthermore, women's birth weight and breastfeeding among men influenced this outcome. Insertion in the labor market was more frequent among the poorer men, but this did not affect women's outcomes in this respect.

CONCLUSIONS: The low inclusion in the university and the need to enter the labor market among the poor families maintains a vicious circle that reproduces the dominant social hierarchy.

DESCRIPTORS: Adult. Educational Status. Work. Employment. Cohort Studies. Brasil.

INTRODUÇÃO

A associação entre educação materna e saúde infantil tem sido observada em praticamente todas as sociedades. Cada ano a mais de escolaridade materna está associado a uma redução de 7%-9% na mortalidade dos filhos abaixo de cinco anos de idade.⁴ Postula-se que a influência da educação materna sobre a saúde dos filhos seja mediada por múltiplos mecanismos, como os padrões de saúde reprodutiva, as vantagens econômicas associadas com a educação – como melhorias na renda, água, saneamento, condições de moradia – e o melhor uso de serviços preventivos e curativos de saúde.⁴

Além da educação materna, outros fatores precoces podem afetar o desenvolvimento físico e mental, como a educação do pai, a renda familiar na infância, a mudança de renda durante a vida, e fatores biológicos como o peso ao nascer e a duração da amamentação.^{7,20} Enquanto alguns estudos sugerem a influência do peso ao nascer ou do crescimento na infância sobre o capital humano,^{8,19} revisões de estudos observacionais não têm conseguido comprovar a relação entre aleitamento materno e inteligência.^{3,10} Por outro lado, resultados recentes de um ensaio randomizado mostram fortes evidências que a amamentação exclusiva e prolongada tem influência sobre a capacidade cognitiva da criança.¹² Segundo Agostoni,¹ há plausibilidade biológica

do efeito dos ácidos graxos de cadeia longa presentes no leite materno sobre o desenvolvimento do cérebro.

Assim, o objetivo do presente estudo foi analisar a influência de fatores socioeconômicos e biológicos precoces ao longo da vida sobre o ingresso na universidade e a inserção no mercado de trabalho dos jovens da coorte de nascimento de 1982.

MÉTODOS

Em 1982, as três maternidades de Pelotas foram visitadas e todas as crianças nascidas vivas cujas mães residiam na zona urbana de Pelotas foram incluídas em um estudo de coorte. Detalhes sobre a coorte de nascimentos de 1982 estão publicadas em outros artigos.^{2,16,18}

As informações sobre nível de escolaridade e a inserção no mercado de trabalho entre os adultos jovens pertencentes à coorte de nascimentos de 1982 foram obtidas por meio de entrevistas no último acompanhamento, em 2004-5. Consideraram-se como variáveis dependentes as inclusões na universidade e no mercado de trabalho. A cor da pele foi auto-referida, segundo classificação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, e apresentada de forma dicotômica como branca e preta ou parda. A escolaridade dos pais foi classificada em

quatro categorias; renda familiar em cinco faixas de salário mínimo obtida em 1982 e mudança de renda no período de 1982 a 2005. O peso ao nascer foi classificado em: <2.500 g, 2.500 a 2.999 g; 3.000 a 3.499 g; 3.500 a 3.999 g e ≥ 4.000 g). O ingresso na universidade foi relacionado à duração do aleitamento materno, medida nos primeiros acompanhamentos, quando esses jovens estavam, em média, com dois e quatro anos de idade.

A regressão de Poisson foi utilizada para estudar o efeito das variáveis independentes sobre os desfechos e a análise ajustada foi realizada considerando um modelo hierárquico. De acordo com esse modelo as variáveis socioeconômicas (incluindo cor da pele, renda e escolaridade dos pais) foram consideradas como possíveis fatores distais na determinação dos desfechos e incluídas no primeiro nível de análise. Para avaliar o efeito da situação socioeconômica ao longo da vida, foi construída a variável mudança de renda, a partir da informação de renda familiar em 1982 e 2004-5. A variável mudança de renda não foi ajustada para a renda ao nascer, pois foi utilizada em sua construção. Na variável mudança de renda os entrevistados foram classificados em cada uma das seguintes categorias - sempre pobre (aqueles pertencentes ao tercil inferior de renda familiar tanto em 1982, como em 2004-5); pobre \rightarrow não pobre (tercil inferior em 1982 passando para o tercil médio ou superior em 2004-5); não pobre \rightarrow pobre (tercil médio ou superior em 1982 passando para o tercil inferior em 2004-5); e nunca pobres (tercil médio ou superior em 1982 e 2004-5).

O peso ao nascer e a amamentação foram incluídos, respectivamente, nos segundo e terceiro níveis de análise. O peso ao nascer foi ajustado para as variáveis socioeconômicas que apresentaram associação ($p < 0,2$) com os desfechos e o efeito da amamentação sobre o ingresso na universidade foi também ajustado para o peso ao nascer.

Consentimento informado verbal foi obtido dos responsáveis pelas crianças nas fases do estudo de 1982-1986, como era a prática comum naquela época, quando inexistia um comitê de ética na Universidade Federal de Pelotas. Nas fases recentes, o Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade, filiado ao Conselho Nacional de Ética em Pesquisa (CONEP), aprovou o estudo, sendo obtido consentimento informado por escrito dos participantes.

RESULTADOS

Por ocasião da entrevista realizada com os 4.297 integrantes da coorte em 2004-5, os valores médios foram de 22,8 anos ($\pm 0,4$) para a idade e 9,4 anos ($\pm 3,1$) para a escolaridade, sendo de 9,0 ($\pm 3,1$) para o sexo masculino e 9,8 ($\pm 3,1$) para o sexo feminino. No momento da entrevista 42% dos jovens freqüentavam a escola; três quartos daqueles que não estudavam manifestaram a intenção de voltar a fazê-lo.

Dos 75% dos jovens que haviam completado o ensino fundamental (oito anos de escolaridade), 53% já haviam terminado o ensino médio (11 anos de escolaridade). Dos entrevistados, 19% haviam ingressado na universidade, 7% dos entrevistados referiram estar fazendo algum curso técnico, profissionalizante ou preparatório para concurso, e 5% estavam cursando pré-vestibular.

A Tabela 1 mostra as prevalências de ingresso na universidade segundo variáveis independentes. Houve diferença significativa em todas as variáveis investigadas. O ingresso na universidade foi mais freqüente entre as mulheres, com diferenças em relação à cor da pele desses jovens, sendo a probabilidade de ingresso na universidade de mais elevada entre os entrevistados de cor branca.

Associação direta foi observada entre ingresso na universidade e condições socioeconômicas, avaliadas tanto por escolaridade dos pais, renda familiar e mudança de renda no período de 1982 a 2004-5. Observam-se diferenças nas prevalências de ingresso da universidade entre as categorias extremas das variáveis socioeconômicas. O ingresso na universidade também foi diferente quanto ao peso de nascimento e a duração do aleitamento materno dos jovens: as prevalências de ingresso na universidade foram mais elevadas entre aqueles que nasceram com 3.000 g ou mais de peso, ou foram amamentados por seis a 11 meses.

Os resultados das análises de regressão de Poisson são apresentados na Tabela 2. Para manter a consistência com os demais artigos do Suplemento, o grupo de referência é o de melhor prognóstico, o que resulta em razões de prevalência inferiores à unidade. A maioria dos efeitos brutos foi mantida nas análises ajustadas, exceto para as variáveis cor da pele e amamentação nas mulheres, e para o peso ao nascer nos homens. Houve diminuição dos efeitos quando as variáveis foram analisadas conjuntamente. A escolaridade materna esteve mais associada à escolaridade das mulheres do que dos homens (p para interação $< 0,001$) e a escolaridade paterna teve comportamento inverso (p para interação $= 0,001$).

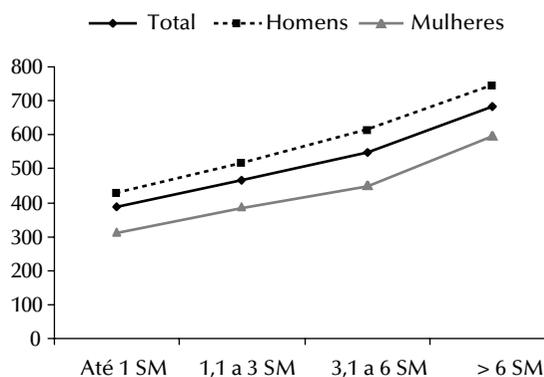


Figura. Salário médio do jovem em 2004-5 de acordo com a renda familiar em 1982. Pelotas, RS, 1982 a 2004-5.

Tabela 1. Prevalência (%) de ingresso na universidade de acordo com variáveis demográficas, socioeconômicas, peso ao nascer e duração do aleitamento materno em adultos jovens, segundo sexo. Pelotas, RS, 1982 a 2004-5.

Variável			Homem		Mulher	
	n	%	n	%	n	%
Cor da pele ***		p <0,001***		p <0,001***		p <0,001***
Branca	3238	23,3	1658	19,9	1580	26,9
Preta ou parda	908	6,6	471	4,7	437	8,7
Renda familiar-1982** (SM)		p <0,001****		p <0,001****		p <0,001****
≤ 1	852	2,9	438	2,3	414	3,6
1,1 - 3	2126	10,1	1095	8,4	1031	11,8
3,1 - 6	800	30,6	417	23,3	383	38,6
6,1 - 10	252	55,6	130	48,5	122	63,1
> 10	244	81,6	123	76,4	121	86,8
Escolaridade materna (anos)**		p <0,001****		p <0,001****		p <0,001****
0 - 4	1407	3,6	719	3,3	688	3,9
5 - 8	1826	12,2	956	9,2	870	15,4
9 - 11	473	33,0	239	28,0	234	38,0
≥12	584	67,8	295	60,0	289	75,8
Escolaridade paterna (anos)*****		p <0,001****		p <0,001****		p <0,001****
0 - 4	1032	5,6	523	4,4	509	6,9
5 - 8	1695	12,2	862	9,3	833	15,2
9 - 11	460	32,4	240	25,0	220	40,5
≥12	512	65,2	269	59,5	243	71,6
Mudança de renda (1982 → 2004-5)**		p <0,001****		p <0,001****		p <0,001****
Sempre pobre	708	1,4	335	2,1	373	0,8
Não pobre → pobre	714	8,3	360	7,4	374	9,1
Pobre → não pobre	665	4,7	340	3,6	305	5,9
Nunca pobre	2209	32,8	1178	26,4	1031	40,2
Peso ao nascer (g)**		p = 0,001****		p <0,001****		p <0,001****
< 2500	301	15,0	136	12,5	165	17,0
2500 a 2999	1021	13,0	451	11,3	570	14,4
3000 a 3499	1634	20,0	849	15,7	785	24,6
3500 a 3999	1098	24,6	612	20,4	486	29,8
≥4000	241	21,2	165	18,2	76	27,6
Aleitamento materno (meses)**		p <0,001****		p <0,001****		p <0,001****
< 1,0	900	14,6	483	9,7	417	20,1
1,0 - 2,9	1074	16,7	545	14,9	529	18,5
3,0 - 5,9	954	21,6	485	16,5	469	26,9
6,0 - 8,9	394	27,4	203	23,6	191	31,4
9,0 - 11,9	159	35,2	83	41,0	76	28,9
≥ 12,0	680	17,8	335	16,4	345	19,1
Total*****	4296	19,2	2213	16,1	2083	22,5

SM: Salário mínimo

* 150 entrevistados se auto-classificaram como amarelos ou indígenas

** De 4297 entrevistados em 2004-5 houve falta de informação para até 23 pessoas (0,5% dos entrevistados).

*** Teste do qui-quadrado para heterogeneidade

**** Teste do qui-quadrado para tendência linear

***** Somente para esta variável houve falta de informação para 14% dos entrevistados

***** Para um dos entrevistados em 2004-5 não havia informação sobre escolaridade

Tabela 2. Análise bruta e ajustada dos efeitos das variáveis independentes sobre o ingresso na universidade, segundo sexo. Pelotas, RS, 1982 a 2004-5.

Variável	Homem				Mulher			
	Bruta		Ajustada*		Bruta		Ajustada*	
	RP	IC 95%	RP	IC 95%	RP	IC 95%	RP	IC 95%
Cor da pele		p<0,001**		p = 0,01**		p<0,001**		P = 0,07**
Branca	1	-	1	-	1	-	1	-
Preta ou parda	0,23	0,15;0,36	0,58	0,37;0,90	0,32	0,24;0,44	0,76	0,57;1,02
Escolaridade materna (anos)		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***
0 - 4	0,06	0,04;0,08	0,24	0,15;0,40	0,05	0,04;0,08	0,21	0,13;0,34
5 - 8	0,15	0,12;0,19	0,43	0,31;0,58	0,20	0,17;0,24	0,54	0,43;0,67
9 - 11	0,46	0,37;0,58	0,79	0,62;1,00	0,50	0,42;0,60	0,75	0,62;0,90
≥12	1	-	1	-	1	-	1	-
Escolaridade paterna (anos)		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***
0 - 4	0,07	0,05;0,11	0,34	0,22;0,55	0,10	0,07;0,13	0,47	0,32;0,68
5 - 8	0,16	0,12;0,20	0,44	0,33;0,58	0,21	0,18;0,25	0,61	0,49;0,77
9 - 11	0,42	0,33;0,53	0,75	0,58;0,95	0,56	0,47;0,68	0,91	0,76;1,08
≥12	1	-	1	-	1	-	1	-
Renda familiar-1982 (SM)		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***
≤1	0,03	0,01;0,06	0,23	0,11;0,48	0,04	0,02;0,07	0,21	0,11;0,39
1,1 - 3	0,11	0,09;0,14	0,49	0,36;0,67	0,14	0,11;0,16	0,45	0,34;0,59
3,1 - 6	0,30	0,25;0,37	0,70	0,56;0,87	0,45	0,39;0,51	0,87	0,73;1,02
6,1 - 10	0,63	0,52;0,78	0,81	0,66;0,99	0,73	0,62;0,85	0,93	0,80;1,08
>10	1	-	1	-	1	-	1	-
Mudança de renda (1982→2004-5)		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***		p<0,001***
Sempre pobre	0,08	0,04;0,17	0,46	0,21;0,99	0,02	0,01;0,06	0,05	0,01;0,20
Não pobre → pobre	0,14	0,08;0,24	0,65	0,35;1,20	0,15	0,09;0,23	0,40	0,23;0,70
Pobre → não pobre	0,28	0,19;0,41	0,56	0,39;0,82	0,23	0,16;0,31	0,38	0,27;0,52
Nunca pobre	1	-	1	-	1	-	1	-
Peso ao nascer (gramas)		p<0,001***		p = 0,23***		p<0,001***		p<0,001***
<2500	0,69	0,40;1,19	0,89	0,54;1,41	0,61	0,37;1,01	0,69	0,45;1,05
2500 - 2999	0,62	0,41;0,94	0,98	0,67;1,43	0,52	0,34;0,79	0,60	0,42;0,87
3000 - 3499	0,86	0,78;1,61	1,07	0,77;1,50	0,89	0,61;1,31	0,81	0,58;1,13
3500 - 3999	1,12	0,60;1,23	1,18	0,85;1,63	1,08	0,73;1,59	0,90	0,64;1,27
≥ 4000	1	-	1	-	1	-	1	-
Amamentação (meses)		p<0,001***		p = 0,001***		p<0,001***		p = 0,89***
<1,0	0,59	0,41;0,85	0,60	0,43;0,82	1,05	1,00;2,29	1,04	0,80;1,33
1,0 - 2,9	0,91	0,66;1,24	0,85	0,65;1,11	0,97	1,21;2,22	1,00	0,79;1,28
3,0 - 5,9	1,00	0,73;1,38	0,78	0,59;1,02	1,40	1,08;1,83	1,11	0,89;1,38
6,0 - 8,9	1,44	1,02;2,04	0,83	0,62;1,11	1,64	0,73;1,28	1,05	0,81;1,36
9,0 - 11,9	2,50	1,75;2,55	1,05	0,78;1,40	1,51	0,79;1,41	1,13	0,82;1,57
≥12,0	1	-	1	-	1	-	1	-

SM: Salário mínimo

* As variáveis do primeiro nível (cor da pele, escolaridade materna, escolaridade paterna e renda familiar em 1982) foram ajustadas entre si e mantidas no modelo de análise e p<0,2. Mudança de renda ajustada para cor da pele. Peso ao nascer ajustado para cor da pele, escolaridade materna e paterna e renda familiar em 1982. Amamentação ajustada para cor da pele, escolaridade materna, renda familiar e peso ao nascer.

** Teste de Wald para heterogeneidade

*** Teste de Wald para tendência linear

O ingresso na universidade entre os homens que nunca foram pobres foi duas vezes maior do que entre aqueles que foram pobres no período de 1982 a 2004-5. Para as mulheres, essa chance foi 20 vezes maior. A interação entre sexo e mudança de renda foi significativa ($p < 0,001$). Ao controlar a análise para as variáveis socioeconômicas, não houve efeito do peso ao nascer

sobre o ingresso na universidade entre os homens, mas associação direta foi observada entre as mulheres. Por outro lado, enquanto nenhum efeito da duração do aleitamento materno foi observado na análise ajustada para as mulheres, o ingresso na universidade foi menos freqüente para homens que haviam sido desmamados mais precocemente.

Tabela 3. Prevalência (%) de trabalho no último mês de acordo com variáveis demográficas, socioeconômicas e peso ao nascer em adultos jovens, segundo sexo. Pelotas, RS, 1982 a 2004-5.

Variável	n	%	Homem		Mulher	
			n	%	n	%
Cor da pele*,**		0,30***		0,35***		0,57***
Branca	3238	64,6	1658	76,8	1580	51,8
Preta ou parda	908	64,3	555	78,7	503	50,3
Renda familiar-1982 (SM)**		<0,001***		<0,001****		0,001***
≤ 1	852	61,2	438	77,4	414	44,0
1,1 - 3	2126	67,9	1095	81,2	1031	53,7
3,1 - 6	800	66,5	417	76,0	383	56,1
6,1 - 10	252	60,3	130	70,0	122	50,0
> 10	244	49,2	123	54,5	121	43,8
Escolaridade materna (anos)**		<0,00***		<0,001****		0,001***
0 - 4	1407	63,5	719	80,0	688	46,2
5 - 8	1826	68,3	956	79,8	870	55,7
9 - 11	473	63,6	239	72,8	234	54,3
≥12	584	57,2	295	65,8	289	48,4
Escolaridade paterna (anos)*****		p<0,001***		<0,001****		0,23***
0 - 4	1032	64,9	523	80,3	509	49,1
5 - 8	1695	67,1	862	79,9	833	53,8
9 - 11	460	64,8	240	76,7	220	51,8
≥12	512	55,9	269	63,2	243	47,7
Mudança de renda (1982 → 2004-5)**		p<0,001****		<0,00***		<0,001****
Sempre pobre	708	51,1	335	72,2	373	32,2
Não pobre → pobre	714	54,6	340	72,9	374	38,0
Pobre → não pobre	665	75,8	360	85,3	305	64,6
Nunca pobre	2209	69,1	1178	77,5	1031	59,5
Peso ao nascer (g)**		p = 0,001****		0,14***		0,05****
<2500	301	57,5	136	69,9	165	47,3
2500 - 2999	1021	63,0	451	79,2	570	50,2
3000 - 3499	1634	65,5	849	78,7	785	51,2
3500 - 3999	1098	65,8	612	75,8	486	52,3
≥4000	241	71,4	165	76,4	76	60,5
Total*****	4296	64,8	2213	77,3	2083	51,5

SM: Salário mínimo

* 150 entrevistados se auto-classificaram como amarelos ou indígenas

** De 4297 entrevistados em 2004-5 houve falta de informação para até 23 pessoas (0,5% dos entrevistados).

*** Teste do qui-quadrado para heterogeneidade

**** Teste do qui-quadrado para tendência linear

***** Somente para esta variável houve falta de informação para 14% dos entrevistados

***** Para um dos entrevistados em 2004-5 não havia informação sobre trabalho

Tabela 4. Análise bruta e ajustada dos efeitos das variáveis independentes sobre o trabalho de jovens no último mês, segundo sexo. Pelotas, RS, 1982 a 2004-5.

Variável	Homem				Mulher				
	Bruta		Ajustada*		Bruta		Ajustada*		
	RP	IC 95%	RP	IC 95%	RP	IC 95%	RP	IC 95%	
Cor da pele		p = 0,74**		p = 0,70**		p = 0,55**		p = 0,84**	
Branca	1	-	1	-	1	-	1	-	
Preta ou parda	1,01	0,95;1,07	0,99	0,93;1,05	0,97	0,87;1,07	0,99	0,88;1,11	
Escolaridade materna (anos)		p<0,001***		p = 0,07***		p = 0,27***		p = 0,12***	
0 - 4	1,22	1,11;1,33	1,07	0,95;1,20	0,95	0,83;1,10	0,91	0,74;1,11	
5 - 8	1,21	1,11;1,33	1,04	0,94;1,17	1,15	1,01;1,31	1,05	0,88;1,25	
9 - 11	1,11	0,99;1,24	0,98	0,86;1,11	1,12	0,95;1,32	1,01	0,84;1,23	
≥12	1	-	1	-	1	-	1	-	
Escolaridade paterna (anos)		p<0,001***		p = 0,04***		p = 0,80***		p = 0,26***	
0 - 4	1,27	1,15;1,41	1,13	1,01;1,27	1,03	0,88;1,21	1,09	0,89;1,33	
5 - 8	1,26	1,15;1,39	1,14	1,03;1,27	1,13	0,97;1,30	1,11	0,93;1,33	
9 - 11	1,21	1,08;1,36	1,12	1,00;1,26	1,09	0,90;1,30	1,05	0,86;1,28	
≥12	1	-	1	-	1	-	1	-	
Renda familiar-1982 (SM)		p<0,001***		p = 0,06**		p = 0,003**		p = 0,09**	
≤ 1	1,42	1,20;1,68	1,22	0,99;1,49	1,00	0,80;1,26	1,00	0,74;1,35	
1,1 - 3	1,49	1,26;1,76	1,29	1,06;1,57	1,23	0,99;1,51	1,18	0,89;1,55	
3,1 - 6	1,40	1,18;1,65	1,26	1,04;1,53	1,28	1,03;1,60	1,22	0,93;1,59	
6,1 - 10	1,29	1,06;1,56	1,22	1,00;1,50	1,14	0,87;1,49	1,15	0,86;1,55	
> 10	1	-	1	-	1	-	1	-	
Mudança de renda (1982→2004-5)		p<0,001***		p = 0,001***		p = 0,74***		p<0,001***	
Sempre pobre	0,64	0,46;0,73	0,85	0,78;0,92	0,93	0,87;1,00	0,50	0,43;0,60	
Não pobre → pobre	0,54	0,46;0,63	0,88	0,81;0,95	0,94	0,88;1,01	0,62	0,54;0,71	
Pobre → não pobre	1,09	0,99;1,20	0,99	0,93;1,06	1,10	1,04;1,16	1,02	0,91;1,14	
Nunca pobre	1	-	1	-	1	-	1	-	
Peso ao nascer (gramas)		p = 0,99***		p = 0,52***		p = 0,05***		p = 0,07***	
<2500	0,91	0,80;1,05	0,91	0,79;1,05	0,78	0,61;1,00	0,78	0,61;1,00	
2500 - 2999	1,04	0,94;1,14	1,01	0,91;1,12	0,83	0,68;1,01	0,83	0,68;1,02	
3000 - 3499	1,03	0,94;1,13	1,00	0,91;1,10	0,85	0,70;1,03	0,86	0,70;1,03	
3500 - 3999	0,99	0,90;1,09	1,00	0,90;1,10	0,88	0,72;1,08	0,88	0,72;1,07	
≥4000	1	-	1	-	1	-	1	-	

SM: Salário mínimo

* As variáveis do primeiro nível (cor da pele, escolaridade materna, escolaridade paterna e renda familiar em 82) foram ajustadas entre si e mantidas no modelo de análise e $p < 0,2$. Mudança de renda ajustada para cor da pele. Peso ao nascer ajustado para cor da pele, escolaridade materna e paterna e renda familiar em 1982.

** Teste de Wald para heterogeneidade

*** Teste de Wald para tendência linear

O segundo desfecho analisado foi o ingresso no mercado de trabalho remunerado. Cerca de dois terços dos entrevistados (2.782/4.297, ou 64,8%) estavam trabalhando no mês anterior a entrevista. Entre os que não estavam trabalhando, 742 (49%) referiram estar procurando emprego. Os principais motivos para não trabalhar incluíram estudo, gravidez ou filhos. Mais homens do que mulheres trabalhavam – respectivamente, 77,2% e

51,5%. A procura atual por emprego também foi maior entre os homens – 55,1% e 46,0%, respectivamente.

As prevalências de trabalho segundo variáveis demográficas e socioeconômicas são apresentadas na Tabela 3, sem diferença segundo a cor da pele. Entre os homens, a inserção no mercado de trabalho foi inversamente proporcional à renda familiar em 1982 e à escolaridade dos pais. A proporção de mulheres

que haviam trabalhado também variou com a renda familiar e escolaridade materna, entretanto essa associação não foi linear, sendo mais elevada nos grupos intermediários. O trabalho foi mais freqüente em homens e mulheres do grupo em que houve melhora na situação econômica no período de 1982 a 2004-5, o que pode ser parcial ou totalmente explicado pela contribuição da renda própria à renda familiar atual. Também houve associação direta com o peso ao nascer para as mulheres, mas não para os homens.

No modelo ajustado (Tabela 4), permaneceram significativas as associações inversas entre trabalho e escolaridade paterna para os homens. Após o ajuste para escolaridade dos pais, nenhuma associação foi observada com a renda familiar de 1982; no entanto, havia maior proporção de homens jovens trabalhando naquele grupo cuja renda era de 1,1 a 6,0 salários mínimos por mês. Em termos dos grupos de mudança de renda, houve menor inserção no mercado de trabalho entre os homens pobres em 2004-5, independentemente de sua situação econômica ao nascer. O peso de nascimento não se associou à proporção de homens que trabalhavam.

Para as mulheres nenhuma associação foi observada entre a inserção no mercado de trabalho e cor da pele, escolaridade dos pais ou renda familiar. No entanto, da mesma forma que ocorreu para os homens, a chance de trabalhar foi menor entre as mulheres classificadas no menor grupo de renda em 2004-5, tendo ou não sido pobres em 1982. Todavia, a inserção no mercado de trabalho pelas mulheres é diretamente proporcional ao seu peso de nascimento. Esse resultado manteve-se no limiar da significância ($p=0,04$), mesmo quando ajustado para variáveis socioeconômicas.

A análise de associação entre renda familiar em 1982 e trabalho feminino foi repetida após excluir mulheres que já tiveram filhos, uma vez que a maior freqüência de maternidade entre as mais pobres poderia impedir sua participação no mercado de trabalho. No entanto, os resultados não foram afetados substancialmente por esta restrição, permanecendo o maior índice de trabalho nas categorias intermediárias de renda ao nascer.

Considerando somente os jovens que trabalhavam no mês anterior à entrevista, a renda média relatada foi de R\$ 488,00, variando de maneira diretamente proporcional à renda familiar em 1982 (Figura). As duas últimas categorias de renda foram agrupadas pelo menor número de pessoas classificadas em cada um dos dois últimos grupos. Assim, entre aqueles jovens pertencentes a famílias mais pobres em 1982 – até um salário mínimo de renda familiar – o valor médio percebido foi de R\$ 386,00. Ao analisar por sexo, o valor médio percebido entre os homens mais pobres foi de R\$

426,00 e entre as mulheres foi de R\$ 314,00. No grupo de maior renda, o salário médio dos jovens foi de R\$ 682,00 e, embora, a diferença absoluta entre homens (R\$ 744,00) e mulheres (R\$ 597,00) tenha sido maior, a diferença relativa foi maior entre os mais pobres.

DISCUSSÃO

O grau de escolaridade médio encontrado neste estudo, de 9,4 anos, foi superior ao encontrado em 1998¹⁴ para a população brasileira com 15 anos ou mais (5,9 anos de escolaridade média). Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2002 mostraram uma média de escolaridade para a população brasileira acima de 10 anos de 6,2 anos e de 6,7 quando considerado apenas o estado do Rio Grande do Sul.^a

Com relação às variáveis socioeconômicas, foram evidentes as desigualdades sociais em termos de ingresso na universidade. Observou-se ainda a menor inclusão dos jovens de cor de pele negra de ambos os sexos, mesmo quando ajustados pelos fatores socioeconômicos. A redução do efeito na análise ajustada sugere que o menor ingresso na universidade observado entre os jovens de cor de pele negra pode ser parcialmente explicada por fatores socioeconômicos, uma vez que as famílias pretas ou pardas tendem a ser mais pobres e ter menor escolaridade do que as brancas. Entretanto, existe a possibilidade de confusão residual por fatores socioeconômicos não incluídos na análise ou inadequadamente aferidos, assim como características do sistema educacional vigente.^{5,6} De qualquer maneira, nossos achados de menor ingresso de negros na universidade, independentemente da situação socioeconômica, nos remetem à questão das quotas raciais, adotadas atualmente em muitas universidades brasileiras. Embora cerca de 30% dos estudantes brasileiros de 18 a 24 anos estejam na universidade, essas proporções são de 46% entre os jovens brancos e de 14% entre os jovens de cor preta ou parda.^a Essa diferença também pode ser parcialmente explicada pela elevada proporção de estudantes pretos ou pardos de 18 a 24 anos ainda cursando o ensino fundamental, uma vez que o menor ingresso desses na universidade não decorre somente de atraso no cumprimento das etapas anteriores da escola formal.^a

Os resultados de maior ingresso universitário entre os jovens pertencentes a famílias de maior renda e escolaridade reforçam os conceitos de capital econômico e capital cultural.^b Propõe-se que quanto maior o capital econômico das famílias, maior será a demanda por educação dos filhos. Ao mesmo tempo, os recursos educacionais da família ou capital cultural – medido pela escolaridade dos pais – produzem o que se denomina “clima educacional”, que favorece a educação dos filhos.^b

^a Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Síntese dos Indicadores Sociais – 2004. Rio de Janeiro; 2005

^b Ireland VE, Charlot B, Gomes C, Gusso D, De Carvalho LCR, Fernandes M, et al. Repensando a escola: um estudo sobre desafios de aprender, ler e escrever. Brasília: UNESCO/MEC/INEP; 2007

As metas de desenvolvimento para o milênio, das Nações Unidas, para o ano 2015, estipulam que todas as crianças completem sua educação fundamental.^a Conhecendo a importância da educação para a melhoria da qualidade de vida, é preocupante que em uma cidade de porte médio, do estado considerado pela UNESCO como o de melhores indicadores de educação do Brasil,^b um em quatro jovens de 23 anos ainda não tenha completado o ciclo fundamental. Os piores desempenhos escolares dos jovens pertencentes às famílias socialmente desfavorecidas são ainda mais preocupantes.

Associações entre peso ao nascer, função cognitiva e desempenho acadêmico também foram encontradas em outras coortes de nascimento, como o estudo clássico das crianças inglesas nascidas em 1946 e acompanhadas até a idade adulta.¹³ Esses achados mostram a importância de prevenir situações que aumentam o risco de nascer com peso insuficiente. Entre os fatores de risco bem conhecidos estão o uso de cigarros durante a gravidez e as infecções, principalmente do trato urinário.^{11,15}

O presente achado de uma associação direta entre duração da amamentação e ingresso na universidade está de acordo com resultados anteriores desta mesma coorte, avaliados aos 18 anos de idade, quando o desfecho utilizado foi o total de séries escolares completadas pelos adolescentes.¹⁷ Em ambas as análises, os resultados

foram observados para homens, após o controle de diversos fatores de confusão. No presente estudo, observou-se uma associação para as mulheres na análise bruta, que desapareceu após o ajuste para fatores de confusão. Os motivos para as diferenças entre os sexos, não estão claros. Uma meta-análise recente sugere um efeito benéfico da amamentação sobre desempenho intelectual,⁷ mas outra revisão⁹ contesta se este efeito seria causal.

Em relação à inserção dos jovens no mercado de trabalho, embora as mulheres tivessem um nível educacional melhor do que os homens, recebiam salários menores no mercado de trabalho, independentemente das condições socioeconômicas de suas famílias.

Os resultados do presente estudo, assim como os aqui apresentados, indicam um caminho por onde se estabelece a manutenção da estrutura social e da pobreza na cidade de Pelotas. Mesmo com uma maior procura pelo mercado de trabalho, os jovens de famílias de classes populares tendem a obter trabalhos menos qualificados e de menor renda, uma vez que um dos principais determinantes do tipo de trabalho, e conseqüentemente da renda, é a qualificação profissional, que advém da escolaridade. Como o principal motivo alegado para não estudar é, justamente, ter que trabalhar, forma-se aqui um círculo vicioso que conduz à reprodução da hierarquia social dominante.

^a Ireland VE, Charlot B, Gomes C, Gusso D, De Carvalho LCR, Fernandes M, et al. Repensando a escola: um estudo sobre desafios de aprender, ler e escrever. Brasília: UNESCO/MEC/INEP; 2007

^b Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Objetivos de desenvolvimento do milênio [internet]. 2004. [citado 2006 out 23]. Disponível em: http://www.pnud.org.br/odm/objetivo_2

REFERÊNCIAS

1. Agostoni C. Breast-feeding, human milk, long-chain polyunsaturated fatty acids and development. *Dev Med Child Neurol Suppl.* 2001;86:8-9.
2. Barros FC, Victora CG, Horta BL, Gigante DP. Metodologia do estudo da coorte de nascimentos de 1982 a 2004-5, Pelotas, RS. *Rev Saude Publica.* 2008;42(Supl 2):7-15.
3. Cleland JG, Van Ginneken JK. Maternal education and child survival in developing countries: the search for pathways of influence. *Soc Sci Med.* 1988;27(12):1357-68. DOI: 10.1016/0277-9536(88)90201-8
4. Der G, Batty GD, Deary IJ. Effect of breast feeding on intelligence in children: prospective study, sibling pairs analysis, and meta-analysis. *BMJ.* 2006;333(7575):945. DOI: 10.1136/bmj.38978.699583.55
5. Duarte da Silva CA, Barros FC, Halpern S, Duarte da Silva LA. De como a escola participa da exclusão social: trajetória de reprovação das crianças negras. In: Abramowicz A, Moll J, organizadores. Para além do fracasso escolar. Campinas: Papius; 1997. p.27-46.
6. Duarte da Silva CA, Barros FC, Halpern S, Duarte da Silva LA. Meninas bem-comportadas, boas alunas; meninos inteligentes, indisciplinados. *Cad Pesqui.* 1999;(107):207-25.
7. Horta BL, Bahl, Martines JC, Victora CG. Evidence on the long-term effects of breastfeeding-Systematic reviews and meta-analyses. Geneva: WHO; 2007.
8. Emond AM, Blair PS, Emmett PM, Drewett RF. Weight faltering in infancy and IQ levels at 8 years in the Avon longitudinal study of parents and children. *Pediatrics.* 2007;120(4):e1051-8. DOI: 10.1542/peds.2006-2295
9. Ip S, Chung M, Raman G, Chew P, Magula N, DeVine D, et al. Breastfeeding and maternal and infant health outcomes in developed countries. Evidence report/technology assessment no. 153. Rockville: Agency for Healthcare Research and Quality; 2007.
10. Jain A, Concato J, Leventhal JM. How good is the evidence linking breastfeeding and intelligence? *Pediatrics.* 2002;109(6):1044-53. DOI: 10.1542/peds.109.6.1044
11. Kramer MS. Determinants of low birth weight: methodological Assessment and meta-analysis. *Bull World Health Organ.* 1987;65(5):663-737.
12. Kramer MS, Aboud F, Mironova E, Vanilovich I, Platt RW, Matush L, et al. Breastfeeding and child cognitive development: new evidence from a large randomized trial. *Arch Gen Psychiatry.* 2008;65(5):578-84. DOI: 10.1001/archpsyc.65.5.578
13. Richards M, Hardy R, Kuh D, Wadsworth MEJ. Birth weight and cognitive function in the British 1946 birth cohort: longitudinal population based study. *BMJ.* 2001;322(7280):199-203 DOI: 10.1136/bmj.322.7280.199
14. Silva NV, Hasenbalg C. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados.* 2000;43:423-45. DOI: 10.1590/S0011-52582000000300001.
15. Victora CG, Smith PG, Vaughan JP, Nobre LC, Lombardi C, Teixeira AM, et al. Influence of birth weight on mortality from infectious diseases: a case-control study. *Pediatrics.* 1988;81(6):807-11.
16. Victora CG, Barros FC, Lima RC, Behague DP, Gonçalves H, Horta BL, et al. The Pelotas birth cohort study, Rio Grande do Sul, Brazil, 1982-2001. *Cad Saude Publica.* 2003;19(5):1241-56. DOI: 10.1590/S0102-311X2003000500003
17. Victora CG, Barros FC, Horta BL, Lima RC. Breastfeeding and school achievement in Brazilian adolescents. *Acta Paediatr.* 2005;94 (11):1656-60. DOI: 10.1080/08035250500252658
18. Victora CG, Barros FC. Cohort profile: the 1982 Pelotas (Brazil) birth cohort study. *Int J Epidemiol.* 2006;35(2):237-42. DOI: 10.1093/ije/dyi290
19. Victora CG, Adair L, Fall C, Hallal PC, Martorell R, Richter L, et al. Maternal and child undernutrition: consequences for adult health and human capital. *Lancet.* 2008;371(9609):340-57. DOI: 10.1016/S0140-6736(07)61692-4
20. Walker SP, Wachs TD, Gardner JM, Lozoff B, Wasserman GA, Pollitt E, et al. Child development: risk factors for adverse outcomes in developing countries.

Artigo baseado em dados da pesquisa "Coorte de nascimentos de Pelotas 1982", realizada pelo Programa de Pós-graduação em Epidemiologia - Universidade Federal de Pelotas.

O estudo da coorte de nascimentos de 1982 é atualmente financiado pela iniciativa da Wellcome Trust intitulada Major Awards for Latin América on Health Consequences of Population Change. Fases anteriores do estudo foram financiadas pelo International Development Research Center, pela Organização Mundial da Saúde, pelo Overseas Development Administration, pela União Européia, pelo Programa Nacional de Núcleos de Excelência (PRONEX) e pelo Conselho Nacional de Pesquisa e Ministério da Saúde.

Este artigo seguiu o mesmo processo de revisão por pares de qualquer outro manuscrito submetido a este periódico, sendo garantido o anonimato entre autores e revisores. Editores e revisores declaram não haver conflito de interesses que pudesse afetar o processo de julgamento do artigo.

Os autores declaram não haver conflito de interesses.