

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

Instituto de Filosofia e Ciências Humanas
Programa de Pós-Graduação em Demografia

José Vilton Costa

FAMÍLIA E EDUCAÇÃO FORMAL: UM ESTUDO SOBRE A FREQUÊNCIA À
ESCOLA E PROGRESSÃO ESCOLAR DAS CRIANÇAS DE 7 A 14 ANOS NO
MUNICÍPIO DE CAMPINAS EM 2000

Campinas, SP
Fevereiro, 2005

JOSÉ VILTON COSTA

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE FILOSOFIA E CIÊNCIAS HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA
DIPLOMA DE MESTRO
NOME DO ALUNO: JOSÉ VILTON COSTA
Nº DE IDENTIFICAÇÃO: 12345678
DATA DE ENTREGA: 28/02/2005
PREÇO: R\$ 100,00
VENCIMENTO: 28/02/2005

FAMÍLIA E EDUCAÇÃO FORMAL: UM ESTUDO SOBRE A FREQUÊNCIA À ESCOLA E PROGRESSÃO ESCOLAR DAS CRIANÇAS DE 7 A 14 ANOS NO MUNICÍPIO DE CAMPINAS EM 2000

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia do Instituto de Filosofia e Ciências Humanas da Universidade Estadual de Campinas sob a orientação da Profa. Dra. Elisabete Dória Bilac e co-orientação da Profa. Dra. Tirza Aidar.

Este exemplar corresponde à redação final da dissertação defendida e aprovada pela Comissão Julgadora em 28/02/2005.

Banca examinadora:

Profa. Dra. Lilia Montali




Núcleo de Políticas Públicas, NEPP / Unicamp

Profa. Dra. Suzana Marta Cavenaghi



Núcleo de Estudos de População, NEPO / Unicamp

Profa. Dra. Elisabete Dória Bilac (Orientadora)



Núcleo de Estudos de População, NEPO / Unicamp

Campinas, SP
Fevereiro 2005

UNIDADE	BC
Nº CHAMADA	T/UNICAMP C823f
V	EX
TOMBO BC/	63840
PROC.	16.P.00086-05
C	<input type="checkbox"/>
D	<input checked="" type="checkbox"/>
PREÇO	11,00
DATA	16/05/05
Nº CPD	

Bilac id. 349513

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DO IFCH - UNICAMP

C823f

Costa, José Vilton

Família e educação formal: um estudo sobre a frequência à escola e progressão escolar das crianças de 7 a 14 anos no Município de Campinas em 2000 / José Vilton Costa. -- Campinas, SP : [s.n.], 2005.

Orientador: Elisabete Dória Bilac.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas.

1. Demografia da família. 2. Mulheres chefes de família. 3. Crianças. 4. Escolaridade – Campinas (SP). I. Bilac, Elisabete Dória. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Filosofia e Ciências Humanas. III. Título.

Verena, companheira e amiga,
ao teu lado sou felicidade.

AGRADECIMENTOS

É chegada a hora de agradecer a todos aqueles que de natureza diversas me apoiaram nesta jornada. Não foi fácil!

Por essa razão, desejo expressar os meus sinceros agradecimentos:

À professora e orientadora Elisabete Dória Bilac, por ter acreditado em mim desde o momento em que fui o seu aluno de iniciação científica, e por ter-me apresentado os estudos demográficos sobre família. Sou-lhe grato pelo diálogo e estímulo acadêmico dado ao longo de toda a nossa convivência.

À professora e co-orientadora Tirza Aidar pelos seus comentários e sugestões, principalmente no momento da modelagem estatística e análise dos dados.

Agradeço também as professoras Suzana Cavenaghi e Lilia Montali por terem participado do meu exame de qualificação, permitindo com os seus comentários e sugestões delimitarem este trabalho.

Sou grato a todos os professores do programa de Pós-Graduação em Demografia à formação que me proporcionaram. Agradeço também a equipe de funcionários do NEPO.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior - CAPES - ao apoio financeiro, essencial para a realização desta pesquisa.

Em nome da Christina da secretaria da Pós-Graduação do Instituto de Filosofia e Ciências Humanas da Unicamp, agradeço a todos os funcionários deste instituto e desta universidade, pela importância de seus trabalhos.

Agradeço aos meus amigos da coorte 2003 da pós-graduação em Demografia aos momentos que passamos juntos em sala de aula e fora dela.

Quero agradecer a todos os amigos e colegas que estiveram presentes na minha vida durante este árduo período do mestrado.

Ao Francisco e Sandra pela amizade, incentivo e realização do Abstract.

A Verena, por todo apoio, carinho e paciência que têm comigo. A sua presença ao meu lado foi fundamental para transformar este sonho em realidade.

As minhas irmãs queridas Fabiana e Tatiane e ao meu irmão Vinaldo pela amizade, carinho e apoio na busca de meus objetivos.

Agradeço ao meu pai Pedro e a minha mãe Maria do Socorro, pelo amor, carinho e incentivo demonstrado ao longo da minha vida. Devo a vocês parte das minhas conquistas e todo o saber que não se encontra nos livros. A vocês, todo o meu carinho e reconhecimento.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS.....	iv
SUMÁRIO.....	vi
LISTA DE ILUSTRAÇÕES	viii
RESUMO	x
ABSTRACT	xi
INTRODUÇÃO.....	1
1. ARRANJOS DOMÉSTICOS E ESCOLARIDADE	5
1.1. Transformações na instituição familiar	5
1.2. Aspectos demográficos das mudanças na estrutura familiar	8
1.3. As mulheres e a responsabilidade pelos domicílios.....	10
1.4. Estado da arte da relação família-escola	14
2. NOTAS METODOLÓGICAS.....	20
2.1. Universo e unidade de análise	20
2.2. Fonte de dados.....	20
2.3. Modelo de regressão logística binária.....	23
2.3.1. A equação de regressão.....	24
2.3.2. Interpretação dos parâmetros do modelo	26
2.3.3. Construção do modelo e seleção das covariáveis.....	29
2.3.4. Variáveis pesquisadas	31
3. FAMÍLIAS E CRIANÇAS EM CAMPINAS	39
3.1. O município de Campinas	39
3.2. Distribuição dos arranjos domésticos do município de Campinas	44
3.2.1. Distribuição dos arranjos domésticos que incorporam população de 7 a 14 anos	50
3.2.1.1. Caracterização dos arranjos domésticos: casal com filhos e mães e filhos... 53	
3.3. Características da população de 7 a 14 anos pesquisada.....	65
3.3.1. Frequência à escola e características domiciliares.....	69
3.3.2. Progressão escolar e características domiciliares	73

4. FAMÍLIAS E A ESCOLARIZAÇÃO DAS CRIANÇAS: ANÁLISE DO MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA	77
4.1. Modelo logístico univariado para não frequência à escola	77
4.2. Modelo logístico multivariado para não frequência à escola	80
4.3. Modelo logístico univariado para distorção idade-série	86
4.4. Modelo logístico multivariado para distorção idade-série	88
CONSIDERAÇÕES FINAIS	96
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	100
ANEXOS	104

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1. Parametrização da variável escolaridade da mãe, segundo a codificação reference cell coding.	28
Tabela 1. Distribuição dos arranjos domiciliares, por número de domicílios e população total, segundo sexo da pessoa responsável. Município de Campinas, 2000.	49
Gráfico 1. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares segundo o sexo do responsável. Município de Campinas, 2000.	49
Tabela 2. Distribuição dos arranjos domiciliares que incorporam a população de 7 a 14 anos, por número de domicílios e população total, segundo o sexo da pessoa responsável. Município de Campinas, 2000.	52
Tabela 3. Distribuição relativa e absoluta da população de 7 a 14 anos, por tipo de arranjo domiciliar e sexo da pessoa responsável. Município de Campinas 2000.	53
Tabela 4. Distribuição percentual dos arranjos doméstico que incorporam as crianças de 7 a 14 anos, segundo algumas características selecionadas. Município de Campinas 2000.	55
Gráfico 2. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares, segundo anos de estudo do responsável e renda domiciliar per capita (em salários mínimos). Município de Campinas, 2000.	61
Gráfico 3. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares, segundo a presença de crianças menores de 7 anos no domicílio e renda domiciliar per capita (em salários mínimos). Município de Campinas, 2000.	63
Tabela 5. Distribuição percentual das crianças de 7 a 14 anos, segundo tipo de arranjo domiciliar e algumas características selecionadas. Município de Campinas 2000.	66
Gráfico 4. Distribuição por idade simples da população de 7 a 14 anos fora da escola ou com atraso escolar superior a um ano. Município de Campinas, 2000.	67
Tabela 6. Proporção de crianças de 7 a 14 anos que não freqüentam a escola, segundo características domiciliares. Município de Campinas, 2000.	70
Tabela 7. Proporção de crianças de 9 a 14 anos com distorção idade-série, segundo características domiciliares. Município de Campinas, 2000.	74
Tabela 8. Estimativas dos modelos univariados para a não freqüência a escola: coeficientes (β_i), erro padrão, razão de odds, valor da deviance (D), estatística G, graus de liberdade do modelo (g.l) e significância estatística do modelo (p). Município de Campinas, 2000.	78

Tabela 10. Estimativas dos coeficientes (β_i), significância estatística e razão de odds para não freqüência a escola. Município de Campinas, 2000.....	82
Tabela 11. Teste de significância estatística entre interações de primeira ordem, para a não freqüência a escola. Município de Campinas, 2000.	85
Tabela 12. Modelo univariado para a distorção idade-série: coeficientes (β_i), erro padrão, razão de odds, valor da deviance (d), estatística g, graus de liberdade do modelo (g.l) e significância estatística do modelo (p). Município de Campinas, 2000.....	86
Tabela 13. Resultados do teste de significância estatística do ajuste do modelo multivariado para a distorção idade-série: valor da deviance (D), estatística G, graus de liberdade do modelo (g.l) e significância estatística (p). Município de Campinas, 2000.	89
Tabela 14. Estimativas dos coeficientes (β_i), significância estatística e razão de odds para distorção idade-série. Município de Campinas, 2000.	91

RESUMO

Esta dissertação analisa a influência do tipo de organização doméstica em relação ao fato de crianças em idade escolar estarem fora da escola ou apresentarem distorção idade-série. Para tal, foram consideradas as interferências de outros fatores demográficos (presença de crianças menores que 7 anos no domicílio) e socioeconômicos (renda domiciliar *per capita* e escolaridade da mãe).

Com dados do Censo de 2000 da área urbana de Campinas, SP, elegeu-se as crianças na faixa etária de 7 a 14 anos freqüentando o ensino fundamental ou fora da escola sem ter completado este nível, como alvo do estudo. Analisam-se as crianças nos arranjos domésticos compostos por casal e filhos, tendo o pai como responsável pelo domicílio, e aqueles formados por mãe e filhos, tendo a mãe como responsável pelo domicílio. Utilizou-se o modelo de regressão logística binária para análise estatística dos dados.

Os resultados obtidos mostram-se contraditórios quanto ao efeito do tipo de arranjo doméstico. Quando os efeitos da renda domiciliar *per capita*, da escolaridade materna e da presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio são incluídos no modelo logístico o arranjo domiciliar não afeta a freqüência escolar, porém interfere na distorção idade-série. Neste caso, o risco das crianças no arranjo doméstico “mães e filhos” apresentar atraso escolar é 24% superior ao risco que têm os seus congêneres no arranjo doméstico “casal com filhos”. A renda domiciliar *per capita* e a escolaridade da mãe são os principais fatores relacionados tanto ao fato de as crianças estarem fora da escola quanto pela ocorrência de distorções idade-série. A presença de crianças menores de 7 anos no domicílio não se mostrou estatisticamente associada com as situações escolares pesquisadas.

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyse the kind of household arrangement on children at school age, being out of school or presenting an age/grade deviation. For this, it was considered the factor demographic (the presence of children younger than 7 year at home) and socioeconomic factors (household income per capita and mother education) as variables.

With data of the urban area 2000 census of Campinas, São Paulo, on elected as target, children at ages 7-14, attending elementary school or out of it, before finishing that grade, on the selected the simple two-parents household and single-mother household arrangements. Binary logistic regression model was used in the results interpretation.

When the household income *per capita*, the mother education and the presence of younger children effects are included at the logistic model, the household arrangement doesn't affect the school attendance, but interfere in the age/grade deviation. In the single-mother household there is a 24% higher risk to the children is delayed at school than to the simple two-parents household. The household income *per capita* and the mother education are the main factors affecting children out of school late in the school grade. The younger children of 7 presence at home showed no statistic significance for the schooling of children.

INTRODUÇÃO

Muito se vêm discutindo as profundas mudanças na instituição familiar que vêm ocorrendo nas sociedades ocidentais. No que diz respeito à composição e organização doméstica das unidades familiares, tais mudanças se tornam proeminentes a partir de meados da década de 60: aumento das taxas de separações e divórcios, das uniões consensuais (sem vínculo jurídico ou religioso), dos arranjos domésticos monoparentais (formado apenas por um dos pais e filhos), dos domicílios sob responsabilidade feminina e um incremento da participação das mulheres no mercado de trabalho. As unidades familiares contemporâneas estão longe de obedecerem a um padrão único de configuração e assumem formas variadas, das mais simples (domicílios unipessoais) às mais complexas (domicílios compostos por núcleos aparentados).

Por outro lado, diferenças geográficas, socioeconômicas e culturais fazem com que esta série de mudanças na família não ocorra de forma homogênea em todos os países, e nem mesmo no interior dos países, bem como, não ocorram no mesmo *timing*.

As disparidades sociais no Brasil e nos países latino-americanos têm colocado a família no centro do debate dos programas que visam reduzir a pobreza da população. Em países como o nosso, que não dispõem de um sistema de políticas sociais mais efetivo e abrangente, as condições de subsistência das famílias são determinadas pelo seu nível de rendimentos. Este está associado, fundamentalmente à renda auferida pela pessoa responsável do domicílio ou pelos demais membros do domicílio, que se encontram inseridos no mercado de trabalho. Deste modo, mudanças na composição dos domicílios podem alterar profundamente as condições materiais de vida das famílias. Entender os tipos de vulnerabilidade que acompanham um particular arranjo domiciliar é de fundamental importância para a projeção de políticas públicas que visem melhorar o bem-estar dos filhos, dos pais e das famílias.

Dimensão importante desta discussão diz respeito ao desenvolvimento das crianças. Em que medida as diferentes formas de organização doméstica interferem, positiva ou negativamente, neste desenvolvimento? Em que medida a trajetória de vida de uma criança, o seu “life course”, é afetado pelo tipo de arranjo doméstico do qual participa? Uma criança, convivendo com ambos os pais na mesma casa, tem melhores condições de desenvolvimento do que aquela que convive apenas com um dos pais, ou do que aquela que convive, na mesma casa, com pais e avós?

No centro desta discussão estão os domicílios sob responsabilidade (ou chefia) feminina. No Brasil, estes domicílios representam 25% do total dos domicílios em 2000 (IBGE, 1991, 2000), e apresentam um incremento de 37% em relação a 1991. Em que pese à dificuldade em captar a informação sobre o sexo da pessoa responsável pelo domicílio, dado o grande peso cultural e iniquidades de gênero, os domicílios sob responsabilidade feminina são predominantemente formados por mães e filhos, isto é, são domicílios monoparentais.

Freqüentemente, na literatura especializada, a ocorrência de domicílios sob responsabilidade feminina é associada à pobreza. Neste sentido, estes domicílios são considerados os mais pobres entre os mais pobres, análise esta que subjaz à discussão sobre uma possível “feminização da pobreza”. Em consequência, as crianças nestes domicílios teriam maiores riscos de mortalidade e de desnutrição infantil; maior probabilidade de abandono escolar e maior dificuldade de progressão entre as séries escolares. As investigações sobre o tema, porém, têm produzido resultados bastante contraditórios, com grandes variações nacionais e regionais.

O texto a seguir apresentado pretende contribuir para esta discussão. Seu objetivo principal é verificar a existência de associação entre o tipo de arranjo domiciliar e a freqüência à escola, de um lado, e, a progressão escolar das crianças, de outro. Buscou-se, ademais, identificar

entre alguns fatores – renda domiciliar *per capita*, escolaridade da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio – quais se mostram mais relacionados com estes eventos de interesse. Em linhas gerais, pretende-se analisar se a não frequência à escola e a progressão escolar são eventos associados apenas ao tipo de arranjo domiciliar ou encontra-se condicionado pelos outros fatores também investigados.

O procedimento metodológico consiste na análise de crianças de 7 a 14 anos do município de Campinas, residindo nos arranjos domésticos compostos por pai, mãe e filhos, tendo o pai como responsável pelo domicílio; e, nos arranjos domésticos compostos por mãe e filhos, tendo a mãe como responsável pelo domicílio. Para uma melhor contextualização, inicialmente buscou-se verificar, para o município de Campinas, como está distribuída a população segundo os diferentes tipos de arranjos domésticos e o sexo do responsável e, a seguir, identificar como estão distribuídos os domicílios que incorporam a população de 7 a 14 anos. Como fonte de dados utilizou-se o banco de microdados do Censo Demográfico de 2000.

Para tanto, esta dissertação é composta por quatro capítulos, além desta parte introdutória. No primeiro capítulo apresenta-se um quadro teórico acerca das mudanças ocorridas na organização domiciliar e o seu impacto sobre as crianças, principalmente no que se refere à escolaridade alcançada por estas.

No capítulo 2, realiza-se uma descrição metodológica da fonte de dados utilizada, suas possibilidades e limitações; as variáveis consideradas e a metodologia estatística empregada, no caso, o modelo de regressão logística.

O terceiro capítulo dedica-se à análise das características dos arranjos domésticos presentes no município de Campinas e de algumas características da população de 7 a 14 anos. Contrasta-se o tipo de arranjo domiciliar em que estas estão incorporadas com outras

características domiciliares, frente à não frequência à escola e a sua situação de distorção idade série.

Por fim, no capítulo 4 são apresentados os modelos de regressão logística e uma síntese dos principais resultados encontrados.

1. ARRANJOS DOMÉSTICOS E ESCOLARIDADE

Este capítulo tem o objetivo de apresentar uma breve discussão da literatura acerca das mudanças na instituição familiar e as principais mudanças demográficas que têm passado as organizações domésticas desde meados do século XX. Apresenta também uma revisão da literatura que versa a respeito do efeito de diferentes organizações domésticas sobre o bem-estar das crianças.

1.1. Transformações na instituição familiar

No Brasil, como em outros países da América Latina, e em boa parte do mundo, a estrutura familiar tem passado nas últimas décadas por algumas mudanças. Entre elas nota-se um aumento das taxas de separações e divórcios, das uniões consensuais (sem vínculo jurídico ou religioso), dos arranjos domésticos monoparentais (formado apenas por um dos pais e filhos), dos domicílios sob responsabilidade feminina e um incremento da participação das mulheres no mercado de trabalho (BERQUÓ, 2002; GARCIA, ROJAS, 2002; GOLDANI, 2002; ARIZA, OLIVEIRA, 2001; BRUSCHINI, 2000; ARIAS, PALLONI, 1996).

Na esteira de tais mudanças emerge o discurso de que elas indicariam uma situação de “crise” da família contemporânea. Neste sentido, as famílias estariam tornando-se fragilizadas e desestruturadas. E, o efeito de tais transformações na organização familiar repercutiria de forma mais aguda no grupo mais vulnerável da sociedade, as crianças.

O discurso de que a família contemporânea está em crise tem um tom normativo. A família é pensada a partir de um modelo idealizado e, por este modelo, ela é formada por um casal heterossexual e seus filhos biológicos. Deste modo, qualquer variação em relação a este

modelo é diagnosticada como crise. Este discurso tem sido assíduo desde os primórdios do século XX.

No início do século XIX os princípios higienistas exercem o trabalho de regeneração da família. As campanhas de saúde foram essenciais nesse momento; junto com os hábitos de higiene, ensinou-se às mulheres a economia doméstica e a ordem no domicílio. O que começou a chamar do “binômio mãe-filho”, foi, ademais, a expressão pragmática ante a necessidade de encontrar vias eficientes de fazer frente à problemática do momento: a ordem, a moral e a saúde.

Donzelot (1986) analisa o aumento do controle do Estado sobre a família e pela família ao longo do século XIX. As grandes preocupações que surgem no século XIX são com a família popular e seus desvios em relação à família urbana: concubinato, mortalidade infantil e abandono dos filhos, delinqüência juvenil etc. O autor examina os esforços para fazer desaparecer estas marginalidades através do policiamento, entendendo por este termo a utilização de todos os métodos necessários para o desenvolvimento da qualidade da população e o fortalecimento da nação.

Segundo este autor, a “estratégia de familiarização” ganhou apoio entre as mulheres. A mulher aparece como um instrumento de normalização da família e como aliada dos médicos. Se por um lado isto facilitou o desenvolvimento de algumas áreas médicas, com efeito direto sobre a atenção e proteção pública a maternidade e a saúde infantil, por outro lado, criaram-se também condições que limitaram o controle, por parte das mulheres, dos processos comprometidos com a gravidez, parto e puerpério.

No século XX o discurso de crise na família ganha eco na sociologia americana, especialmente após os trabalhos de Parsons. Este autor, a partir de análise de cunho estrutural-

funcionalista, considera a família como um sistema de posições sociais e de papéis relacionados por processos funcionais com as demais instituições sociais.

A família segundo este modelo caracteriza-se pelo casamento monogâmico e por um número reduzido de filhos, vivendo isoladamente dos demais parentes, e com atribuição diferenciada dos papéis entre os gêneros masculinos e femininos (MICHEL, 1983). A questão que emerge é que o modelo parsoniano de família tende a esconder uma diversidade de tipos familiares, existentes ao longo da história humana (SEGALEN, 1992).

A partir deste modelo, a família aparece como uma construção ideológica, que supõe uma ausência total de variedade de modelos de família. A falta de interesse pela dimensão histórica é total.

Segundo Bilac (1991), o modelo de família parsoniana refere-se a

[...] um ‘tipo ideal’ teoricamente construído para representar a estrutura familiar melhor adaptada às exigências impostas pela sociedade industrial (de alta competitividade e mobilidade) aos indivíduos que dela participam. Ao mesmo tempo, esta estrutura familiar, por meio da socialização que engendra, garante este tipo de sociedade (BILAC, 1991, p. 75).

Ademais, Bilac (1991) ao reportar-se aos trabalhos históricos de Laslett (1972), nos mostra que a família nuclear não se originou da industrialização em larga escala (no modo de produção capitalista). Este modelo de família já estava estabelecido em algumas comunidades de países europeus e da América Colonial em período pretérito à industrialização.

Não obstante o discurso sobre um modelo idealizado de família, esta deve ser vista como um fenômeno histórico, ou na expressão de Marcel Mauss um fenômeno social total, e por isso indissociável da sociedade global (MICHEL, 1983). Não podemos falar em um único tipo de família, mas em tipos de famílias construídos conforme as regiões, as culturas, as classes sociais dentre outras.

Segundo Bourdieu, a família pode ser apreendida como uma unidade de reprodução social, mediante o processo de transmissão de herança familiar para os filhos. No seio da família são estabelecidos vínculos entre gerações a partir do processo de difusão de diversos tipos de capital, a saber: simbólico, econômico, cultural, social, escolar (BOURDIEU, 1996). A família

[...] tem um papel determinante na manutenção da ordem social, na reprodução, não apenas biológica, mas social, isto é, na reprodução na estrutura do espaço social e das relações sociais (BOURDIEU, 1996, p. 31).

A partir das idéias de Bourdieu, podemos considerar as mudanças ocorridas no interior da família não como sinal de crise, mas sim, como resultado do seu caráter estruturante. Para este autor, a família enquanto unidade de reprodução social é um grupo de convivência que pratica estratégias específicas que se referem a estruturas estruturantes, que não repõem apenas o instituído (BOURDIEU, 1996). Romanelli (2000), tomando as idéias de Bourdieu, acrescenta que a família não é uma mera instituição encarregada de substituir estruturas estruturadas. “O caráter estruturante da família emerge na tomada de decisões, quando ela se abre a inovações necessárias, a fim de enfrentar novas dificuldades”.

Segundo Singly (1993) *apud* Romanelli (2000) o envio dos filhos à escola configura-se como uma das estratégias de reprodução, que objetiva à manutenção e ampliação da posição social da família.

1.2. Aspectos demográficos das mudanças na estrutura familiar

As mudanças nos padrões sociais e culturais trazidas pela modernização da sociedade têm sido mostradas como repercutindo sobre “os modelos, o tamanho das famílias, suas formas de

reprodução e o seu papel social na estrutura social” (Associação Municipal de Assistência Social-AMAS, 1995, p. 13).

Segundo Lesthaeghe e van de Kaa (1986) *apud* Pinnelli (1999), o modelo nuclear de família começou a perder maior espaço nos países ocidentais desenvolvidos, no início dos anos 1970, com a concatenação de uma série de eventos demográficos, ora denominada pelos autores ‘segunda transição demográfica’. Assim, o conceito *segunda transição demográfica* expressa a progressiva diversificação nos padrões de comportamento familiar que acompanharam o *baby-bust*, isto é, a redução da fecundidade dos anos setenta a um nível abaixo do nível de reposição (2,1 filhos): a postergação da primeira união, maior presença de uniões consensuais e da fecundidade extraconjugal, assim como o incremento das dissoluções de uniões e das famílias reconstituídas.

Ariza e Oliveira (2001) afirmam que na América Latina, não há uma resposta homogênea quanto ao advento da segunda transição demográfica, ou sobre as novas tendências que caracterizam alguns de seus componentes. A respeito das mudanças demográficas que expressam a *segunda transição demográfica*, segundo estas autoras “a gênese destas transformações se encontram em uma série de processos demográficos, culturais e econômicos de diversa temporalidade e complexa inter-relação”.

Julieta Quilodrán ao reportar-se ao trabalho de Lesthaeghe (1995), sobre a noção da segunda transição demográfica, nos diz que os eixos norteadores deste processo são:

1. O rápido enfraquecimento do controle social exercido pelas instituições, na qual é correlato o incremento da autonomia e da moral individual.
2. A maior aceitação social da sexualidade fora do matrimônio.
3. A acentuação das aspirações individuais entre os casais.
4. O desenvolvimento de padrões de intercâmbio mais simétricos no interior das uniões.
5. O descobrimento dos custos de oportunidades resultantes da autonomia econômica da mulher.

6. A fusão do doméstico e das carreiras dos cônjuges nas negociações domésticas.
7. A disponibilidade de contraceptivos eficiente, que ajudam a mulher no controle de sua reprodução (QUILODRÁN, 2003, p.65).

Nos países latinoamericanos os domicílios nucleares permanecem predominantes e as famílias extensas (pais e filhos e outros parentes) e as compostas (incluem a presença de não parentes) têm mantido seu peso relativo nas últimas décadas. Com frequência, a persistência de famílias extensas – sobre tudo nos setores pobres – é interpretada como uma resposta à diversidade econômica.

No âmbito das mudanças ocorridas no seio das famílias, modificam-se não apenas os arranjos domésticos como também os acordos familiares e a forma de como as famílias se inter-relacionam com o Estado, a vida institucional ou econômica, deixando descoberta uma estreita interconexão entre o mundo familiar e outros eixos da organização social. Em sua organização doméstica as famílias têm recebido o embate dos recorrentes episódios de crises econômicas, processos de ajustes, reestruturação e abertura do mercado externo, adaptando-se de maneira flexível às cambiantes condições socioeconômicas.

As condições e alternativas das famílias também são definidas por condições exteriores a elas, isto é, por fatores macroestruturais, como a dinâmica da economia e das oportunidades ocupacionais.

1.3. As mulheres e a responsabilidade pelos domicílios

Os domicílios sob responsabilidade feminina têm uma grande relevância para o estudo das mudanças na vida familiar. Trata-se de uma categoria heterogênea que engloba situações muito

diversas: mães solteiras ou separadas, mulheres viúvas de maior idade e jovens solteiras com elevada escolaridade, dentre outras.

Os arranjos domiciliares em que uma mulher é a responsável, têm se tornado um importante fenômeno no mundo desde a última metade do século XX (BARROS; FOX; MENDONÇA, 1998). As estimativas indicam que em 1978 entre 25% e 33% de todos os domicílios no mundo estavam sob responsabilidade de uma mulher (BUVINIC; YOUSSEF, 1978 *apud* BARROSO, 1978).

Não obstante, análises de registros históricos mostram que quase 30% dos domicílios na cidade de São Paulo, em 1765, são chefiados por mulheres, percentual este que aumenta para 44% em 1802 e recua para 39% dos domicílios em 1836 (KUZNESOF, 1985 *apud* Barros *et al*, 1998). Segundo Woortmann e Woortmann (2002) a existência de unidades monoparentais sob responsabilidade feminina não é algo recente nas camadas mais pobres da população brasileira e mundial.

O aumento dos diversos tipos de famílias na última metade do século XX, cujo responsável é uma mulher obedece a ocorrência simultânea das transformações demográficas, socioeconômicas, e culturais, e constituem em si um processo multicausal (BERQUÓ, 2002; GOLDANI, 2002; ARIZA; OLIVEIRA, 2001; BRUSCHINI, 2000; ARIAS; PALLONI, 1996)

Entre os fatores explicativos mais relevantes para o aumento das unidades domésticas com chefia feminina, encontra-se a dissolução conjugal, a mortalidade diferenciada por sexo, a migração interna e internacional masculina, assim como a maternidade solteira e a prevalência de elevados níveis de violência doméstica associadas com alcoolismo, consumo de drogas e a pobreza. Outros aspectos vinculados com o aumento da escolaridade das mulheres, sua maior

independência econômica e mudanças nos papéis femininos tradicionais facilitam as mulheres a fazer cargo de chefia dos seus domicílios.

No Brasil, segundo Barroso (1978), o aumento do número de domicílios sob responsabilidade feminina, relaciona-se com o incremento das taxas de separações e divórcios. Para Greene e Rao (1992), as mulheres após a dissolução de uma união têm suas chances, com o passar do tempo, reduzidas para construírem uma nova união. A dificuldade das mulheres em construir uma nova união, reside, entre outros fatores, na compressão do mercado matrimonial¹, que se apresenta em desvantagem para as mulheres.

Segundo Berquó (2001) a viuvez tem cedido lugar à separação e ao divórcio como modalidade predominante de dissolução conjugal. Nos períodos de 1970 e 1995, a viuvez como fenômeno de dissolução conjugal arrefeceu de um percentual equivalente a 63,3% a 36,6%, respectivamente. Por outro lado, a proporção de mulheres divorciadas, separadas ou desquitadas, responsáveis por domicílios sofreu um incremento de 27,3% a 49,2%, nos anos de 1970 e 1995, respectivamente.

O crescimento dos domicílios de chefia feminina, ou sob responsabilidade feminina, ensejou o desenvolvimento de alguns “estereótipos globais” a respeito daqueles compostos exclusivamente por mães e filhos (monoparentais). Segundo tais estereótipos existe uma estreita relação entre este tipo de arranjo domiciliar e a pobreza. Tais domicílios são ainda freqüentemente considerados prejudiciais ao bem-estar dos filhos, uma vez que, neles, a mãe acumula as funções de única provedora e única cuidadora das crianças (CHANT, 1999).

Para alguns analistas, a ausência do pai no domicílio,

¹ Greene e Rao entendem por compressão do mercado matrimonial “uma maior ou menor oferta de homens ou mulheres no mercado de casamento [e] na faixa etária em que geralmente acontecem os casamentos [...]” (GREENE, RAO, 1992).

Va a afectar o rendimento educacional ante el empobrecimiento del clima socioeducativo del hogar, va pensar fuertemente sobre el desarrollo de la inteligencia emocional, golpea la salud, crea condiciones propicias para sensaciones de inferiorización, aislamiento, resentimiento, agresividad, resta un fuente fundamental de orientación en aspectos morales (KLIKSBERG, 2002, p. 189).

Um contraponto aos estereótipos globais a respeito dos domicílios monoparentais femininos e a sua tendência em perpetuar a pobreza sem trégua é apresentado por Moore:

La creencia em que la pobreza se halla siempre asociada con unidades domesticas encabezadas por mujeres es peligrosa, porque deja intocadas las causas y la naturaleza de ésta y porque descansa en un prejuicio de que los hijos estarán inexorablemente en peor situación económica en ese tipo de unidad doméstica debido a que se trata de familias incompletas (MOORE, 1996 apud CHANT, 1999, p. 109).

A família conjugal independente não é estável. Uma grande mudança nas taxas de divórcio antecipa um “rompimento” do sistema estabelecido, e as funções fundamentais da família – a reprodução, a posição social, a manutenção e socialização dos filhos e os controles sociais sobre os membros da família – passam a ser realizadas sob outras formas de organização doméstica. Estas outras formas devem ser analisadas nas suas especificidades respectivas e não serem consideradas de antemão como famílias “incompletas” ou “quebradas” simplesmente por serem diferentes da família nuclear/conjugal.

Conforme já apontado por Kaztman e Filgueira (2001), “observa-se um claro incremento na mobilidade dos indivíduos entre diferentes famílias ao longo do seu ciclo de vida”. Atualmente nos deparamos com situações em que, por exemplo, as crianças não convivem com os seus dois pais biológicos, mas apenas com um dos pais biológicos; um pai biológico e um adulto do mesmo sexo ou de sexo oposto ou nenhum dos pais biológicos (SANSON; LEWIS, 2001).

1.4. Estado da arte da relação família-escola

A literatura internacional, principalmente a americana, tem focalizado amplamente o impacto das mudanças na composição e organização das famílias ocorridas nas últimas décadas sobre as realizações escolares das crianças e dos jovens.

Os fatores explicativos do desempenho educacional, na maior parte das pesquisas, articulam-se entre psicológicos e econômicos:

[...] As a consequence, questions about the impact of family structure on the socioeconomic life chances of children have become increasingly important. Studies of effects of family dissolution and reconstitution on children's educational attainment are especially because education is highly consequential for individuals' subsequent level of living (JONSSON, GÄHLER, 1997, p. 277).

[...] Some of the difference could not simply be explained by the household's economic resources. Such factors of the differential parental expectations or parental involvement may have been critical. (DE VOS, 2001, p. 1).

Pesquisas internacionais que versam sobre a relação entre estrutura familiar e a escolaridade de crianças e jovens têm mostrado que, crianças e jovens criados em famílias com algum processo de dissolução (divórcio, viuvez, etc.), tem, em média, resultados educacionais menos favoráveis, em comparação as crianças criadas em famílias com ambos os pais (GINTHER; POLLAK, 2000; WOJTKIEWICZ, 1993).

Segundo Sanson e Lewis (2001), para compreender os efeitos da composição doméstica sobre o bem-estar das crianças é importante distinguir entre efeitos que decorrem da forma ou estrutura familiar, as quais crianças pertencem, dos efeitos que são considerados de origem intra-familiares e dos processos extra-familiares.

Segundo as autoras, o desafio é descrever e entender as mudanças contextuais em curso na vida das famílias, e como as famílias frente a estas circunstâncias se modificam, e em particular, qual o impacto sobre os filhos.

Nos últimos 50 anos, as pesquisas nos países desenvolvidos que investigam o impacto das famílias sobre o bem-estar das crianças, como os cuidados com a saúde, nutrição, educação etc., têm refletido as mudanças no discurso da sociedade. Nos Estados Unidos, por exemplo, o aumento das taxas de dissolução dos matrimônios em virtude do divórcio, e as novas uniões conjugais que daí decorrem têm gerado grandes debates sobre o impacto para as crianças. Argumenta-se em favor da manutenção da família americana “tradicional”, formada pelo casal e seus filhos biológicos. Posicionando-se contrariamente aos gastos de financiamento por parte do Estado às famílias formadas por mães e seus filhos, vivendo em situação de pobreza.

O debate sobre o impacto do divórcio dos pais na vida dos filhos tem, em sua gênese, um tom moralizador. As normas e os valores da família estariam se degradando. Nota-se também, um grande apelo para as ciências “psi” (psicologia, psicanálise,...). Os filhos criados em famílias, cujos pais são divorciados, passariam por traumas decorrentes da separação. Estas crianças e adolescentes teriam assim, maior probabilidade de crescerem “desajustadas”, isto é, com desvios de personalidade e conduta. Ademais, por conta dos traumas da separação, estas crianças (desajustadas), comparativamente as crianças criadas com os dois pais biológicos, teriam maior probabilidade de fracasso escolar, de serem infelizes e como resultado final, quando adultos, não conseguiriam uma boa colocação no mercado de trabalho, recebendo assim, salários mais baixos.

Sanson e Lewis (2001) ao reportarem-se ao trabalho de Hetherington e Stanley-Hagan (1999), argumentam que, inicialmente, parte das pesquisas sobre o efeito do divórcio na vida dos

filhos, “foi baseada em um modelo de déficit do divórcio”. Este modelo articula-se por duas suposições que se encontram imbricadas.

Primeiro, os estudos refletem a suposição de que os filhos só podem ser bem educados se criados em estruturas familiares formadas por ambos os pais biológicos. E os estudos que investigam as famílias estruturadas pelas mães e seus filhos (monoparentais), realizados entre as décadas de 1950 e 1970, são chamados estudos da “ausência do pai”.

Segundo, o processo do divórcio é assumido como um evento traumático com sérias conseqüências negativas para as crianças. Esta segunda suposição apresenta um problema metodológico sério. Frequentemente a amostra dos pesquisados é de origens diferentes. As crianças de famílias divorciadas são recrutadas em clínicas e as crianças de famílias não divorciadas são escolhidas da população total.

A estrutura familiar é interpretada como “efeito principal”. Neste sentido, olha-se o efeito direto da estrutura familiar sobre um determinado aspecto funcional da criança. Como o foco da análise recai sobre diferenças médias, e pouco ou nenhum fator mediando ou moderando é considerado, as pesquisas frequentemente confirmam as expectativas de resultados mais “pobres” para as crianças de famílias divorciadas. “A conclusão simplista que chega aponta o divórcio *per se* como um evento ruim para os filhos” (SANSON; LEWIS, 2001).

Embora algumas pesquisas ainda sigam este modelo simples de efeito principal, a partir da década de 70, os pesquisadores começam a dar atenção ao fato que muitas crianças de famílias divorciadas são bem ajustadas, e que ao lado da experiência do divórcio dos pais, muitos outros fatores podem esclarecer as diferenças nos resultados de diferentes grupos (SANSON; LEWIS, 2001).

Jonsson e Gähler (1997) sugerem que o fato de viver em um domicílio com apenas um dos pais presentes (resultado de uma separação, divórcio, viuvez ou gravidez fora do matrimônio) não provoca apenas escassez de recursos econômicos, mas também restringe o tempo que os pais dedicam aos filhos e reduz o capital social disponível para estes últimos. Nestes casos, não é de surpreender-se que as crianças que vivem em domicílios onde só um dos pais está presente tenham êxitos e aspirações educacionais inferiores aos daquelas que vivem em arranjos domésticos nucleares tradicionais ou em arranjos domésticos estendidos, sem considerar o efeito de diversos fatores socioeconômicos.

Segundo Biblarz e Gottainer (2000) os resultados escolares dos filhos nos arranjos domésticos compostos por mães e filhos variam internamente segundo o evento que deu origem a este tipo de organização familiar. Estes autores, com objetivo de saber se crianças que vivem com mães divorciadas têm desempenho inferior às crianças que vivem com mães viúvas, comparam dados de crianças que vivem neste mesmo tipo de arranjo doméstico (mães e filhos), mas de origens diferentes. Uma outra questão abordada é se as mães viúvas estão em desvantagem social e econômica comparativamente as suas congêneres divorciadas.

Entre os achados da pesquisa, os autores apontam que crianças criadas por mães divorciadas, quando comparadas com crianças criadas por mães viúvas, têm significativamente menor nível educacional e *status* econômico e são menos felizes quando adultas. Quanto às mães, as que são divorciadas encontram-se em posição ocupacional inferior e enfrentam maiores dificuldades financeiras que as viúvas.

Os autores afirmam que os resultados dos trabalhos sobre a variação no êxito das crianças de famílias estruturadas apenas com a figura materna são contraditórios. Em muitos trabalhos não

há um acompanhamento sistemático de um quadro teórico sobre a natureza da diversidade dos diferentes tipos de famílias em que não existe a presença paterna.

Segundo DE VOS (2001), existem diferenças, também, entre as crianças que vivem com os dois pais biológicos e aquelas crianças que moram com um dos pais não sendo o biológico (ou seja, em famílias reconstituídas). A autora acrescenta que o desempenho das crianças que moram com um dos pais não-biológicos é semelhante ao das crianças que moram com apenas um dos pais. Argumenta-se que fatores como encorajamento dos pais, atenção, supervisão e expectativas são todos importantes para um bom desempenho. E, que os pais biológicos, naturalmente, colocariam mais esforços nestes fatores que os pais não biológicos ou que os pais sozinhos (mães).

Kaztman e Filgueira (2001) argumentam sobre a importância de entender o desequilíbrio intergeracional, e que a problemática da infância e sua avaliação recente, pressupõe examinar a forma de como as famílias enfrentam cotidianamente e defendem o nível de bem-estar, fazendo o uso de recursos materiais (recursos físicos), educativos e de trabalho (capital humano) e de redes, proteção e apoios comunitários e familiares (capita social).

Silva e Hasenbalg (2001) ao relacionarem as chances de progressão escolar entre as crianças e jovens de 6 a 19 anos, destacam o capital econômico, social e cultural como dimensões importantes para se apreender como a estrutura familiar afeta o desempenho do aluno na escola.

Segundo estes autores, o capital econômico relaciona-se aos recursos econômicos disponíveis para os gastos educacionais dos filhos. A segunda dimensão, o capital cultural, seria relacionada aos recursos educacionais da família, que pode propiciar um ambiente mais adequado ao aprendizado. A última dimensão, o capital social, seria em relação à estrutura dos arranjos domiciliares, que podem facilitar ou prejudicar a ação dos indivíduos dentro da estrutura social.

Os autores concluem que a renda *per capita*, utilizada como *proxy* para mensurar o capital econômico influi nas chances de transição escolar entre as crianças e jovens de 6 a 19 anos de forma positiva. Efeito também notado para a variável “anos de estudo” do chefe do domicílio, que foi tomada como medida do capital cultural. O capital social, mensurado pela presença de chefia feminina no domicílio e pelo número de filhos no domicílio, relaciona-se de forma negativa com a progressão escolar do grupo estudado por eles. Segundo Silva e Hasenbalg o padrão do efeito das variáveis explicativas é crescente até a 4ª série do ensino fundamental, e partir desta série começa a arrefecer, mostrando uma maior influência das variáveis de *background* familiar até a metade do ensino fundamental.

Os trabalhos de De Vos; Kaztman e Filgueira ; Silva e Hasenbalg são estudos de países latino-americanos; respectivamente, Argentina, Uruguai e Brasil. Infelizmente estudos como estes, preocupados com a relação entre escolaridade e estrutura familiar ainda são raros na América Latina e o Brasil não foge a esta regra. Em nosso país, segundo Zago, a preocupação maior é com a análise da relação entre “escolaridade e classes sociais e predominantemente para as camadas de baixa renda de regiões urbanas e rurais” (ZAGO, 1994, p. 17). Portanto, o presente trabalho pretende ser uma contribuição a um debate ainda bastante novo entre nós.

2. NOTAS METODOLÓGICAS

Neste capítulo apresentamos algumas características referentes à fonte de dados utilizada (Censo 2000), suas possibilidades e limitações, e discuti-se os aspectos metodológicos relacionados ao modelo estatístico empregado: regressão logística binária.

2.1. Universo e unidade de análise

O estudo privilegiou como universo de análise a área urbana do município de Campinas, estado de São Paulo. A unidade de análise foi o indivíduo (crianças ou adolescentes) de 7 a 14 anos de idade, cursando o ensino fundamental ou fora da escola sem ter completado este nível, morador de domicílio particular permanente que apresentasse uma das seguintes formas de arranjo doméstico:

1- Arranjo doméstico compostos por pai, mãe e filhos, tendo o pai como responsável pelo domicílio;

2- Arranjos domésticos compostos por mãe e filhos, tendo a mãe como responsável pelo domicílio.

2.2. Fonte de dados

Para realização dos objetivos propostos nesta dissertação, foi realizado um estudo de corte transversal, com base no ano 2000. Utilizou-se como fonte de dados o banco de microdados do Censo Demográfico de 2000, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE). Para o município de Campinas, a amostra corresponde à de 10% do universo pesquisado².

Uma característica importante da amostra do Censo Demográfico diz respeito ao seu plano amostral, que não considera a amostragem aleatória simples de domicílios.

O plano amostral do Censo Demográfico consiste em uma seleção sistemática de domicílios particulares e de famílias e pessoas sós em domicílios coletivos, feita independentemente em cada setor censitário³. Este procedimento equivale a um plano de amostragem estratificada, onde os estratos são os setores, e a seleção é sistemática com equi-probabilidade em cada estrato, com fração amostral constante para setores de um mesmo município. Para expansão da amostra, o IBGE calculou pesos a serem atribuídos aos domicílios pesquisados e a cada um de seus moradores⁴.

A especificidade do plano amostral do Censo nos permite considerá-lo como um “plano amostral complexo”. Por conta disto não podemos tratar os dados como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas, isto é, como se tivessem sido gerados por amostras aleatórias simples. O problema, do ponto de vista metodológico, é que os procedimentos usuais de análises estatísticas, disponíveis nos pacotes estatísticos padrões, como o SAS e SPSS, consideram apenas que os dados a serem analisados são provenientes de amostras aleatórias simples.

Segundo Pessoa e Silva (1998), medidas descritivas da população, obtidas para os parâmetros populacionais, como totais, médias, taxas, proporções e razões, a partir dos pesos das

² A fração amostral de 10% foi adotada pelo IBGE para os municípios com população estimada superior a 15.000 habitantes e para os demais municípios a fração amostral foi 20%.

³ Por setor censitário o IBGE entende a “unidade territorial criada para fins de controle cadastral da coleta [...] áreas contíguas, respeitando-se os limites da divisão político administrativa, do quadro urbano e rural legal e de outras estruturas territoriais de interesse” (IBGE, 2002).

unidades amostrais (fornecidos nos arquivos de microdados), são não viciadas. Não obstante, estimativas de medidas de precisão dos estimadores, tais como variância e desvio padrão, são influenciadas pela estratificação e pesos. Segundo estes autores, as técnicas e sistemas de análise tradicionais, ao ignorar esses aspectos, podem produzir resultados incorretos para os desvios padrões e níveis de significância, o que pode comprometer a qualidade do ajuste de modelos e a interpretação dos resultados obtidos.

Uma dificuldade inerente à incorporação do desenho amostral de dados complexos em ajuste de modelos é o número reduzido de softwares específicos⁵ e o preço elevado dos mesmos.

Nesta dissertação, embora sabendo que para obtermos estimativas mais precisas no ajuste de modelos estatísticos, devemos incorporar o desenho da amostra, não foi possível fazer tal ajuste, em virtude de algumas das dificuldades descritas anteriormente, como a ausência de um software específico. Dessa forma, ao construirmos os modelos estatísticos utilizando os dados expandidos para população, as estimativas de erro padrão e testes de significância para os parâmetros podem estar viciadas.

Para minimizar o vício nas estimativas dos erros padrão, por conta de não incorporarmos o desenho da amostra, trabalha-se no momento da modelagem estatística com o peso relativo⁶. Com este procedimento, garantimos na modelagem estatística o total da amostra e não o total populacional.

⁴ Os pesos foram obtidos por meio de um processo de calibração em relação ao conjunto de variáveis auxiliares levantadas no questionário básico, para as quais os totais populacionais eram conhecidos.

⁵ Os pacotes SUDAN e STATA estão entre os softwares que permitem incorporar o desenho da amostra em modelagens estatísticas.

⁶ Obtém-se o peso relativo pelo quociente entre o peso bruto e sua média (w_i/\bar{w}); onde $\bar{w} = \sum w_i / n$

2.3. Modelo de regressão logística binária

Com o objetivo de identificar evidências estatísticas sobre a associação entre o tipo de arranjo domiciliar e a frequência dos filhos à escola ou com a progressão escolar destas crianças, foram utilizados modelos de regressão logística binária (HOSMER, LEMESHOW 1989; COLLET 1991). De forma complementar, buscamos identificar fatores associados com os eventos de interesse, através da inclusão de variáveis controle relacionadas as condições socioeconômicas e demográficas dos domicílios.

O modelo de regressão logística binária é empregado quando a variável resposta é dicotômica. Neste caso, o ‘fenômeno’ estudado ou variável resposta, assume valores ‘1’ ou ‘0’, e indica a realização ou não realização de dois possíveis resultados, como ‘estuda ou não estuda’, ‘trabalha ou não trabalha’, ‘sucesso ou fracasso’ etc. Os dados que se apresentam desta maneira podem ser analisados usando o modelo de regressão logística binária ou binomial, uma técnica que permite realizarmos predições e verificarmos associações entre uma variável resposta e fatores (covariáveis) que influenciam a ocorrência de determinado evento (COLLET, 1991; HOSMER; LEMESHOW,1989).

O modelo de regressão logística é chamado de regressão logística simples quando incorpora apenas uma variável explicativa e, de regressão logística múltipla quando incorporar mais de uma variável. As covariáveis ou fatores considerados foram: tipo de arranjo domiciliar, escolaridade da mãe, renda domiciliar *per capita* e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

Na análise do modelo de regressão logística utilizou-se o procedimento *PROC LOGISTIC* do software SAS (*System Analysis Statistical*), versão 8.02. As estatísticas geradas pelo

procedimento *PROC LOGISTIC* foram exportadas para planilhas do *Microsoft Excel* utilizando a rotina *ODDS HTML*, do software *SAS* e, em seguida, foram feitas as devidas análises.

Nas próximas três subseções são apresentadas uma breve explicação sobre o modelo de regressão logística. Assim, apresenta-se primeiro a equação de regressão logística, em seguida como interpretar os parâmetros estimados no modelo e por fim a construção do modelo. Maiores detalhes sobre este modelo de regressão podem ser encontrados em Hosmer e Lemeshow (1989) e em Collet (1991)

2.3.1. A equação de regressão

O método de regressão logística binária é o método adequado quando se necessita modelar uma variável resposta binária. Ademais, esta técnica estatística permite o uso simultâneo de covariáveis categórica e/ou contínuas.

Conforme mencionado anteriormente, no modelo logístico a variável resposta, simbolizada por Y , assume os valores 0 ou 1. Ou seja, para a frequência a escola, $Y=1$ se a criança não frequenta a escola e $Y=0$ caso contrário. Do mesmo modo, em relação à progressão escolar, $Y=1$ se as crianças apresentam distorção idade-série, e $Y=0$ caso contrário. A probabilidade de ocorrência de um destes eventos de interesse denota-se por $\pi(X)$; onde X é um vetor de p covariáveis ou fatores. Assim, podemos expressar a probabilidade de uma criança não frequentar a escola por:

$$P(Y = 1 / X) = \pi(X) \quad (1)$$

Vale lembrar que $Y=1$ significa a ocorrência do evento de interesse, no nosso caso, a não frequência a escola ou distorção idade-série. E o que se pretende modelar é a probabilidade $\pi(X)$

de realização destes eventos. A probabilidade de um evento ocorrer pode ser modelada pela função logística. No caso mais simples, quando temos apenas uma covariável, a função logística tem a seguinte expressão:

$$\pi(X) = \frac{\exp(\alpha + \beta_1 X_1)}{1 + \exp(\alpha + \beta_1 X_1)} \quad (2)$$

A transformação logito, definida em termos de $\pi(X)$ assume a seguinte forma:

$$g(X) = \log \left[\frac{\pi(X)}{1 - \pi(X)} \right] \quad (3)$$

Logo,

$$g(X) = \alpha + \beta_1 X_1 \quad (4)$$

Esta transformação é chamada de *logito* da probabilidade $\pi(X)$, e apresenta propriedades estatísticas e facilidades de cálculo semelhantes a um modelo de regressão linear (HOSMER; LEMESHOW, 1989). O *logito* é linear nos parâmetros, pode ser contínuo, e pode variar de $-\infty$ a $+\infty$, dependendo dos limites de X .

No caso do modelo multivariado contendo p covariáveis, a função $g(X)$ é dada como:

$$g(X) = \log \left(\frac{\pi(X)}{1 - \pi(X)} \right) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_p X_p \quad (5)$$

No modelo logístico uma medida de suma importância é a razão de *odds*⁷. A *odds* de uma probabilidade, conforme podemos notar na equação (6), é uma medida de diferença relativa,

⁷ O termo no inglês é *odds ratio*, mas aqui preferimos usar razão de *odds*, deixando *odds* na sua forma original, pois ainda não se encontrou uma tradução apropriada no português.

expressa pelo quociente entre a probabilidade de ocorrência de um evento em interesse e a probabilidade de não ocorrência do evento.

$$ODDS(\pi) = \frac{\pi}{1-\pi} \quad (6)$$

Desta forma, se considerarmos uma covariável X do tipo binária, que recebe o valor 1 quando se considera a presença de um fator ($X=1$), e recebe valor zero se o fator está ausente ($X=0$), então a razão de *odds*, denotada por ψ , é definida como a razão da *odds* para $X=1$ em relação a *odds* para $X=0$.

O logaritmo da razão de *odds*, ou *log odds* é então o *logito* da diferença:

$$\log(\psi) = g(X=1) - g(X=0) = \beta_1 \quad (7)$$

Assim, estimado o parâmetro β_1 , a estimativa da razão de *odds* é obtida a partir da exponencial deste parâmetro:

$$\psi = \exp(\beta_1) \quad (8)$$

Para ajustar o modelo de regressão logística para um conjunto de dados, os parâmetros desconhecidos α e β precisam ser estimados. Estes parâmetros são estimados por métodos iterativos⁸ a partir da maximização da função de verossimilhança.

2.3.2. Interpretação dos parâmetros do modelo

Os valores dos parâmetros estimados β_i (coeficientes das covariáveis) mostram a mudança no logito(π), associado com uma mudança unitária na covariável, quando todas as outras

⁸ De acordo com Hosmer e Lemeshow (1989), o método mais utilizado é o de *Newton Raphson*, o qual o SAS por *default* utiliza.

variáveis são mantidas constantes. O coeficiente do termo constante (α) mostra o valor do logito(π) quando todas as covariáveis têm valor zero.

A interpretação dos coeficientes de regressão em termos do logito não é de fácil compreensão, de modo que a análise destes por meio da razão de *odds* é mais clara (HOSMER; LEMESHOW, 1989; COLLETI, 1991).

Os sinais dos coeficientes, positivo ou negativo, indicam o sentido do impacto na razão de *odds*. Ou seja, quando uma covariável for do tipo contínua, a razão de *odds* obtida na equação (8) indica o fator no qual a *odds* muda quando a *i-ésima* covariável aumenta em uma unidade. Se β_i é positivo, esse fator vai ser maior que 1, o que significa que a *odds* cresceu; se β_i é negativo, o fator vai ser inferior a 1, o que significa que a *odds* decresceu. Quando β_i é 0, o fator iguala 1, deixando a razão de *odds* inalterada.

Para as covariáveis categóricas (dicotômicas ou politômicas), a razão de *odds* estimada mostra a diferença na probabilidade do evento ocorrer em relação à categoria base. Não obstante, a interpretação da razão de *odds* dependerá do tipo de parametrização realizada, uma vez que não é correto trabalhar com variáveis deste tipo como se fossem variáveis escalares intervalares.

Hosmer e Lemeshow (1989) nos mostram que a melhor forma de trabalhar com variáveis categóricas é realizando uma nova codificação das variáveis. Segundo estes autores, uma codificação adequada é do tipo *reference cell coding*.

Supondo que temos uma variável categórica com m níveis, a partir da codificação *reference cell coding* devemos criar $m-1$ variáveis indicadoras (*dummies*), sendo que a matriz de regressão, nas colunas correspondentes a estas variáveis, receberá os valores 0 ou 1, de forma a incluir o parâmetro correto no modelo. A categoria considerada como base será representada por zeros nas $m - 1$ colunas da matriz. Por exemplo, para a covariável referente a escolaridade da mãe

(*ESMAE*), medida em anos de estudo, conforme veremos adiante, apresenta 3 categorias (1= ‘0-3 anos’, 2= ‘4-7 anos’ e 3= ‘8 anos ou mais’), terá 2 parâmetros estimados e, para tanto, serão criadas 2 variáveis *dummys*. No quadro 1, podemos visualizar a variável *ESMAE* após a recodificação por este procedimento.

Quadro 1. Parametrização da variável escolaridade da mãe, segundo a codificação *reference cell coding*.

Nível da variável	X ₁	X ₂
ESMAE 1	1	0
ESMAE 2	0	1
ESMAE 3	0	0

A categoria base ou de referência é ‘*ESMAE* = 3’ e atribui-se o valor 0 para o coeficiente desta categoria, de forma que a razão de *odds*, obtida segundo a equação 8, é igual a 1, ou seja, a $\exp(0)$. Para a primeira categoria da variável (*ESMAE*=1), a razão de *odds*, obtida em relação a categoria base, é $(\exp(\beta_3 * 0 + \beta_1 * 1) = \exp(\beta_1))$. Para a segunda categoria (*ESMAE*=2) procede-se de forma análoga, apenas substituímos o coeficiente β_1 pelo coeficiente β_2 .

Se a razão de *odds* para categoria (*ESMAE*=1) for igual 1,5 isto significa que em relação a categoria base (*ESMAE* = 3), e mantendo as demais variáveis constantes, as chances dos meninos e meninas, filhos de mães com até 3 anos de estudo, não frequentar a escola, ou no caso da progressão, apresentar distorção idade- série, aumenta em 50%, comparativamente aos filhos com mães cuja escolaridade é 8 anos ou mais de estudo.

2.3.3. Construção do modelo e seleção das covariáveis

Diante de um conjunto de covariáveis (fatores) a ser incluído no modelo logístico, o passo seguinte da análise é identificar quais covariáveis descrevem da melhor forma possível, e com parcimônia, o fenômeno em estudo. Neste sentido, esta etapa consiste em obter um modelo com bom ajuste, minimizando ao mesmo tempo o número de parâmetros.

O que se pretende saber é “O modelo é adequado?” ou “O modelo ajusta-se bem aos dados?” (isto é, quanto os valores preditos pelo modelo se aproximam dos valores observados).

Uma maneira de responder a estas questões é através da significância estatística do modelo, por meio de testes estatísticos. Os principais testes utilizados para verificar a bondade de ajuste do modelo logístico é o da razão de verossimilhança ou estatística G e o teste de *Wald*. O teste da estatística G é baseado na estatística chamada *Deviance* do modelo (Equação 9). A deviance (D) do modelo é uma medida de resíduo da variabilidade total, depois de ajustar os fatores X_1, X_2, \dots, X_p .

$$D = -2 * \ln L \quad (9)$$

onde L é o valor da função de verossimilhança (maximizada segundo os valores dos parâmetros do modelo)

No modelo logístico, a estatística G corresponde à diferença das deviances de dois modelos associados (Equações 10 e 11). Supondo-se o modelo M_1 com número p_1 de covariáveis e o modelo M_2 com p_1+p_2 covariáveis, a estatística G tem distribuição *qui-quadrado*, cujo número de graus de liberdade (*g.l.*) é igual p_2 , ou seja, a diferença no número de parâmetros dos dois modelos.

$$G = -2 * \ln \left(\frac{L(p_1)}{L(p_1 + p_2)} \right) \quad (10)$$

Logo

$$G = -2 * \ln[L(p_1) - L(p_1 + p_2)] \quad (11)$$

Uma grande diferença entre as duas *deviances* indica que o modelo testado com maior número de covariáveis ajusta melhor os dados, por outro lado, se a diferença entre duas deviances for próxima de zero, tendemos a aceitar o modelo parcimonioso, com menor número de parâmetros.

Pelo teste de *Wald*, a estatística teste é obtida através da razão do coeficiente pelo seu respectivo erro padrão (ep), e especificada como:

$$W = \frac{\hat{\beta}_i}{ep(\hat{\beta}_i)} \quad (12)$$

Esta estatística teste, sob a hipótese nula $\beta_i=0$, tem distribuição Normal, sendo o seu valor comparado com valores tabulados de acordo com o nível de significância definido. A significância de β_i é testada na presença de todas as outras estimativas.

Quando um fator não apresenta significância estatística no modelo, isto nos indica que este fator, na presença dos demais, não é um bom preditor da não frequência à escola ou da distorção idade-série.

Nesta dissertação, no ajuste do modelo multivariado, inclui-se as variáveis uma a uma no modelo, e, em cada etapa, analisa-se o valor da estatística G para avaliar a bondade do ajuste do modelo. Para avaliar a significância dos parâmetros utiliza-se o teste de *Wald*.

2.3.4. Variáveis pesquisadas

A seguir descrevemos as variáveis pesquisadas no modelo logístico para verificar a associação entre frequência à escola, progressão escolar e características domiciliares. Desta forma, apresentamos como estas variáveis foram construídas e como são trabalhadas no modelo logístico.

Aqui, cabe ressaltar que as variáveis analisadas são tomadas como *proxys*, uma operacionalização possível para o desenvolvimento da análise quantitativa de realidades sócias complexas.

a) Não frequência à escola (NFRESC)

Inicialmente a população selecionada de 7 a 14 anos frequentando a escola ou fora dela, no município de Campinas, em 2.000, era composta por 93.182 meninos e meninas neste grupo de idade. Contudo, destes que estão fora da escola, 97 já concluíram o ensino fundamental. Este grupo apresenta uma situação diferenciada daqueles que não completaram este ciclo educacional e estão fora da escola. Assim, não se analisa neste estudo os meninos e meninas que não frequentam a escola, mas que já concluíram o ensino fundamental. De modo que o total da de meninos e meninas de 7 a 14 anos pesquisada foi de 93.085.

Este total de 93085 corresponde a amostra expandida para a população, utilizando como fator de expansão o peso existente nos microdados da amostra. Como trabalhamos no modelo logístico com o peso relativo (Cap. 2.3), o total utilizado na modelagem (9493) corresponde ao tamanho da amostra.

A frequência das crianças de 7 a 14 anos a escola no modelo logístico é analisada a partir da variável resposta NFRESC, que assume valor '1' se estas crianças não frequentam a escola e valor '0' caso contrário. Esta variável foi construída com base no quesito 4.29 contido no

questionário da amostra, e capta a informação sobre a educação da população em relação a frequência a escola. Nos microdados da amostra esta informação esta presente na variável “V0429” e originalmente recebe 4 categorias, a saber: 1)sim, rede particular; 2)sim, rede pública; 3)não, já freqüentou e 4)nunca freqüentou.

Na construção da variável dicotômica NFRESC, as categorias 1 e 2, acima, são agregadas em uma única categoria, que recebe valor ‘0’, e as categorias 3 e 4 em uma única categoria que recebe valor ‘1’ indicando a não frequência à escola.

b) Distorção idade-série (DIS)

Em relação àqueles meninos e meninas que freqüentam a escola (90.323), pesquisa-se a distorção idade-série dos mesmos, como uma *proxy* de sua progressão escolar. Contudo, como veremos a seguir, pelo indicador de distorção idade-série adotado só é possível achar-se com distorção idade-série os meninos e meninas de 9 a 14 anos. Estes, em idade de 9 a 14 anos, correspondem na população a 68970, e na amostra a 6971 indivíduos.

A variável resposta para analisar a distorção idade-série (DIS) recebe valor ‘1’ para aqueles que freqüentam a escola e apresentam distorção idade-série, e recebe valor ‘0’ nos casos em que não se encontram nesta situação.

Por distorção idade-série, entendemos a diferença entre o número de anos de estudo compatível com a idade da criança e a escolaridade da mesma. O indicador de distorção idade-série trabalhado nesta dissertação diferencia-se um pouco daquele presente nas estatísticas oficiais de educação fornecidas pelo Ministério da educação (MEC).

Nas estatísticas oficiais, são considerados como freqüentando a série adequada àqueles meninos e meninas que aos 8 anos de idade apresentam pelo menos um ano de estudo, ou seja, estão freqüentando a segunda série, e assim sucessivamente até os 14 anos, que devem freqüentar

a oitava série e terem 7 anos de estudos. Em caso contrário a esta apresentada, a população em idade escolar é considerada com distorção idade-série.

Aqueles meninos e meninas que aos 8 anos de idade ainda freqüentam a primeira série são considerados pela variável indicadora de distorção idade-série como estando na série adequada, e assim sucessivamente até aos 14 anos. Nesta idade, por exemplo, os meninos e meninas que freqüentam a sétima série, e não a oitava, são considerados ainda na série adequada. Em síntese, na construção da variável resposta DIS considera-se o seguinte:

1. Pela legislação brasileira, a freqüência à escola é obrigatória para as crianças entre 7 e 14 anos, período em que teoricamente, estas deveriam concluir o ensino fundamental.

2. Nos microdados da amostra podemos contar com a informação sobre os anos de estudos concluídos pela população (V4300). Assim, aqueles que no período do levantamento do censo tinham 8 anos e declararam que ainda não tinham sido aprovados na primeira série, assumiu-se que em relação a distorção idade-série não estavam atrasados na escola. Se pelo contrário, tinham 10 anos ou mais e declararam que a última série concluída foi a primeira série do ensino fundamental, então foi assumido que estavam atrasados, ou seja, apresentavam distorção idade-série.

Utilizando-se este indicador de distorção idade-série, comparativamente ao indicador oficial, o total da população que se encontra nesta situação escolar é inferior. Como a nossa preocupação não é estimar o percentual daqueles que estão com distorção-escolar, e sim, analisar a associação entre distorção idade-série e algumas características domiciliares, estudos preliminares revelam que esta redução representa apenas uma mudança no nível (Anexo, Gráfico 1). Conseqüentemente, não influenciando os resultados e não interferindo nas possíveis associações existentes.

Ao adotar-se um indicador mais flexível para a distorção idade-série, posto que só a partir dos 9 anos é possível encontrar-se nesta situação, entendemos-la como um processo, que tem na sua origem uma série de fatores como a repetência de uma série, a entrada tardia na escola ou a saída precoce da escola e um posterior retorno. A esse respeito, Nadir Zago (2000) ao estudar a escolarização dos filhos de 16 famílias, residentes num bairro da periferia de Florianópolis, nos diz que a trajetória escolar do grupo estudado por ela tinha “um caráter dinâmico, obedecendo a uma lógica não-linear, feita de ingressos, interrupções e retornos à escola”.

Afirma Zago que em muitos casos a população mesmo com uma trajetória escolar diferenciada daquelas prevista nos ditames legais, qual seja, ingresso na primeira série aos 7 anos e conclusão da oitava série do ensino fundamental aos 14 anos de idade, permaneciam na escola além do ensino obrigatório.

Ao utilizar-se os dados do Censo para investigar a distorção-idade, esta fonte de dados não permite identificar para os meninos e meninas de 9 a 14 anos que têm suas trajetórias escolares marcadas por uma “lógica não-linear”, em que momento no tempo se deu e qual/ quais evento(s) que a gerou, se foi reprovação de séries; entrada tardia na escola; abandono momentâneo etc.

A partir do momento em que as crianças ao longo das suas vidas têm maiores chances de viverem em mais de um tipo de arranjo domiciliar, é de suma importância poder identificar em que momento se deu a defasagem escolar. Evidente, que é importante para isso também saber se o tipo de arranjo domiciliar é o mesmo.

c) Tipologia domiciliar (ARDOM)

Para levar a cabo as análises sobre o possível impacto da organização da família na participação das crianças na escola, assim como na progressão dos mesmos no sistema de ensino,

as unidades domésticas foram classificadas segundo o tipo de arranjo domiciliar, ou seja, através da configuração domiciliar. Foram pesquisadas as crianças de 7 a 14 anos em dois tipos de arranjos domiciliares, a saber: 1) arranjos domésticos compostos por pai, mãe e filhos, tendo o pai como responsável pelo domicílio e 2) arranjos domésticos compostos por mãe e filhos, tendo a mãe como responsável pelo domicílio⁹.

Estes arranjos domiciliares são considerados do ponto de vista do censo como uma única família, dado que os arranjos selecionados não comportam parentes ou núcleos reprodutivos agregados.

O primeiro tipo de arranjo domiciliar (pai, mãe e filhos) representa o tipo predominante e tradicional, porém em declínio. Já o arranjo domiciliar constituído por mãe e filhos apenas, também denominado “família monoparental de chefia feminina” - cuja ocorrência na sociedade brasileira remonta ao período colonial - vem apresentando significativo crescimento nas últimas décadas, particularmente no Brasil urbano. Conforme já discutido no capítulo 1, este segundo tipo de arranjo tem sido objeto de intensa discussão na literatura especializada, principalmente em função de possíveis impactos negativos sobre o bem-estar das crianças.

A tipologia dos arranjos domiciliares foi obtida, obedecendo a metodologia desenvolvida por Bilac, (2001, 2002a) que combina a variável que capta a relação de parentesco¹⁰ entre o indivíduo declarado como sendo a pessoa responsável pelo domicílio e os demais membros deste e a variável que indica o número de famílias existentes no domicílio. Deste modo, é possível

⁹ O IBGE num esforço de apreender melhor a relação entre as pessoas no interior do domicílio adota o termo responsável ao termo chefe do domicílio, já consagrado e polêmico na literatura especializada sobre família. Apesar de respeitar o termo responsável pelo domicílio, em algumas passagens usamos o conceito de chefe, entendendo-se assim como sinônimos.

¹⁰ A relação que os membros do domicílio mantêm com a pessoa de referência do domicílio e da família, é captada pelo censo a partir de 12 categorias, a saber: 1) pessoa de referência; 2) cônjuge, companheiro(a); 3) filho(a), enteado(a), 4) pai,mãe,sogro(a); 5) neto(a), bisneto(a) 6) irmão, irmã; 7) outro parente; 8) agregado(a); 9) pensionista; 10) empregado(a) doméstico(a), 11) parente do empregado doméstico(a) e 12) individual em domicílio coletivo.

reconstituir-se a organização interna destes domicílios, dos arranjos domésticos mais simples (domicílios unipessoais) aos mais complexos (domicílios compostos por núcleos aparentados).

No modelo logístico, o arranjo domiciliar composto por ‘pai, mãe e filhos’ foi tomado como referência.

d) Renda domiciliar per capita (RDPC)

Esta variável expressa a razão entre a soma dos rendimentos monetários de todos os membros do domicílio, provenientes de diversas fontes (incluídos aí rendimentos de todas as fontes, provenientes ou não do trabalho) e o número total de moradores do respectivo domicílio. No Censo Demográfico esta informação é apurada para todos os indivíduos com idade superior a 10 anos, eliminando-se, assim, possíveis contribuições da renda proveniente do trabalho infantil.

A variável RDPC, em salários mínimos¹¹, apresenta 4 categorias de renda:

- 1) até ½ s. m.;
- 2) maior que ½ até 1 s. m.;
- 3) maior que 1 até 2 s. m.;
- 4) maior que 2 até 3 s. m.;
- 5) maior que 3 até 5 s. m.;
- 6) maior que 5 s.m. .

A categoria de renda ‘maior que 5 s.m.’ foi considerada como referência na análise do modelo logístico. Cabe esclarecer que estas categorias descritas acima foram obtidas após um estudo exploratório que objetivou encontrar a melhor forma de incorporar está variável no modelo estatístico, de forma a obter linearidade nos parâmetros.

O resultado esperado é que os coeficientes estimados no modelo logístico apresentem sinal positivo, indicando que as crianças residentes em domicílios com renda domiciliar diferente

¹¹ O salário mínimo no período de referência do Censo era R\$ 151,00.

da categoria de referência, ou seja, até 5 s.m., têm um risco maior de estarem fora da escola ou no caso de freqüentarem a escola, apresentarem distorção idade-série.

e) Escolaridade da mãe (ESCMAE)

Como medida de escolaridade da mãe foi considerado o número de anos de estudo obtido pelas mesmas. Esta variável, que se apresenta de forma contínua nos microdados, variando de 0 a 15 anos, teve os valores agregados em 3 categorias:

- 1) 0-3 anos de estudo (analfabetismo funcional)
- 2) 4-7 anos
- 3) 8 ou mais (pelo menos ensino fundamental completo)

A escolaridade da mãe, segundo Bourdieu e Passeron (1992), constitui-se com um indicador *proxy* do capital cultural da família. O capital cultural na sua forma institucionalizada, com a tendência de valorizar certos títulos acadêmicos, outorgados em cada nível do sistema de ensino, é por efeito, o produto garantido dos resultados acumulados da transmissão cultural assegurado pela família e da transmissão cultural assegurada pela escola.

Adota-se a categoria de anos de estudo da mãe “8 ou mais” como referência no modelo logístico.

f) Crianças menores de 7 anos (IMENOR7)

A variável IMENOR7 investiga se as crianças de 7 a 14 anos têm irmãos menores de 7 anos no domicílio. Esta variável na sua construção foi dicotomizada, e recebe o valor 1 quando da existência de crianças menores no domicílio e valor 0 caso contrário.

Segundo Goldani e Lazo (2004), como parte da queda da fecundidade no Brasil, no período de 1991 a 2000, houve uma redução em termos absolutos no contingente populacional na

faixa etária de 0-6 anos, passando de 23,2 para 22,9 milhões. Contudo, no mesmo período elas se concentraram ainda mais nas famílias monoparentais femininas.

Segundo estas autoras ‘Com um aumento de 68% na última década se verifica que, embora a maioria das crianças de 0-6 anos viva em uma família com os dois pais presentes, ao redor de 18 em cada 100 se encontram vivendo em uma família cuja responsável é uma mulher em 2000’ (GOLDANI; LAZO, 2004).

Neste sentido, a ausência de creches, pré-escolas e outros serviços públicos por parte do Estado, bem como uma estrutura de apoio pelas empresas privadas, associados a condições precárias de inserção das mulheres no mercado de trabalho, representa uma sobrecarga do trabalho doméstico para as mulheres, frente a suas crescentes responsabilidades de manutenção das famílias.

Ademais, se considerarmos o tempo livre para o atendimento dos dependentes e das tarefas domésticas, o conflito entre trabalho e família afeta ambos, homens e mulheres que trabalham para o mercado. Contudo, ‘as mulheres são as mais afetadas pelos múltiplos papéis e as persistentes desigualdades salariais no mercado de trabalho’ (GOLDANI; LAZO, 2004).

Com a variável IMENOR7, pretende-se assim, captar como a presença de crianças (consumidoras e não produtoras) que demandam serviços e cuidados, tanto da mãe sozinha, quanto da mãe cônjuge, o que dificulta a participação da mulher no mercado de trabalho, influi no risco das crianças de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola ou apresentarem distorção idade-série.

3. FAMÍLIAS E CRIANÇAS EM CAMPINAS

O objetivo do presente capítulo é distinguir os arranjos domésticos que incorporam as crianças de 7 a 14 anos, e a situação escolar destes últimos segundo algumas características dos arranjos domésticos que estão incorporados.

O capítulo segue com uma breve apresentação do município de Campinas, levando em conta os seus principais aspectos demográficos e socioeconômicos. Em seguida, como pano de fundo para conhecer como se distribuem os arranjos domésticos que incorporam as crianças de 7 a 14 anos, faz-se de forma introdutória uma apresentação dos tipos de arranjos domésticos que agregam a população total do município.

A análise segue-se observando como se distribuem os arranjos domésticos que agregam a população total e aqueles que agregam os meninos e meninas de 7 a 14 anos. Destes últimos seleciona-se os formados por “casal com filhos” sob responsabilidade masculina, e os formados por “mães e filhos” sob responsabilidade feminina, e caracterizados segundo a renda domiciliar *per capita*, escolaridade materna e presença de crianças menores de 7 anos no domicílio. Verifica-se, a partir destas características, porém, para as crianças de 7 a 14 anos, como entre estes, distribuem-se os que não freqüentam a escola e os que apresentam distorção idade-série.

3.1. O município de Campinas

O município de Campinas está localizado na parte leste do estado de São Paulo (47° 04' 40'' longitude Oeste e 22° 53' 20'' latitude Sul), numa altitude média de 680 m acima do nível do mar. Ocupa uma extensão territorial de 796,6 Km², possuindo a área urbana 388,9 Km².

Em 2000, através da Lei Complementar Estadual nº 870, Campinas passou a ser formalmente o núcleo da Região Metropolitana de Campinas (RMC), que conta com 2,3 milhões de habitantes. Campinas é também a sede da Região Administrativa de Campinas (RAC), que abarca sete regiões de governo (Bragança Paulista, Jundiaí, Limeira, Piracicaba, São João da Boa Vista, Rio Claro, além da própria região de Campinas). A RAC compreende no seu total 90 municípios e cerca de 5 milhões de habitantes (CANO; BRANDÃO, 2002).

Segundo o Censo Demográfico de 2000 do IBGE, Campinas possuía neste ano 967.921 habitantes, sendo que 98% eram habitantes da área urbana. Entre 1980 e 2000, a população de Campinas aumentou 45,7%, embora sua participação na RMC tenha diminuído percentualmente de 52% para 41,5%.

A partir da década de 1960 a migração regional para Campinas apresenta destaque no total da população do município. Em 1960, 43% eram migrantes. Na década de 1960 o saldo migratório beirava 100 mil pessoas, representando 62% do crescimento populacional do período. Durante a década de 1960, 73% dos migrantes eram do próprio estado de São Paulo. Já em 1970, 60,6% dos migrantes de Campinas eram provenientes de Minas Gerais (CANO; BRANDÃO, 2002).

Na década de 1970 as migrações para Campinas apresentavam duas características importantes: por um lado, veio para Campinas um grande contingente de profissionais com nível superior, e por outro, um outro contingente de migrantes com nenhuma instrução escolar, ou somente com o antigo primário (BAENINGER, 1999 *apud* CANO; BRANDÃO, 2002).

Nessa década, inclusive, ocorreu um forte crescimento da população favelada de Campinas, que passou de 3 mil pessoas (menos de 1% da população total) para quase 45 mil (cerca de 8% da população total).

Segundo dados da Prefeitura Municipal de Campinas, as taxas anuais de crescimento da população favelada são superiores às da população total. Entre 1980 e 1991, enquanto a taxa de crescimento da população favelada era de 5,25%, a da população total era de 2,24%. Entre 1991 e 1996, a primeira cresceu percentualmente 6,78% enquanto a população total cresceu somente 1,59%. Segundo a Secretaria Municipal de Habitação de Campinas, em 1999 havia 157.648 pessoas morando em favelas e ocupações. Por fim, enquanto a porcentagem da população moradora de sub-habitações em 1970 era de 1% em relação à população total, em 2000 ela chegou a 16,5%.

Em relação à economia do município, durante a década de 1980, a despeito do processo de abertura comercial e da recessão econômica que atingiu o país, houve aumento da participação da Região Metropolitana de Campinas no total da economia estadual, passando de 19% em 1989 para 20% no final da década de 1990. O município de Campinas, por sua vez, teve sua participação aumentada de 2,5% em 1989 para 3,3% em 1998.

Atualmente a base econômica de Campinas é substancialmente urbana e industrial. No entanto, não pode ser descartado seu moderno setor agropecuário, que vem mantendo uma participação constante nas últimas décadas.

Ao discorrermos sobre o mercado de trabalho em Campinas e região, devemos inicialmente chamar a atenção para a escassez dos dados atualmente existentes, os quais conseguem somente apreender o emprego formal, isto é, aquele em que os empregados têm carteira de trabalho assinada pelo patrão.

A despeito da observação acima, observamos no conjunto da RMC (Região Metropolitana de Campinas), que houve uma redução absoluta (4,76%) dos postos de trabalho entre 1988 e 1998. Em Campinas, por outro lado, no mesmo período observou-se uma expansão no emprego

formal. Dessa forma, Campinas aumentou sua participação no total dos empregos formais da RMC de 44,3% para 53,8%, reafirmando sua centralidade econômica na região.

O emprego formal, no período de 1988 a 1998, apresentou profunda mudança em seu perfil:

- empregos agrícolas: 1% do total, sem grandes variações no período;
- empregos nas indústrias: queda de 34%;
- empregos na construção civil: queda de 33%
- setor terciário: setor responsável por 73% dos empregos formais em Campinas.

Houve um crescimento de 56,9%, sendo 22,5% no comércio e 74,9% no setor de serviços;

- emprego doméstico: atualmente somente uma pequena fração é captada pela Rais, já que os empregadores desse setor não têm a obrigação de fornecer as informações de seus empregados para o Governo.

Do ponto de vista das oportunidades de educação formal para a população, segundo dados de 2003, havia naquele ano 143.214 alunos matriculados no ensino fundamental, sendo 85.392 nas escolas públicas estaduais, 34.900 nas municipais e 22.922 nas escolas particulares. No ensino médio eram 45.864 matriculados, sendo 36.548 na rede estadual, 499 na rede federal e 8.817 na rede particular.

No que tange ao ensino pré-escolar em 2003, eram 29.567 matriculados, 20.318 nas escolas municipais e 9.249 nas escolas privadas. (IBGE, 2004).

Chamam a atenção ainda, os indicadores oficiais do fluxo escolar, ou seja, do “esforço do aluno para percorrer todas as séries de um determinado nível de ensino até sua conclusão” (CANO; BRANDÃO, 2002). Caso não haja pontos de estrangulamento nesse fluxo, dados

fundamentalmente pela reprovação e evasão escolar, o aluno forma-se no ensino fundamental em 8 anos e no médio em 3 anos.

Segundo o Censo Escolar de 1999, são as escolas municipais de Campinas que apresentam as maiores taxas de reprovação no ensino fundamental e médio. No primeiro ciclo do ensino fundamental (1ª a 4ª série) as escolas estaduais respondem por 0,83% das taxas de reprovação, as particulares por 0,94% e as municipais por 5,50%. No que se refere ao segundo ciclo (5ª a 8ª série), as escolas municipais apresentam uma taxa de reprovação de 8,19%, as particulares de 2,37% e as estaduais de 2,41%. Já no ensino médio, a taxa de reprovação das escolas estaduais é de 4,14% e a das escolas particulares de 3,06%.

No que se refere à evasão escolar, no primeiro ciclo do ensino fundamental (1ª a 4ª série), enquanto as taxas percentuais de evasão das escolas estaduais e municipais são respectivamente 1,97% e 1,75% nas escolas estaduais essa taxa cai para 0,13. Se considerarmos o segundo ciclo do ensino fundamental (5ª a 8ª série), as taxas nas escolas públicas sobre um aumento significativo, o que não ocorre nas escolas particulares. Nas escolas estaduais a taxa de evasão no segundo ciclo do ensino fundamental é de 5,76%, nas municipais de 2,88% e nas particulares de 0,18%.

Ao analisarmos o ensino médio, a diferença das taxas de evasão das escolas públicas e particulares torna-se mais evidente. Enquanto nas escolas estaduais essa taxa é de 10,33%, nas particulares é de somente 1,53%.

Um outro indicador das dificuldades encontradas pelos alunos é a taxa de distorção idade-série, ou seja, na não coincidência entre a série que o aluno se encontra matriculado e a idade esperada, caso não tenha havido nenhum ponto de estrangulamento no seu fluxo escolar. Essa

distorção é causada principalmente pelas reprovações que o aluno sofreu durante sua vida escolar.

No primeiro ciclo (1ª à 4ª série) do ensino fundamental, a taxa de aprovação é de 92,29% e a taxa de distorção idade-série de 13,69%. No segundo ciclo (5ª à 8ª série), a taxa de aprovação cai para 90,13% e a taxa de distorção sobe para 31,51%. Já no ensino médio, a taxa de aprovação é de 85,48% e a taxa de distorção sobe para 40,83%.

A rede de ensino superior em Campinas é formada por uma universidade pública estadual – A Unicamp – e por diversas universidades e faculdades particulares. Em 2001 havia 39.027 alunos matriculados no ensino superior em Campinas, número este 10% superior ao existente em 1999.

3.2. Distribuição dos arranjos domésticos do município de Campinas

O número, a composição e o tamanho dos domicílios em um determinado momento do tempo são funções de um amplo conjunto de variáveis demográficas, econômicas e sociais. Em primeiro lugar, dependem da estrutura etária de uma sociedade que, por sua vez, vem determinada por aqueles fatores (fecundidade, mortalidade) que dão forma à distribuição da população. Por outro lado, determinados processos familiares (nupcialidade, divórcio) têm também uma importante influência na quantidade, estrutura e tamanho dos domicílios, uma vez que as transições de um ou a outro estado civil ou conjugal, em particular do estado de solteiro ao de casado, dada à pauta de residência neolocal, dá surgimento a um novo domicílio. Finalmente, há que se considerar ainda, que as conjunturas econômicas e a inserção na estrutura de classes sociais afetam o grau de recursos que os indivíduos podem mobilizar em prol de suas decisões

sobre a forma de convivência e residência que se adapta melhor a suas disposições ou necessidades.

Segundo o Censo Demográfico, em 2.000, havia 283.142 domicílios particulares permanentes no município de Campinas. Os domicílios cujo responsável é uma mulher, representavam 25% do total no município, ou, em termos absolutos 70.957 domicílios. Em todo o Brasil, estes domicílios tiveram um incremento de 37% em relação a 1991.

Ainda em Campinas, o total da população moradora nos domicílios particulares permanentes era de 959.496 pessoas. Quanto ao tamanho dos domicílios, o número médio de pessoas por domicílio era de 3,4 pessoas. Os domicílios cujo responsável é uma mulher, comportavam em média 2,8 pessoas, nos seus congêneres em que o responsável é um homem, agregavam em média 3,6 pessoas.

Como temos visto (BERQUÓ, 2002; GOLDANI, 2002; ARIZA, OLIVEIRA, 2001; BRUSCHINI, 2000; ARIAS, PALLONI, 1996), os novos processos familiares marcados pela procriação extramatrimonial, pela formação e dissolução dos domicílios associadas ao divórcio e pelas transformações das condições relacionadas aos idosos, introduzem rupturas na seqüência típica do modelo de reprodução social e dão lugar à formação de novas famílias. Assim produz-se, sem dúvida, um aumento da heterogeneidade familiar da população: as trajetórias pessoais se diversificam de tal maneira que aumentam as probabilidades de experimentar uma variedade crescente de situações familiares ao longo da vida (BERQUÓ, 2002).

Segundo a tipologia dos arranjos domiciliares adotada (BILAC, 2001; BILAC, 2002a), no município de Campinas em 2000, a população encontrava-se agregada em 16 tipos de arranjos domésticos. A composição de cada tipo de arranjo, de acordo com grau de parentesco dos

membros de cada domicílio com o responsável pelo mesmo, e o número de famílias censitárias, encontra-se em Anexo (Quadro 1A).

A despeito das mudanças ocorridas na estrutura familiar brasileira, os dados compilados para o ano de 2000 nos mostram que, em Campinas, formas tradicionais de organização domiciliar contrastam com formas genuinamente emergentes. Neste município, assim como no Brasil e em boa parte dos outros países, a organização doméstica da população está longe de seguir um modelo único e hegemônico de convivência.

Ao analisarmos o perfil dos arranjos domiciliares em Campinas (Tabela 1 e Gráfico 1), nota-se que o arranjo domiciliar do tipo “casal com filhos”, predomina sobre os demais. Contudo, embora agregue 54,2 % da população, o percentual de domicílios neste tipo de organização familiar é inferior a 50%, ou 130.948 domicílios em números absolutos.

Por outro lado, em 96% dos arranjos domiciliares “casal com filhos” têm o homem (marido) como o responsável. Tais casos correspondem a 59,5% do total dos domicílios com a pessoa responsável do sexo masculino. Assim, o arranjo domiciliar formado por “casal com filhos”, em que o marido é o responsável pelo domicílio, representa 44,6% de todos os domicílios particulares permanentes.

Se, por um lado, os arranjos formados por “casal com filhos” apresentam-se em declínio no Brasil, a proporção daqueles do tipo “só casal” são crescentes¹² figurando como o segundo tipo de arranjo mais freqüente no município de Campinas, representando 13% do total dos arranjos domiciliares, portanto, acima dos 12% encontrados para o Brasil. Também nestes arranjos, o marido predomina como responsável (92%).

¹² Segundo dados apresentados por Berquó (1998), o percentual dos arranjos domésticos do tipo ‘só casal’ em 1970 era equivalente a 9,2%, alcançando 10,7% em 1987 e acentuando-se ainda mais em 1995, com 11,2% dos arranjos domésticos sendo deste tipo.

O morar sozinho, expresso pelos arranjos domiciliares unipessoais, aparece como a terceira forma de convivência domiciliar mais freqüente (10,5%). Nota-se que esta forma de morar é mais comum entre as mulheres (16.668) que entre os homens (13.139). Os arranjos unipessoais, como resultado da “interação dos eventos que vão modelando as trajetórias individuais e familiares e se acumulam ao longo do tempo”, não apresentam significados únicos; variando conforme a faixa etária em que se encontra o indivíduo (BERQUÓ, 1998). Embora o percentual dos arranjos domiciliares unipessoais apresente um grau de importância em relação ao total dos arranjos domésticos, ao atentarmos para o percentual da população neste tipo de arranjo domiciliar (3,1%), esta mesma intensidade não se faz presente, uma vez que todos os outros arranjos agregam um número bem maior de pessoas.

Já os arranjos domésticos monoparentais, isto é, formado apenas por um dos pais e filhos, segundo dados apresentados por Berquó (1998) para o Brasil, no período de 1970-1995, este tipo de arranjo doméstico teve um aumento percentual de 46%, de modo que, em 1995, respondia por 14,4% dos domicílios. Os dados apresentados na tabela 1, para o município de Campinas, revelam que os arranjos monoparentais correspondiam a 10% dos domicílios em 2000, um pouco abaixo dos 12,5% registrados para o Brasil no mesmo período. A população campineira nos domicílios monoparentais era de 81.477 pessoas, correspondendo a 8,5% da população total. Uma característica associada a este tipo de arranjo domiciliar diz respeito ao sexo do responsável, que, em 89% dos casos é do sexo feminino. É importante observar, porém, que os domicílios em que o responsável é uma mulher, embora venham apresentando significativo crescimento nas últimas décadas, particularmente no Brasil urbano, não podem ser considerados como um fenômeno emergente, uma vez que sua presença na sociedade brasileira remonta ao período colonial.

Segundo os dados apurados por Berquó, no Brasil, os domicílios monoparentais sob responsabilidade feminina em 1970 representam 82,3% dos domicílios monoparentais e, em 1995, correspondem a 89,6%. Ao lado dos arranjos unipessoais, o aumento na importância dos arranjos monoparentais na composição total dos arranjos domésticos, têm sido um dos principais fatores para o aumento percentual dos domicílios sob responsabilidade feminina.

Finalmente, os arranjos domésticos agregando mais de um núcleo de reprodução, isto é, mais de um grupo formado pela mãe, pai ou casal e seus filhos representavam 4,6% dos arranjos domésticos em 2000. No Censo tais arranjos são considerados compostos por mais de uma família, que por isso são denominadas “famílias conviventes”, sendo aquela da pessoa responsável pelo domicílio, designada como “família principal” e, as demais, consideradas “famílias secundárias”.¹³ Embora estes arranjos possam ser constituídos por núcleos não aparentados, a grande maioria deles envolve relações de parentesco entre os núcleos, conforme pode ser observado na Tabela 1.

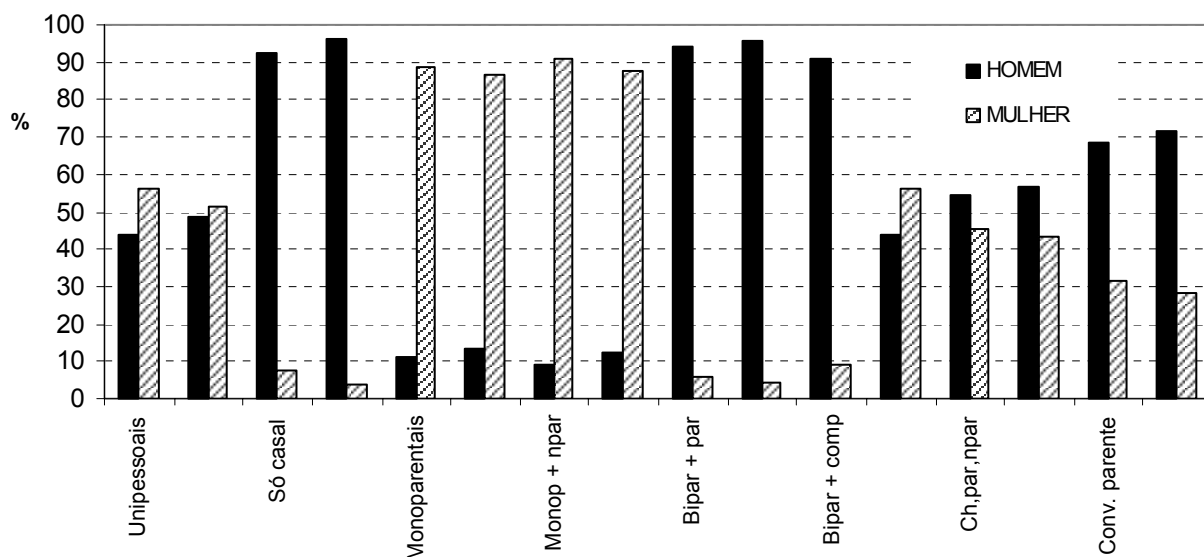
¹³ Para uma discussão sobre as diferenças entre o conceito operacional de família utilizado pelo Censo brasileiro e o conceito de família desenvolvido pelas Ciências Sociais, assim como sobre os efeitos de tais diferenças na sistematização dos dados, conferir Bilac, 2001 e 2002.

Tabela 1. Distribuição dos arranjos domiciliares, por número de domicílios e população total, segundo sexo da pessoa responsável. Município de Campinas, 2000.

Tipo de arranjo domiciliar / Sexo da pessoa de referência	DOMÍCIlios						POPULAÇÃO					
	Total		Pessoa de referência				Total		Pessoa de referência			
			Homem		Mulher				Homem		Mulher	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
Unipessoais	29807	10,5	13139	6,2	16668	23,5	29807	3,1	13139	1,7	16668	8,5
Não aparentados	2736	1,0	1328	0,6	1408	2,0	6515	0,7	3341	0,4	3174	1,6
Só casal	37049	13,1	34194	16,1	2854	4,0	74098	7,7	68389	9,0	5709	2,9
Casal com filhos	130948	46,3	126210	59,5	4738	6,7	520453	54,2	501206	65,7	19247	9,8
Monoparentais	28950	10,2	3237	1,5	25713	36,2	81477	8,5	8650	1,1	72826	37,0
Monoparentais e parentes	8428	3,0	1148	0,5	7280	10,3	35152	3,7	4658	0,6	30493	15,5
Monoparentais e não parentes	695	0,3	65	0,0	630	0,9	2647	0,3	258	0,0	2389	1,2
Monoparentais compostos	152	0,1	19	0,0	133	0,2	798	0,1	86	0,0	711	0,4
Biparental e parentes	18296	6,5	17193	8,1	1103	1,6	89039	9,3	84084	11,0	4955	2,5
Biparental e não parentes	1676	0,6	1601	0,8	75	0,1	7944	0,8	7645	1,0	298	0,2
Biparental composta	258	0,1	234	0,1	23	0,0	1674	0,2	1581	0,2	94	0,1
Chefe e parentes	10850	3,8	4786	2,3	6064	8,6	27869	2,9	12839	1,7	15029	7,6
Chefe, parentes e não parentes	381	0,1	209	0,1	172	0,2	1417	0,2	820	0,1	597	0,3
Conviventes não parentes	1848	0,7	1044	0,5	803	1,1	11563	1,2	6877	0,9	4686	2,4
Conviventes parentes	4868	1,7	3339	1,6	1528	2,2	28842	3,0	20239	2,7	8603	4,4
Conviventes compostos	6202	2,2	4438	2,1	1764	2,5	40203	4,2	28976	3,8	11227	5,7
TOTAL	283142	100,0	212185	100,0	70957	100,0	959496	100,0	762789	100,0	196707	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Gráfico 1. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares segundo o sexo do responsável. Município de Campinas, 2000.



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

3.2.1. Distribuição dos arranjos domésticos que incorporam população de 7 a 14 anos

A família é um dos muitos elementos que contribuem para o bem-estar das crianças, e é talvez a instituição principal para o desenvolvimento da criança. Os arranjos domiciliares dos quais as crianças fazem parte são bastante variáveis. É possível constatar a ocorrência de arranjos compostos apenas por crianças morando com um dos pais, outros compostos por crianças e ambos os pais, ou ainda outros nos quais, além dos pais, estão presentes avós e outros parentes. Ademais, entender os tipos de vulnerabilidade que acompanham um particular arranjo domiciliar pode fornecer base para projetar políticas públicas que visam melhorar o bem-estar dos filhos, dos pais e das famílias.

Em 2000, no município de Campinas, a população de 7 a 14 anos distribuía-se por 89.482 domicílios, ou seja, em aproximadamente 32% do total. Com relação ao sexo da pessoa responsável pelo domicílio, se para o total dos domicílios do município, as mulheres eram as responsáveis em 25% deles, nos seus congêneres com crianças de 7 a 14 anos, este percentual caía para 20%. Uma outra diferença em relação ao total dos domicílios diz respeito à idade média do responsável, aqui um pouco mais jovem (42 anos) (Anexo, Tabela 2A).

Ao analisarmos os tipos de arranjos domiciliares nos quais vivia a população de 7 a 14 anos, nota-se que nem todos os arranjos domiciliares observados para a população total são verificáveis. Deste modo, não há crianças de 7 a 14 anos em arranjos domiciliares “unipessoais”, ou seja, morando sozinhas em um domicílio. Na tabela 2 (p. 52), a distribuição percentual dos diferentes arranjos domésticos incorporando a população de 7 a 14 anos, revela que o peso relativo de alguns deles é mínimo. Neste sentido, a ocorrência destes arranjos domésticos deve-se em parte a flutuações aleatórias.

As configurações domésticas são antes produtos das alterações no ciclo de vida da família do que tipos estáticos e permanentes. Essas configurações na verdade constituem padrões de residência e não “tipos” distintos de famílias.

As tabelas 2 e 3 (p. 52 e 53) devem ser analisadas simultaneamente, uma vez que tratam de uma mesma questão, sob ângulos diversos.

Os dados da tabela 2 revelam que 67,5% dos domicílios que incorporavam a população de 7 a 14 anos obedeciam à configuração ‘casal com filhos’. Em 96% (57.998) deles, a pessoa responsável era um homem. Estes mesmos domicílios representavam ainda 80,7% do total de domicílios sob responsabilidade masculina com moradores entre 7 e 14 anos de idade.

A Tabela 3 apresenta a distribuição das crianças pelos diferentes arranjos domésticos. Os arranjos domésticos “casal com filhos” incorporam cerca de 68% das crianças de 7 a 14 anos, sendo que, para 96% destas crianças (82.793) o pai é o responsável pelo domicílio. Ademais, tais crianças correspondem a 65,4% da população total do grupo etário de 7 a 14 anos.

Os arranjos domésticos monoparentais representam 11% dos domicílios que agregam as crianças de 7 a 14 anos. Em 91% (9.062) destes arranjos, a pessoa responsável é uma mulher.

Estes arranjos monoparentais sob responsabilidade feminina representam também 51,4% do total de arranjos domésticos sob responsabilidade feminina com crianças de 7 a 14 anos de idade.

Da ótica da capacidade de incorporação de crianças, observa-se ainda que os arranjos monoparentais agregam o segundo maior contingente de crianças de 7 a 14 anos (13.586). Em sua imensa maioria, 92% (12.483) as crianças integram arranjos sob responsabilidade feminina. Por sua vez, este grupo de crianças representa 10% da população de 7 a 14 anos.

Ao olharmos para as relações de parentesco entre as crianças analisadas e os respectivos responsáveis pelos domicílios, apesar da categoria predominante (90,4%) ser a de filho ou enteado do responsável, e com menor intensidade a de neto ou bisneto (7,4%), nota-se que, embora sujeito a variações aleatórias, um contingente pequeno desta população é o responsável pelo domicílio (34 pessoas) ou o cônjuge da pessoa responsável¹⁴ (90 pessoas) (Anexo, Tabela 3A). As ocorrências destes casos mostram as variações nas transições individuais nas diferentes posições familiares: alguns poucos se tornam responsáveis pelo domicílio mais cedo.

Apresentado o perfil dos arranjos domésticos que incorporam as crianças de 7 a 14 anos, no município de Campinas, caracteriza-se a seguir os arranjos domésticos urbanos, formados por “casal com filhos” sob responsabilidade masculina, e aqueles formados por “mães e filhos” sob responsabilidade feminina.

Tabela 2. Distribuição dos arranjos domiciliares que incorporam a população de 7 a 14 anos, por número de domicílios e população total, segundo o sexo da pessoa responsável. Município de Campinas, 2000.

Tipo de arranjo domiciliar / Sexo da pessoa de referência	DOMICÍLIOS						POPULAÇÃO					
	Total		Pessoa de referência				Total		Pessoa de referência			
			Homem		Mulher				Homem		Mulher	
N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	
Não aparentados	67	0,08	20	0,03	47	0,27	157	0,04	41	0,01	117	0,16
Só casal	37	0,04	37	0,05	0	0,00	73	0,02	73	0,02	0	0,00
Casal com filhos	60409	67,51	57998	80,72	2411	13,67	265387	65,29	254513	76,25	10873	14,95
Monoparentais	9914	11,08	852	1,19	9062	51,39	32888	8,09	2809	0,84	30079	41,37
Monoparentais e parentes	3335	3,73	466	0,65	2869	16,27	15262	3,75	2065	0,62	13198	18,15
Monoparentais e não parentes	208	0,23	5	0,01	202	1,15	891	0,22	27	0,01	864	1,19
Monoparentais compostos	74	0,08	5	0,01	69	0,39	391	0,10	30	0,01	361	0,50
Biparental e parentes	7766	8,68	7388	10,28	378	2,15	42134	10,37	40017	11,99	2117	2,91
Biparental e não parentes	645	0,72	627	0,87	17	0,10	3503	0,86	3426	1,03	77	0,11
Biparental composta	102	0,11	102	0,14	0	0,00	809	0,20	809	0,24	0	0,00
Chefe e parentes	768	0,86	228	0,32	540	3,06	2555	0,63	940	0,28	1615	2,22
Chefe, parentes e não parentes	13	0,01	6	0,01	8	0,04	62	0,02	39	0,01	24	0,03
Conviventes não parentes	979	1,09	603	0,84	376	2,13	6753	1,66	4206	1,26	2547	3,50
Conviventes parentes	2747	3,07	1918	2,67	829	4,70	17597	4,33	12609	3,78	4989	6,86
Conviventes compostos	2418	2,70	1592	2,22	826	4,68	18027	4,43	12177	3,65	5850	8,05
TOTAL	89482	100,0	71848	100,0	17635	100,0	406490	100,0	333780	100,0	72710	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

¹⁴ A esse respeito, estes que eram a pessoa de referência no grupo etário de 7 a 14 anos, assim o eram no arranjo doméstico ‘biparental e parentes’, sendo que 28 eram homens e 6 eram mulheres. Por outro lado, só as mulheres faziam parte do total dos 90 cônjuges, e estavam distribuídas nos arranjos domésticos do tipo ‘só casal’ (37), ‘casal com filho’ (27) e ‘biparental e parentes’ (26).

Tabela 3. Distribuição relativa e absoluta da população de 7 a 14 anos, por tipo de arranjo domiciliar e sexo da pessoa responsável. Município de Campinas 2000.

Tipo de arranjo domiciliar / Sexo da pessoa de referência	POPULAÇÃO de 7 a 14 anos					
	Total		Pessoa de referência			
			Homem		Mulher	
N	%	N	%	N	%	
Não aparentados	67	0,05	20	0,02	47	0,19
Só casal	37	0,03	37	0,04	0	0,00
Casal com filhos	86354	68,25	82793	81,16	3561	14,54
Monoparentais	13586	10,74	1103	1,08	12483	50,95
Monoparentais e parentes	4409	3,48	580	0,57	3829	15,63
Monoparentais e não parentes	272	0,22	16	0,02	256	1,05
Monoparentais compostos	91	0,07	5	0,00	86	0,35
Biparental e parentes	10684	8,44	10159	9,96	525	2,14
Biparental e não parentes	912	0,72	891	0,87	21	0,09
Biparental composta	182	0,14	182	0,18	0	0,00
Chefe e parentes	848	0,67	271	0,27	577	2,36
Chefe, parentes e não parentes	13	0,01	6	0,01	8	0,03
Conviventes não parentes	1581	1,25	947	0,93	634	2,59
Conviventes parentes	4098	3,24	2809	2,75	1289	5,26
Conviventes compostos	3386	2,68	2199	2,16	1187	4,85
TOTAL	126520	100,0	102018	100,0	24502	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

3.2.1.1. Caracterização dos arranjos domésticos: casal com filhos e mães e filhos

Aprender alguns resultados da educação formal das crianças de 7 a 14 anos nos arranjos domésticos “casal com filhos” e “mães e filhos” requer verificar algumas características destes domicílios. Esta seção apresenta uma breve descrição destes arranjos domésticos.

Uma questão a se levantar é se além da falta do cônjuge, existe outras características que diferenciam os arranjos domésticos monoparentais sob responsabilidade feminina dos arranjos “casal com filhos” sob responsabilidade masculina. Especificamente buscamos identificar pelos dados empíricos, se os arranjos domésticos “mães e filhos” estão em desvantagem econômica frente aos arranjos “casal com filhos”.

As estatísticas descritivas apresentadas na tabela 4 (p.55) sintetizam algumas características dos arranjos domésticos considerados. Os domicílios urbanos que incorporam a

população pesquisada de 7 a 14 anos totalizam 65.738. Quanto ao tipo de arranjo domiciliar, 86,3% destes são formados por “casal com filhos” sob responsabilidade masculina e 13,7% monoparentais sob responsabilidade feminina. Os dois arranjos domésticos têm em média 1,4 filhos.

Segundo os dados da tabela 4, os arranjos domésticos formados por “mãe e filhos” apresentam-se em maior desvantagem econômica, quando considerado o estrato de renda domiciliar *per capita* “até 1 s. m.”. Observa-se uma variação percentual de 57% entre os arranjos domésticos “mãe e filhos” e “casal com filhos” que se encontram neste intervalo de renda, sendo que os primeiros perfazem 44,3%, enquanto os segundos 28,3%.

Ao analisar a informação para esta faixa de renda, porém desagregada nos estratos “até ½ s. m.” e “maior que ½ até 1 s. m.”, em 23,2% dos domicílios monoparentais sob responsabilidade feminina a renda domiciliar *per capita* é “até ½ s. m.”, percentual este atenuado para 11,2% quando considerado os arranjos domésticos “casal com filhos”.

Se por um lado, contrastando-se os arranjos domésticos formados por “mãe e filhos” aos arranjos domésticos formados por “casal com filhos”, os primeiros prevalecem entre os que estão com maior desvantagens econômicas; por outro lado, no estrato superior de renda domiciliar *per capita* (maior que 5 s.m), predominam os arranjos domésticos formados por “casal com filhos” (18,2% contra 11,6%).

Tabela 4. Distribuição percentual dos arranjos doméstico que incorporam as crianças de 7 a 14 anos, segundo algumas características selecionadas. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos (%)	Mãe e filhos (%)
Arranjo Domiciliar	86,3	13,7
Renda domiciliar per capita	100,0	100,0
Até 1/2 s.m.	11,2	23,2
Maior que 1/2 até 1 s.m.	17,2	21,1
Maior que 1 até 2 s.m.	27,5	24,2
Maior que 2 até 3 s.m.	12,9	11,3
Maior que 3 até 5 s.m.	13,1	8,6
Maior que 5 s.m.	18,2	11,6
Anos de estudo da mãe	100,0	100,0
0 a 3 anos	13,8	15,9
4 a 7 anos	33,2	34,8
8 ou mais	53,0	49,3
Anos de estudo do pai	100,0	-
0 a 3 anos	12,9	-
4 a 7 anos	31,1	-
8 ou mais	56,0	-
Crianças menores de 7 anos	100,0	100,0
Não	63,9	76,9
Sim	36,1	23,1

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

O predomínio dos arranjos domésticos “mães e filhos” nos estratos inferiores de renda devem-se tanto ao menor número de membros do domicílio que contribuem economicamente, como pelo valor dos rendimentos auferidos pelas mulheres, que em média, são menores aos dos homens (ARRIAGADA, 2004). Segundo Montali (1998), este tipo de arranjo doméstico “tem sofrido de maneira mais aguda os reflexos do novo padrão de absorção da força de trabalho que opera no mercado”. Ademais, a falta do cônjuge torna menor a probabilidade de contar com mais um membro contribuindo na renda domiciliar (ARRIAGADA, 2004).

Montali (1998) ao analisar o efeito da reestruturação produtiva na relação família-trabalho nos mostra, com base em dados de 1990, 1994 e 1997, para a região metropolitana de São Paulo, que neste contexto a inserção dos diferentes componentes da família no mercado de trabalho foram alteradas, o que afetou as condições de vida das famílias. Observa-se o empobrecimento da

população metropolitana, pela queda do rendimento real dos ocupados e precarização das relações de trabalho.

Segundo esta autora, o tipo de arranjo doméstico formado por mulheres e filhos é o que mais tem sentido os efeitos do novo padrão de absorção da força de trabalho do mercado trazido pelo processo de reestruturação produtiva.

Os principais impactos sobre as famílias formadas por mulheres e filhos têm sido a queda na taxa de participação familiar, o aumento do desemprego e a queda na taxa de ocupação. Nota-se também um aumento do desemprego dos filhos e do peso das mulheres entre os ocupados.

Afirma a autora que

[...] frente ao elevado desemprego dos filhos e queda na taxa de ocupação dos mesmos, aumenta o peso da chefe feminina entre os ocupados, que passa de 38,8% destes para 43,7% entre 1990 e 1994 e para 45,1% em 1997. A participação dos filhos entre os ocupados cai de 47,1% para 40,8% e para 41,6% em 1997 (MONTALI, 1998, p. 2597).

Para Montali, o efeito da reestruturação produtiva sobre a inserção no mercado de trabalho dos diferentes membros nos arranjos domésticos formados por “casal com filhos”, sob responsabilidade masculina, varia conforme o ciclo vital da família. No arranjo do tipo “casais de até 34 anos com filhos”, o homem (marido) é o principal responsável pela manutenção da família, tanto em 1990 como em 1994.

Nas famílias de “casais entre 35 e 49 anos com filhos”, há a convivência no domicílio de filhos de diferentes idades. Este tipo de arranjo caracteriza-se pelo “esforço coletivo” dos componentes da família. Nota-se no período analisado o aumento do desemprego e redução nas taxas de participação dos chefes e dos filhos, ao mesmo tempo em que há um aumento na taxa de ocupação da mulher-cônjuge. Nessas famílias, na década de 1980, os filhos são parte importante dos ocupados na família, chegando a representarem 41% dos ocupados na família em 1990,

caindo para 31,4% em 1994. Por outro lado, a mulher-cônjuge, que em 1981 representa 15% dos ocupados, em 1994 representa 23,2%, tendência esta mantida em 1997.

Nos arranjos tipo “casal de 50 anos e mais com filhos”, os filhos representam mais da metade dos ocupados do grupo doméstico. No entanto, entre 1990 e 1994 a participação dos filhos cai de 62,7% para 58,5%. Nota-se, por outro lado, o crescimento da participação do chefe e da cônjuge idosos dentre os ocupados da família.

De uma forma geral, nas famílias de baixa renda, a inserção da mulher-cônjuge no mercado de trabalho possibilita elevar substancialmente o nível da renda domiciliar, isto só não ocorre nas famílias que “têm no trabalho da mulher a principal fonte de renda ou, então, as que têm rendimento familiar muito abaixo devido ao grande tamanho da família” (TRONCOSO, 2000, p. 98).

Segundo Montali (1998), a crescente participação das mulheres no mercado de trabalho é um fato relevante na alteração dos arranjos familiares. Contudo, chama a atenção a autora para o fato de que, no contexto da RMSP, o setor de serviços é o responsável pela absorção da maior parte das mulheres ocupadas e, é exatamente esse setor que apresenta as maiores possibilidades de vinculações precárias ao mercado de trabalho, afetando, dessa forma a possibilidade das mulheres ocuparem empregos de qualidade.

Barros e Mendonça (1995), ao analisarem alguns determinantes da desigualdade no Brasil, argumentam que a escolaridade da população desempenha um papel fundamental na explicação de diversos aspectos da desigualdade salarial no país. Segundo estes autores, o nível de salário do trabalhador é sensível ao seu nível educacional, e cada ano de estudo tende a elevar o seu nível salarial. Afirmam os autores que:

[...] Para um trabalhador com apenas os quatro primeiros anos do primeiro grau (antigo primário), um ano adicional de estudo tende a elevar o salário em menos de 15%, enquanto para um trabalhador com nível secundário e superior um ano adicional de estudo leva a aumentos de salário superiores a 15% (BARROS, MENDONÇA, 1995, p. 48).

Segundo alguns analistas há também uma estreita relação entre desemprego e escolaridade, de modo que “níveis mais elevados de educação formal permitem reduzir o risco de exposição ao desemprego” (LAVINAS; SORJ, 2000, p. 154). E, tanto para os homens quanto para as mulheres, a taxa de atividade aumenta entre os que têm mais de 8 anos de estudo (ensino fundamental completo).

Contudo, segundo Oliveira e Ariza (2001) o aumento da escolaridade das mulheres não tem sido suficiente para reduzir a segregação ocupacional que elas estão sujeitas no mercado de trabalho. Dizem que:

[...] apesar do aumento em escolaridade e da crescente participação das mulheres nas ocupações-não manuais, o emprego feminino continua exibindo forte grau de segmentação em ocupações tipificadas como femininas, de menor prestígio e piores níveis de remuneração (ARRIAGADA, 1990; *apud* OLIVEIRA; ARIZA, 2001, p. 89).

Neste sentido, para uma análise mais apurada da renda domiciliar *per capita* que os pais dispõem para a sua manutenção e a dos filhos, convém verificar a escolaridade dos principais responsáveis pela aquisição desta renda: no arranjo domiciliar “casal com filhos”, a escolaridade do pai e da mãe (responsável e cônjuge), no arranjo “mãe e filhos” a escolaridade da mãe (responsável).

Os dados empíricos apresentados na tabela 4 (p. 55) revelam que, tanto nos arranjos domiciliares “casal com filhos” quanto nos “mães e filhos”, são majoritários os pais que completaram pelo menos o ensino fundamental, tendo desta forma 8 ou mais anos de estudo. No

arranjo “casal com filhos”, 53% das mães e 56% dos pais completaram este nível de educação formal. No arranjo doméstico “mães e filhos”, 49% das mães têm 8 ou mais anos de estudo.

Pelo gráfico 2 (p. 61) nota-se que, para os domicílios em que o responsável tem até 3 anos de estudo são majoritários aqueles em que a renda domiciliar *per capita* não ultrapassa a 1 salário mínimo. Esta situação é mais aguda no arranjo doméstico “mães e filhos”. Se em 44,3% destes arranjos a renda domiciliar não ultrapassa 1 s. m, naqueles em que o responsável (a mãe) tem até 3 anos de estudo este percentual recrudesce. Em 71% dos arranjos monoparentais em que a mãe tem até 3 anos de estudo a renda domiciliar *per capita* é de até 1 s. m., sendo que em 46% destes a renda é “até ½ s.m.”. No caso do arranjo doméstico “casal com” filhos, em situação idêntica de anos de estudo do responsável, em 59,5% destes a renda domiciliar *per capita* é até 1 s. m.. Ao contrário do observado para o arranjo “mãe e filhos”, este percentual encontra-se distribuído de forma mais homogênea entre as faixas de renda até “½ s. m.” (29,3%) e “maior que ½ até 1 s. m.” (30,3%).

Quanto ao outro extremo da escolaridade dos responsáveis, para aqueles com 8 ou mais anos de estudo, estes se concentram principalmente entre os domicílios cuja renda domiciliar *per capita* é “5 ou mais s. m.” (30,4%), no caso dos arranjos casal e filhos. Para este mesmo arranjo domiciliar, nas demais faixas de renda há uma tendência de redução do peso dos responsáveis com “8 ou mais” anos de estudo, exceção verificada na faixa de renda “maior que 1 até 2 s. m.”, que apresenta a segunda maior marca (22,3%).

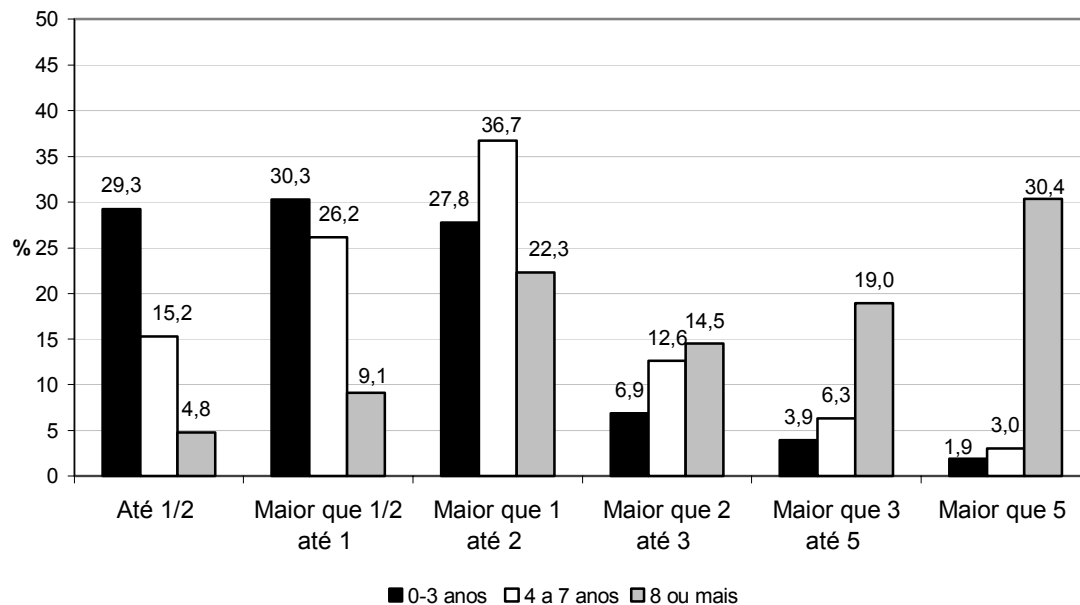
Conforme já observado (Gráfico 2, p. 61), em 49,4% dos arranjos domiciliares “casal com filhos” cujo responsável tem “8 ou mais” anos de estudo, a renda domiciliar *per capita* é superior a 3 s.m.; no caso dos arranjos domésticos “mães e filhos” este percentual cai para 37,3%, sendo

que em 22,4% dos casos a renda é “maior que 5 s. m.”, e nos 14,9% restantes a renda domiciliar *per capita* é “maior que 3 até 5 s. m.” (Gráfico 2).

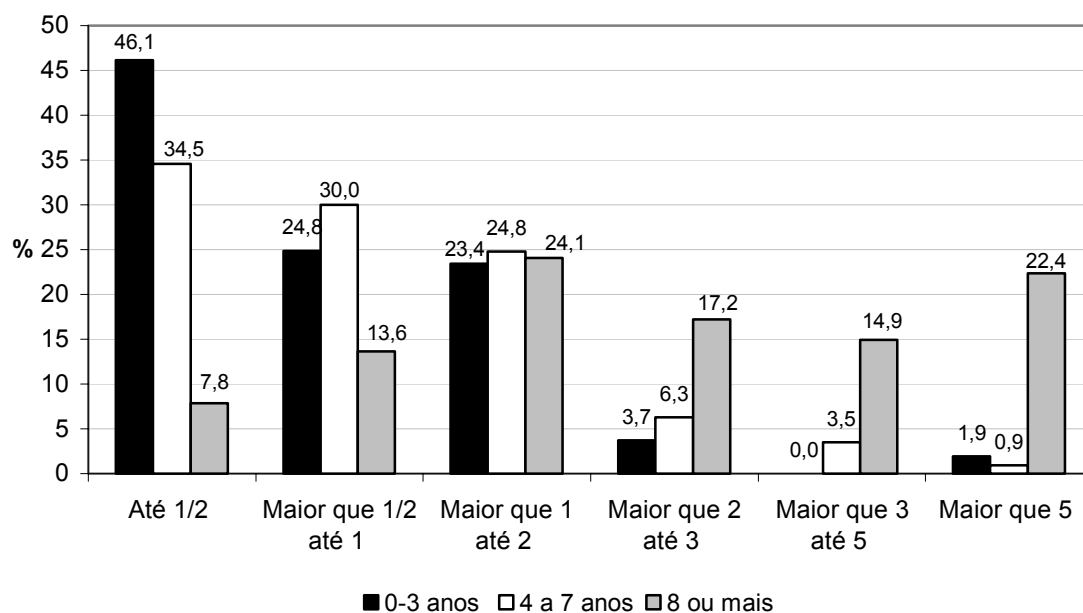
Destaca-se que no caso dos arranjos domésticos “casal com filhos”, as cônjuges dos responsáveis pelos domicílios cujo número de anos de estudo é 8 ou mais, apresentam em grande parte (75%) o mesmo número de anos de estudo do responsável (Anexo, Tabela 4). Ou seja, além da maior escolaridade do responsável, a cônjuge também apresenta escolaridade semelhante. Este fator pode contribuir para uma melhor inserção da cônjuge no mercado de trabalho, levando a uma ampliação da renda domiciliar *per capita*.

Gráfico 2. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares, segundo anos de estudo do responsável e renda domiciliar *per capita* (em salários mínimos). Município de Campinas urbano, 2000.

Casal com filhos



Mãe e filhos



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Quanto à presença de crianças menores de 7 anos no domicílio, retomando a tabela 4 (p. 55), observa-se que em 23% dos arranjos domésticos “mães e filhos” há crianças menores de 7 anos e, nos arranjos “casal com filhos” verifica-se que em 36% deles há crianças nesta faixa de idade.

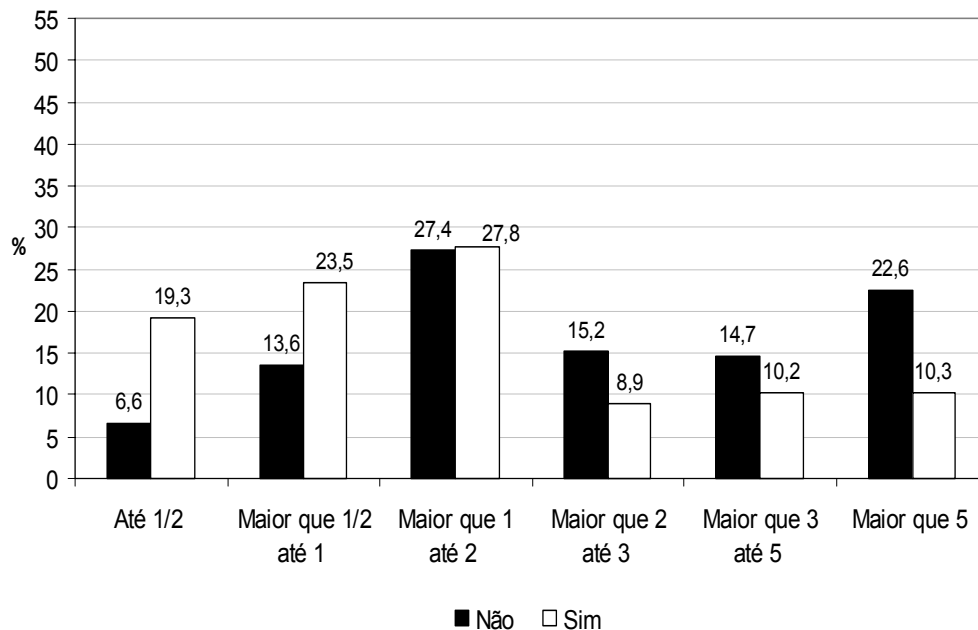
A questão que se coloca é se a presença de crianças menores de 7 anos no domicílio (consumidoras e não produtoras), as quais demandam serviços e cuidados, tanto da mãe sozinha, quanto da mãe cônjuge, pode ter algum impacto sobre a renda domiciliar *per capita* auferida pelos membros do domicílio, especialmente no arranjo doméstico “mães e filhos”. Uma vez que

[...] Em uma situação de altas taxas de desemprego e aumento da oferta de trabalho pelo aumento da participação feminina, o fato de ter filhos pequenos aparentemente coloca a mulher em desvantagem pelos critérios de seletividade do mercado. Assim, não são apenas as desigualdades de gênero no interior da família que dificultam a inserção feminina no mercado de trabalho, mas o mercado utiliza essa responsabilidade maior da mulher com a reprodução para discriminá-la (BILAC, 2002b, p. 4).

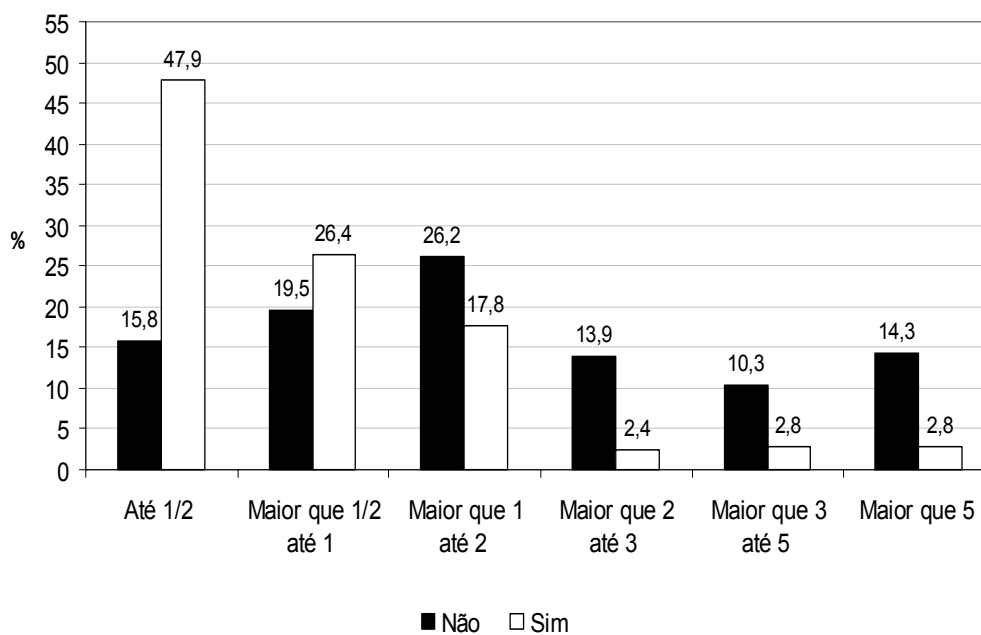
Na análise que se segue, comparamos como se distribuem os domicílios com e sem crianças menores de 7 anos, por faixa de renda domiciliar *per capita*, segundo o tipo de arranjo doméstico. Verifica-se no arranjo domiciliar “mães e filhos” que a presença de crianças menores de 7 anos é marcante entre aqueles com renda domiciliar *per capita* de até 1 salário mínimo (74%), sendo que em 48% destes, a renda domiciliar não ultrapassa $\frac{1}{2}$ salário mínimo. Para estas mesmas faixas de renda, os seus congêneres sem crianças menores de 7 anos perfazem 35,4% entre aqueles com renda até 1 salário mínimo e 15,8% entre os domicílios com renda domiciliar *per capita* até $\frac{1}{2}$ salário mínimo (Gráfico 3, p. 63).

Gráfico 3. Distribuição percentual dos arranjos domiciliares, segundo a presença de crianças menores de 7 anos no domicílio e renda domiciliar *per capita* (em salários mínimos). Município de Campinas urbano, 2000.

Casal com filhos



Mãe e filhos



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

No arranjo “casal com filhos”, os domicílios com crianças menores de 7 anos, por faixa de renda domiciliar *per capita*, encontram-se mais distribuídos entre as categorias de renda, comparativamente ao observado no arranjo doméstico “mãe e filhos”. Não obstante, 42,8% encontram-se entre aqueles com renda domiciliar *per capita* até 1 salário mínimo. Este percentual cai para 20,2% quando nos domicílios não têm crianças menores de 7 anos.

Nesta seção observou-se que, em decorrência das mudanças econômicas e no mercado de trabalho ocorridas na década de 1990, cai o rendimento real dos ocupados, aumenta a precarização das relações de trabalho e aumenta o desemprego, este maior para os homens em relação ao observado para as mulheres. As mulheres inclusive conseguem manter estáveis as taxas de ocupações, em ascendência desde final da década de 1970; contudo a inserção feminina ocorre em maior escala no setor de serviços, o mesmo que apresenta as maiores possibilidades de vinculações precárias ao mercado de trabalho. Ademais, as mulheres tendem a obter, em média, salários menores ao dos homens, mesmo quando apresentam a mesma escolaridade.

Observa-se, ademais que para Campinas, os arranjos domésticos “mãe e filhos”, comparativamente aos arranjos “casal com filhos”, prevalecem entre aqueles com maior percentual de domicílios com renda domiciliar *per capita* até 1 salário mínimo. Contudo, não é suficiente afirmar com base apenas nesta informação ou nesta dimensão, que os arranjos domésticos “mães e filhos” são mais pobres do que os arranjos “casal com filhos”.

3.3. Características da população de 7 a 14 anos pesquisada

A população pesquisada é de 93.085 crianças e corresponde a 74% do conjunto dos meninos e meninas no grupo etário 7 a 14 anos do município, e constituindo-se aproximadamente 10% da população campineira em 2000.

Quanto ao tipo de arranjo domiciliar em que estão incorporados, 87% destes pertencem ao arranjo “casal com filhos” e 13% ao arranjo “mãe e filhos”. Considerando-se a renda domiciliar *per capita*, escolaridade materna e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio, a distribuição percentual destes meninos e meninas, nos arranjos domésticos observados, assemelha-se às estimativas apresentadas na tabela 4 (p. 55) quando caracterizamos os arranjos domésticos. Desta forma, para não tornar o texto repetitivo, a seguir são feitos apenas observações pontuais.

Na ótica da renda domiciliar *per capita*, 49,7% das crianças no arranjo “mães e filhos” compartilham uma renda que não ultrapassa a 1 salário mínimo, enquanto para os seus congêneres no arranjo domiciliar “casal com filhos” este percentual reduz para 32,5%. As crianças que moram em domicílios cuja renda domiciliar *per capita* é “maior que 5 s. m.” equivale a 10% e 16,9% nos arranjo “mães e filhos” e “casal com filhos”, respectivamente (Tabela 5, p. 66).

Segundo a escolaridade materna, no arranjo “casal com filhos”, 15,4% das crianças de 7 a 14 anos têm mães com até 3 anos de estudo. E, para 18,1% das crianças no arranjo domiciliar “mães e filhos” a escolaridade materna encontra-se nesta categoria de anos de estudo.

Ainda segundo a tabela 5, os meninos e meninas de 7 a 14 anos com irmãos menores de 7 anos no domicílio perfazem 34,6% e 23,7%, respectivamente, nos arranjos domésticos “casal com filhos” e “mães e filhos”.

Tabela 5. Distribuição percentual das crianças de 7 a 14 anos, segundo tipo de arranjo domiciliar e algumas características selecionadas. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos (%)	Mãe e filhos (%)
Renda domiciliar per capita	100,0	100,0
Até 1/2 s. m.	13,6	28,5
Maior que 1/2 até 1 s. m.	18,9	21,2
Maior que 1 até 2 s. m.	27,1	22,8
Maior que 2 até 3 s. m.	11,8	9,6
Maior que 3 até 5 s. m.	11,7	7,9
Maior que 5 s. m.	16,9	10,0
Anos de estudo da mãe	100,0	100,0
0 a 3 anos	15,4	18,1
4 a 7 anos	34,0	35,2
8 ou mais	50,6	46,7
Irmãos menores de 7 anos	100,0	100,0
Não	65,4	76,3
Sim	34,6	23,7

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Os meninos e meninas de 7 a 14 anos nos arranjos domésticos “casal com filhos” e “mães e filhos”, segundo a sua situação escolar, distribui-se em 3% fora da escola, 9% freqüentando a escola com mais de um ano de atraso escolar e 88% freqüentando a escola na idade normativa ou com distorção-idade série em um ano.

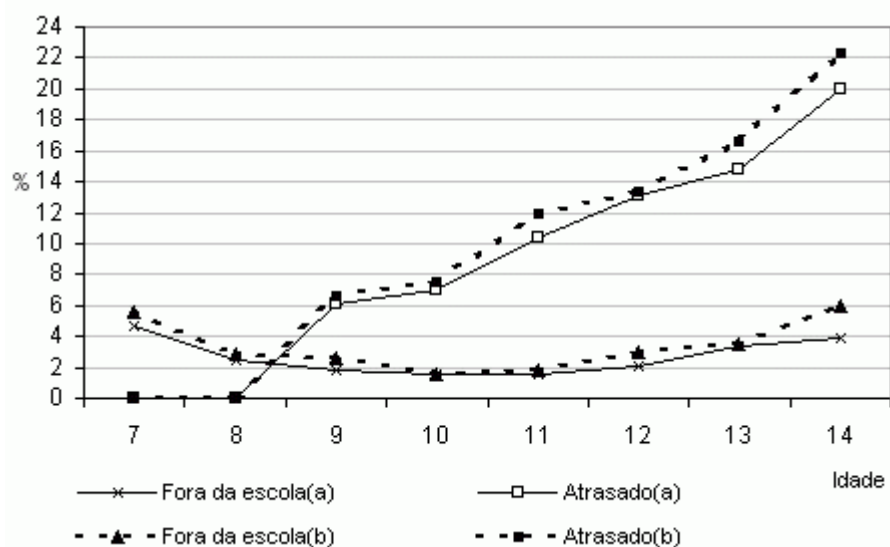
No mesmo período para o Brasil, 4% das crianças de 7 a 14 anos não freqüentam a escola e 11,5% apresentam atraso escolar superior a um ano (PNUD/IPEA/FJP/IBGE, 2003).

Considerando-se o atraso escolar (distorção idade-série) um processo acumulativo, é observado para a população investigada, que a proporção das crianças com distorção idade-série superior a um ano, aumenta na medida que se avança na idade do estudante. No grupo de 11 anos

de idade, por exemplo, 10,4% apresentam atraso escolar superior a um ano. Aos 14 anos, grupo que deveria está terminando o ensino fundamental, 20% apresentam atraso escolar superior a um ano. Estes dados assemelham-se ao observado para a população total de Campinas na mesma faixa etária (Gráfico 4).

Ainda para Campinas, a despeito das crianças que não se encontram freqüentando a escola, a proporção destas por idade simples, nos arranjos domésticos considerados, mostra-se semelhante à proporção apresentada para o total das crianças neste grupo etário (Gráfico 4). Aos 7 anos de idade, na população pesquisada, 4,7% das crianças estão fora da escola, esta proporção que tende a reduzir até aos 10 anos de idade (1,5%), mantendo-se constante aos 11 anos e, a partir daí, a proporção de crianças fora da escola recrudescer novamente até aos 14 anos (3,9%).

Gráfico 4. Distribuição por idade simples da população de 7 a 14 anos fora da escola ou com atraso escolar superior a um ano. Município de Campinas urbano, 2000.



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.
 (a) População de 7 a 14 anos nos arranjos domésticos considerados.
 (b) População total de Campinas no grupo etário 7 a 14 anos.

O processo educacional depende altamente do momento histórico. Observam-se mudanças na política de educação pública e oportunidades de acesso à população que se tem escolarizado ao longo do tempo. Estas mudanças não estão relacionadas apenas com a quantidade de serviços oferecida, mas também pelo seu tipo e qualidade. É importante observar, por exemplo, que níveis e modalidades de ensino são consideradas prioritárias e como ocorre sua distribuição em diferentes áreas geográficas e setores populacionais em um dado momento histórico.

Pode-se dizer que hoje, no Brasil, as crianças e jovens têm muito mais oportunidades de acesso à educação que seus pais tinham. Durante as últimas duas décadas o sistema educacional brasileiro tem sido amplamente expandido. A expansão ocorreu em todos os níveis de educação, resultando em considerável redução de analfabetos – de 33,6% na população na idade acima de 15 anos em 1970, para 12,9% em 2000.

As razões que conduzem à saída precoce da escola são variadas e dificilmente reveladas. O abandono da escola pode estar relacionado a diferentes fatores, indo das políticas educacionais e características do serviço oferecido, aos interesses pessoais das crianças e jovens, expectativas e planos de vida. Adicionalmente a isto, outros fatores podem ter as suas performances acadêmicas prévias, junto com o suporte material e sócio-afetivo no contexto em que suas vidas desenvolvem. Parte importante deste contexto é fornecida pela vida familiar e as características materiais e sociais da família de residência podem afetar as oportunidades de acesso e permanência na escola, bem como a sua progressão entre as séries.

Deste ponto em diante, analisa-se a freqüência a escola entre os meninos e meninas de 7 a 14 anos, e a progressão escolar daqueles de 9 a 14 anos, segundo algumas características

domiciliares, a saber: tipo de arranjo domiciliar, renda domiciliar *per capita*, escolaridade da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

3.3.1. Frequência à escola e características domiciliares

Conforme mostrado em seção anterior deste capítulo (3.2.1.1), os arranjos domiciliares formados por “casal com filhos” sob responsabilidade masculina e os arranjos “mães e filhos” sob responsabilidade feminina, que incorporam crianças de 7 a 14 anos, apresentam características diferentes quando se contrasta a renda domiciliar *per capita*, o número de anos de estudo da mãe destas crianças e a presença de crianças menores de 7 anos no domicílio.

A partir deste ponto busca-se identificar como estas diferenças encontradas, entre os tipos de arranjos domésticos, repercutem sobre a situação escolar das crianças de 7 a 14 anos. Nesta seção e na seguinte, faz-se uma análise preliminar, a partir de análise bivariada, da associação entre o tipo de arranjo domiciliar, ao qual os meninos e meninas de 7 a 14 anos pertencem, e a situação escolar dos mesmos.

Com relação à não frequência à escola e o tipo de arranjo domiciliar, os dados empíricos mostram que a proporção de crianças que não frequentam a escola é maior no arranjo doméstico “mães e filhos”. Neste arranjo doméstico 4,2% das crianças de 7 a 14 anos estão fora da escola, enquanto no arranjo “casal com filhos” 2,4% das crianças neste grupo etário encontram-se nesta mesma situação.

A tabela 6 (p. 70) apresenta a proporção de crianças no grupo etário 7 a 14 anos que não frequentam a escola em 2000, segundo o arranjo doméstico que estão incorporadas. Nesta tabela controla-se o tipo de arranjo doméstico pela renda domiciliar *per capita*, anos de estudo da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

A análise bivariada para o tipo arranjo doméstico e renda domiciliar *per capita*, revela que nos dois arranjos domésticos, ao percorremos os estratos de renda, do patamar inferior (até 1/2 s. m.) ao patamar superior (maior que 5 s. m.), o peso da renda domiciliar tende a diminuir sobre a não freqüência a escola (Tabela 6). Dessa forma, nas famílias com menor renda domiciliar *per capita*, em relação às famílias com maior renda, o envio dos filhos à escola requer um maior esforço, uma vez que um filho na escola demanda gastos com material escolar, uniforme etc., comprometendo os recursos econômicos do domicílio que já são escassos.

Tabela 6. Proporção de crianças de 7 a 14 anos que não freqüentam a escola, segundo características domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	6,7	6,8
Maior que 1/2 até 1 s. m.	3,5	4,2
Maior que 1 até 2 s. m.	2,1	3,8
Maior que 2 até 3 s. m.	1,5	3,0
Maior que 3 até 5 s. m.	0,2	2,6
Maior que 5 s. m.	0,5	0,0
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	6,7	7,6
4 a 7 anos	2,4	3,8
8 ou mais	1,2	3,1
Irmãos menores de 7 anos		
Não	1,9	4,1
Sim	3,4	4,4

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Partindo-se do estrato inferior de renda, a porcentagem de crianças fora da escola é de 6,7% e 6,8%, nos arranjos “casal com filhos” e “mães e filhos”, respectivamente. Ao passarmos deste estrato de renda ao seguinte, nota-se uma redução drástica da porcentagem de crianças fora da escola, embora esta redução seja mais pronunciada no arranjo doméstico “casal com filhos” (com variação percentual de 91% neste arranjo contra 63% no arranjo doméstico “mães e

filhos”). De modo geral, nos estratos intermediários de renda domiciliar *per capita*, nota-se que em estratos idênticos, a porcentagem de criança fora da escola é maior nos arranjos domésticos “mães e filhos”.

Nos dois últimos estratos de renda, a proporção de crianças fora da escola nos domicílios “casal com filhos” aproxima-se de zero. O fato da proporção de crianças fora escola no estrato superior de renda ser maior do que no estrato de renda imediatamente inferior (Maior que 3 até 5 s. m.) pode ser atribuído a variações aleatórias e à forma como se construiu as categorias de renda. Para estas mesmas faixas de renda, nos arranjos “mãe e filhos”, nota-se que na categoria de renda “maior que 3 até 5 s. m.”, ao contrário do valor próximo a zero observado para as crianças nos domicílios “casal com filhos”, 2,6% das crianças que se encontram nesta categoria estão fora da escola (Tabela 6, p. 70).

Ainda segundo a tabela 6, nota-se que o fato da mãe ter maior escolaridade proporciona maior acesso e permanência dos filhos na escola nos dois arranjos domésticos considerados. A porcentagem de crianças fora da escola, por anos de estudo da mãe, reduz à medida que se muda da menor categoria de anos de estudo da mãe (0 a 3 anos) para a categoria com a maior anos de estudo (8 ou mais).

Observa-se que a escolaridade da mãe tem maior impacto entre as crianças no arranjo doméstico “casal com filhos” quando comparadas ao arranjo “mães e filhos”. Esta constatação é evidente ao vermos que em faixas idênticas de escolaridade a porcentagem de crianças fora da escola é maior neste segundo arranjo doméstico. Nos arranjos domésticos “casal com filhos” e “mães e filhos”, quando a escolaridade materna corresponde a “0 a 3 anos” de estudo, a porcentagem de crianças fora da escola é de 6,7% e 7,6% respectivamente. Estes valores decrescem para 2,4% e 3,8% quando as mães têm de “4 a 7 anos” de estudo e, no caso de ter pelo

menos o ensino fundamental completo (8 ou mais), a porcentagem de crianças fora da escola também reduz, porém, com maior intensidade para as crianças no arranjo “casal com filhos” (1,2% contra 3,1%).

Em relação à presença de crianças menores de 7 anos no domicílio, ou seja, irmãos menores de 7 anos, a existência destes no domicílio aparenta dificultar a freqüência à escola apenas para aqueles meninos e meninas de 7 a 14 anos no arranjo doméstico “casal com filhos”. Neste arranjo, 3,4% daqueles meninos e meninas em idade escolar, que têm irmãos menores de 7 anos, estão fora da escola, enquanto a porcentagem para aqueles que não apresentam irmãos menores no domicílio e estão fora da escola cai para 1,9% (Tabela 6, p. 70).

Sintetizando o apresentado nesta seção, as análises bivariadas para a não freqüência à escola (tabela 6) indicam que as famílias com menor renda domiciliar *per capita* apresentam maiores dificuldades de enviar as crianças de 7 a 14 anos à escola. Dificuldade que se mostra maior nos arranjos domésticos “mãe e filhos”. Considerando-se a escolaridade materna, a porcentagem de crianças fora da escola é maior para aquelas crianças cujas mães têm de “0 a 3 anos” de estudo. E, em classes idênticas de anos de estudos por tipo de arranjo doméstico, a porcentagem de crianças fora da escola é maior no arranjo doméstico “mães e filhos”, comparativamente às crianças no arranjo doméstico “casal com filhos”.

Ademais, observa-se que a porcentagem de meninos e meninas fora da escola, no arranjo doméstico “casal com filhos”, é maior entre aqueles com irmãos menores de 7 anos. No arranjo doméstico “mãe e filhos” este fator não aumenta substancialmente a porcentagem de crianças de 7 a 14 anos fora da escola, comparativamente aos seus congêneres sem irmãos menores de 7 anos.

3.3.2. Progressão escolar e características domiciliares

Nesta seção analisa-se como se dá à progressão escolar das crianças de 9 a 14 anos, em termos de distorção idade-série. Contrapõe-se o tipo de arranjo domiciliar que estas se encontram inseridas à renda domiciliar *per capita*, à escolaridade materna e a presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

A proporção de meninos e meninas com distorção idade série superior a 1 ano, quando considerado o tipo de arranjo doméstico, é maior entre aqueles no arranjo “mães e filhos” em relação ao arranjo doméstico “casal com filhos”, com variação percentual de 32%. No primeiro arranjo doméstico, 17% das crianças que freqüentam a escola apresentam distorção idade série, enquanto no segundo, 11,6% das crianças apresentam tal distorção.

Ao incorporarmos na análise anterior a renda domiciliar *per capita*, a porcentagem de crianças com distorção idade-série tende a diminuir conforme aumenta a renda domiciliar *per capita*. Comparando-se os estratos de renda por tipo de arranjo domiciliar, a proporção de crianças com distorção idade-série no arranjo “mães e filhos”, em relação ao arranjo domiciliar “casal com filhos”, é maior em praticamente todos os estratos considerados (Tabela 7).

Nota-se que o aumento de $\frac{1}{2}$ s.m no estrato inferior de renda (até $\frac{1}{2}$ s. m.), reduz consideravelmente a proporção de meninos e meninas com distorção idade-série, tendo maior impacto no arranjo domiciliar “mães e filhos”. Assim, comparativamente ao patamar inferior de renda, no estrato de renda “maior que $\frac{1}{2}$ até 1 s. m” a proporção de crianças com atraso escolar reduz de 27,9% para 17,2%, quando considerado o arranjo “casal com filhos”, e de 30,2% para 17,4% no arranjo domiciliar “mães e filhos”.

Tabela 7. Proporção de crianças de 9 a 14 anos com distorção idade-série, segundo características domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	27,9	30,2
Maior que 1/2 até 1 s. m.	17,2	17,4
Maior que 1 até 2 s. m.	10,6	12,9
Maior que 2 até 3 s. m.	6,9	13,0
Maior que 3 até 5 s. m.	4,9	4,4
Maior que 5 s. m.	4,2	5,7
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	26,1	35,5
4 a 7 anos	14,4	18,2
8 ou mais	5,5	9,3
Irmãos menores de 7 anos		
Não	10,1	15,9
Sim	14,9	21,1

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Em relação à escolaridade materna, os dados empíricos analisados mostram que conforme aumenta o número de anos de estudo da mãe, diminui a proporção de crianças com distorção idade-série, tanto no arranjo doméstico “casal com filhos” quanto no arranjo “mães com filhos”. Ao passarmos da menor categoria de anos de estudo da mãe (0 a 3 anos) para a maior categoria (8 ou mais), 26,1% e 5,5% dos meninos e meninas no arranjo doméstico “casal com filhos” apresentam distorção idade série. No arranjo domiciliar “mães e filhos”, para estas mesmas categorias de anos de estudo da mãe, as proporções de crianças com distorção idade série eleva-se para 35,5% e 9,3%, respectivamente (Tabela 7).

Segundo Barros *et all* (2001) a associação entre o número de anos de estudos obtido por uma criança ou adolescente está mais relacionada com a escolaridade dos pais do que com renda domiciliar *per capita*. Os autores argumentam que:

Em grande medida, a razão dessa associação advém do fato de que a escolaridade de uma criança ou adolescente se acumula ao longo de vários anos

e, portanto, é muito mais influenciada por variações permanentes na renda do que por flutuações transitórias. Como a escolaridade dos pais está relacionada de forma mais próxima da renda permanente da família do que a renda per capita corrente [...] é natural que aquela esteja mais correlacionada com a escolaridade dos filhos (BARROS *et al*, 2001, p. 10)

Desta forma pais com maior escolaridade tendem a acompanharem mais de perto os estudos dos filhos, possibilitando maior a escolaridade aos filhos, pois:

A escolaridade dos filhos não é percebida pelos pais apenas como um bem de investimento, isto é, como um bem de consumo, que tem um fim em si mesmo. Os pais dedicam a educação dos seus filhos em parte pelo simples prazer de vê-los mais escolarizados. Como essa forma de demanda pela escolaridade dos filhos deve ser complementar à escolaridade dos pais, ela [...] eleva o grau de correlação entre a escolaridade de pais e filhos (BARROS *et al*, 2001, p. 10).

Quanto a presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio, as crianças de 9 a 14 anos que têm irmãos menores apresentam maiores proporções de distorção idade-série. No arranjo domiciliar “mãe e filhos”, como observado na seção anterior, a proporção daqueles meninos e meninas fora da escola, e com irmãos menores de 7 anos, aproximava-se da de seus congêneres sem irmãos menores de 7 anos (4,4% contra 4,1%). Para a distorção idade-série, nota-se que a proporção de crianças com atraso escolar aumenta consideravelmente quando há irmãos menores de 7 anos no domicílio. Neste caso, 21,1% apresentam distorção idade-série contra 15,9% nos seus congêneres sem irmãos menores de 7 anos (Tabela 7).

Nos arranjos domésticos “casal com filhos”, a proporção de meninos e meninas com distorção idade-série é maior entre estes com irmão menores de 7 anos no domicílio (14,9%), do que naqueles sem irmãos menores (10,1%).

Os meninos e meninas de 9 a 14 anos, nos arranjos domésticos “casal com filhos”, com irmãos menores de 7 anos e distorção idade-série perfazem 14,9%, e nesta mesma situação

escolar, para os seus congêneres sem irmãos menores de 7 anos, 10,1% encontram-se com distorção idade-série.

Nesta seção observamos que nos arranjos domésticos “mãe e filhos”, a proporção de crianças de 9 a 14 anos com distorção idade-série é maior em relação à apresentada nos arranjos formados por “casal com filhos”.

Ao realizar a análise bivariada entre tipo de arranjo doméstico e renda domiciliar *per capita*, escolaridade materna e presença de irmãos menores de 7 anos, constata-se que a proporção de meninos e meninas com distorção idade-série no arranjo domiciliar “mães e filhos” é maior em todas as categorias consideradas, quando comparadas aos seus congêneres no arranjo “casal com filhos”.

4. FAMÍLIAS E A ESCOLARIZAÇÃO DAS CRIANÇAS: ANÁLISE DO MODELO DE REGRESSÃO LOGÍSTICA

O objetivo deste capítulo é identificar, utilizando-se o modelo de regressão logística binária, evidências estatísticas sobre a associação entre o tipo de arranjo domiciliar e a frequência dos filhos à escola ou com a distorção idade-série destes. De forma complementar busca-se identificar fatores relacionados a estes eventos, através da inclusão de variáveis controles relacionadas às condições socioeconômicas e demográficas dos domicílios.

Inicialmente, faz-se os modelos logísticos univariados para a não frequência a escola entre os meninos e meninas de 7 a 14 anos. Em seguida, para este mesmo evento, ajusta-se o modelo multivariado que melhor exprime a relação entre não frequência à escola e as características domiciliares em conjunto.

Posteriormente, realiza-se esta mesma análise para a distorção idade série dos meninos e meninas de 9 a 14 anos, primeiro o modelo logístico univariado e depois o modelo multivariado.

4.1. Modelo logístico univariado para não frequência à escola

Na análise do modelo logístico univariado, ao ser analisado o grau de importância das covariáveis de modo isolado, é suposto que os efeitos encontrados de cada fator sobre as chances da população de 7 a 14 anos não frequentar a escola, ou no caso encontrar-se em distorção idade-série, são “efeitos puros”, ou seja, outras variáveis não exercem impacto sobre a realização de um destes dois eventos. Sabemos, entretanto, que dada a multidimensionalidade de questões relacionadas à educação essa proposição é pouco provável.

Nos modelos univariados significância estatística das covariáveis foi testada pela estatística G, ao nível de significância 5% ($p=0,05$) de uma distribuição *qui-quadrado*. Observamos também a significância estatística dos parâmetros, ao nível de 5% , do teste de *Wald*.

A tabela 8 ilustra os coeficientes estimados, a razão de *odds* e a significância estatística dos coeficientes no modelo univariado para cada covariável analisada. Conforme já discutido (Cap 2.3.2), a interpretação dos coeficientes estimados nos modelos logísticos é mais plausível pela razão de *odds*. Dessa forma, a análise que se segue é feita com base na razão de *odds*. Como as variáveis trabalhadas são todas categóricas, a interpretação do valor obtido na razão de *odds* nos mostra as chances que tem uma criança na idade de 7 a 14 anos, na categoria em questão, de não frequentar a escola quando comparada às crianças localizadas na categoria adotada como base.

Tabela 8. Estimativas dos modelos univariados para a não frequência a escola: coeficientes (β_i), erro padrão, razão de *odds*, valor da *deviance* (D), estatística G, graus de liberdade do modelo (*g.l*) e significância estatística do modelo (p). Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos	Coeficientes (β)	EP (β)	Razão de odds	D= -2LL	G	gl	p
NULO				2326,95			
ARDOM	0,556*	0,159	1,74	2315,85	11,094	1	0,001
RDPC 1	2,763*	0,395	15,84	2172,27	154,676	5	0,000
RDPC 2	2,106*	0,401	8,22				
RDPC 3	1,625*	0,404	5,08				
RDPC 4	1,288*	0,450	3,62				
RDPC 5	-0,059*	0,605	0,94				
ESMAE 1	1,652*	0,161	5,22	2219,73	107,222	2	0,000
ESMAE 2	0,625 ^{ns}	0,166	1,87				
IRMEN7	0,221*	0,065	1,56	2315,48	11,465	1	0,001

Significância estatística para o teste de *Wald*: * $p < 0,01$; ns = não significativo.

Nos modelos univariados descritos na tabela acima, todas as covariáveis analisadas foram estatisticamente significativas ao nível adotado de 5%, segundo a estatística G. Ainda segundo a estatística G, o modelo univariado que contempla a covariável renda domiciliar *per capita* foi o

qual se “afastou” mais do modelo nulo (sem covariáveis), em outras palavras, é o modelo univariado com maior poder de “explicação” estatística para a não frequência a escola. Pelo teste de *Wald*, todos os coeficientes foram estatisticamente significativos, exceto para a categoria de renda “maior que 3 até 5 s.m” (RDPC 5).

Em relação ao tipo de arranjo domiciliar (ARDOM), a razão de *odds* obtida nos mostra que para os meninos e meninas nos arranjos domiciliares “mãe e filhos” as chances de não freqüentarem a escola é 74% superior ao risco dos seus congêneres no arranjo domiciliar “casal com filhos”.

A renda domiciliar *per capita* (RDPC) nos mostra que, comparando-se a categoria de referência (Maior que 5 s.m.) para cada redução na faixa de renda, há um forte impacto da renda nas chances dos meninos e meninas de 7 a 14 anos estarem fora da escola. Contudo, na faixa de renda logo abaixo da categoria de referência, este efeito ainda não é notado. Conforme podemos observar na tabela 8, para a faixa de renda que representa o rendimento “maior que 3 até 5 s.m.” (RDPC 5), subjacente à categoria de referência, o valor da razão de *odds* é próximo a 1 (0,94), indicando que as chances de não freqüentar a escola para os meninos e meninas nesta faixa de renda domiciliar são semelhantes às daqueles meninos e meninas na faixa de renda domiciliar acima de 5 salários mínimos. O impacto dos demais níveis de renda domiciliar sobre a não freqüência a escola pode ser notado na faixa de renda ‘até ½ s.m’. As chances das crianças neste grupo não freqüentar a escola, em relação ao grupo base, é 15,8 vezes superior.

Para a variável escolaridade da mãe (ESMAE), as chances de não freqüentar a escola, para os filhos cujas mães têm até três anos de estudo, é 5,22 vezes superior às apresentadas por seus iguais das quais a escolaridade materna é no mínimo ensino fundamental completo (categoria base). Já o impacto da escolaridade materna para aqueles cujas mães têm de 4 a 7 anos

de estudo foi mais atenuado, as chances para estes não freqüentarem a escola, em relação a categoria base, foi de 1,87 vezes.

A existência de irmãos menores de 7 anos no domicílio representa um incremento no risco das crianças de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola em 1,56 vezes acima do apresentado para aqueles meninos e meninas que não têm irmãos menores de 7 anos no domicílio.

4.2. Modelo logístico multivariado para não freqüência à escola

Na busca pelo modelo multivariado que melhor adequasse aos dados foram construídos 4 modelos. As variáveis foram incluídas uma a uma em cada modelo. Considerando-se que a covariável de maior interesse é o tipo de arranjo domiciliar que agrega as crianças de 7 a 14 anos, a mesma foi por isto a primeira a ser incluída no modelo. A ordem de inclusão das demais se deu a partir daquelas com maior valor obtido para a estatística G no modelo univariado, pela ordem foi: renda domiciliar *per capita*, anos de estudo da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

Dessa forma, no Modelo 1, considerou-se inicialmente a covariável que se refere ao tipo de arranjo domiciliar (ARDOM), ou seja, o modelo univariado para esta covariável. No segundo modelo (Modelo 2), foi incluído fator que mede a renda domiciliar *per capita* (RDPC); em um terceiro modelo (Modelo 3) acrescentou-se a variável escolaridade materna (ESMAE), mensurada em anos de estudos, e, por fim, o quarto e último modelo (Modelo 4), contém as covariáveis presentes no modelo 3 mais a covariável que indica a presença de crianças menores de 7 anos (irmãos) no domicílio (IMENOR7).

Em cada etapa foi analisada a qualidade no ajuste do modelo pelo valor da estatística G. A significância estatística dos coeficientes foi verificada pelo teste de *Wald*. A ordem de inclusão das variáveis no modelo se deu a partir da análise univariada.

A tabela 9 apresenta os testes de significância estatística para avaliar a qualidade do ajuste dos quatro modelos testados. Observa-se pelo valor *p*, ao nível de significância estatística 5% , que a inclusão da covariável IRMEN7 (Modelo 4) não adiciona qualidade ao ajuste do modelo 3 ($G=0,08$), tampouco foi significativa ($p=0,777$). Assim, o modelo 3 contendo as covariáveis ARDOM, RDPC e ESCMAE foi o qual melhor ajustou-se aos dados.

Tabela 9. Resultados do teste de significância estatística do ajuste do modelo multivariado para a não frequência à escola: valor da *deviance* (D), estatística G, graus de liberdade do modelo (*g.l*) e significância estatística (*p*). Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos Ajustados	D=-2LL	G	gl	p
0 NULO	2326,95			
1 ARDOM	2315,85	11,09	1	0,001
2 ARDOM+RDPC	2169,98	145,88	6	0,000
3 ARDOM+RDPC+ESCMAE	2134,27	35,71	8	0,000
4 ARDOM+RDPC+ESCMAE+IRMEN7	2134,19	0,08	9	0,777

No lado direito inferior da tabela 10 (p. 82), a partir do valor encontrado para o pseudo- R^2 observa-se que as variáveis incluídas no modelo 3 explicam em conjunto 9% da variância encontrada na resposta se as crianças de 7 a 14 anos não frequentam a escola ou frequentam. Apesar da maior parte da variância deste modelo não ser explicada pelas variáveis que o compõem, pode-se observar que dado que temos as informações dos valores das covariáveis, principalmente renda domiciliar *per capita* e escolaridade materna, podemos acertar cerca de 70% das vezes se as crianças não frequentam a escola (vide Porcentagem concordante).

A partir da tabela 10 (p. 82) pode-se avaliar as mudanças na significância e magnitude do efeito da covariável ARDOM, quando se adiciona as demais covariáveis no modelo base (Modelo 1). Assim, a partir do Modelo 2 observa-se o efeito líquido do tipo de arranjo domiciliar sobre a não frequência a escola., controlado pela renda domiciliar *per capita* e escolaridade da mãe. O modelo 4, que não se ajustou bem aos dados, não é apresentado. Ademais, os coeficientes para as categorias base recebem valor zero e, as respectivas razão de *odds*, valor 1 ($exp(0)$).

Tabela 10. Estimativas dos coeficientes (β_i), significância estatística e razão de *odds* para não frequência a escola. Município de Campinas urbano, 2000.

COVARIÁVEIS	Modelo univariado	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Razão de <i>odds</i>	Coefficiente	Razão de <i>odds</i>	Coefficiente	Razão de <i>odds</i>	Coefficiente	Razão de <i>odds</i>
Arranjo domiciliar							
Casal e filhos (<i>Base</i>)	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00
Mãe e filhos	1,74*	0,556*	1,74	0,251 ^{ns}	1,29	0,279 ^{ns}	1,32
Renda domiciliar <i>per capita</i>							
Até 1/2 s.m.	15,84*			2,720*	15,18	2,371*	10,71
Maior que 1/2 até 1 s.m.	8,22*			2,089*	8,08	1,841*	6,30
Maior que 1 até 2 s.m.	5,08*			1,617*	5,04	1,461*	4,31
Maior que 2 até 3 s.m.	3,62*			1,280*	3,60	1,219*	3,38
Maior que 3 até 5 s.m.	0,94*			-0,062 ^{ns}	0,94	-0,076 ^{ns}	0,93
Maior que 5 s.m. (<i>Base</i>)	1,00			0,000	1,00	0,000	1,00
Anos de estudo da mãe							
0 a 3 anos	5,22*					0,835*	2,30
4 a 7 anos	1,87 ^{ns}					-0,024 ^{ns}	0,98
8 anos ou mais (<i>Base</i>)	1,00					0,000	0,00
Tamanho da amostra		9493		9493		9493	
Pseudo-R ²		9%					
Porcentagem Concordante		69,4					
Porcentagem Discordante		21,9					
Porcentagem Empate		8,7					

Significância estatística para o teste de *Wald*: * $p < 0,01$; ns = não significativo.

No Modelo 1, conforme visto na seção anterior, o fator relacionado ao tipo de arranjo domiciliar foi estatisticamente significativo ($p=0,000$) e se considerássemos apenas o tipo de arranjo domiciliar como fator de risco para as crianças de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola,

o risco para estas, nos arranjos domésticos “mãe e filhos”, é 74% superior ao risco dos seus congêneres nos arranjos domiciliares “casal e filhos”.

Ao adicionar-se a covariável referente à renda domiciliar *per capita* (Modelo 2), os coeficientes para esta são, pelo teste de *Wald*, estatisticamente significativos ao nível 5% ($p < 0,05$), exceto o coeficiente para a faixa de renda “maior que 3 até 5 s.m.”. Ou seja, as chances de não freqüentar a escola para os meninos e meninas residentes nos domicílios cuja renda domiciliar *per capita* (RDPC) localiza-se nesta faixa de renda é igual aos seus congêneres cuja faixa de renda encontra-se no patamar superior (maior que 5 s.m.).

Chama a atenção que em relação à categoria de renda base (Maior que 5 s. m.), o aumento de $\frac{1}{2}$ salário mínimo no estrato inferior da RDPC (até $\frac{1}{2}$ s. m.) diminui drasticamente o risco dos meninos e meninas de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola, de 15,2 cai para 8,1.

Observa-se pelo modelo 2 que o tipo de arranjo domiciliar deixa de ser estatisticamente significativo na presença da covariável renda domiciliar *per capita*. Isto significa que em condições de igualdade de renda, o risco de está fora da escola entre os meninos e meninas nos arranjos domésticos “mãe e filho” e “casal e filhos” é o mesmo.

A covariável para o tipo de arranjo domiciliar, por não ser significativa neste modelo, praticamente não altera as razões de *odds* das categorias da renda domiciliar *per capita*, quando estas são comparadas às mesmas do modelo univariado.

No modelo 3 acrescenta-se a escolaridade da mãe as covariáveis do modelo 2. Embora o coeficiente para o tipo de arranjo domiciliar não é estatisticamente significativo no Modelo 2, mantém-se esta covariável no modelo 3 por ser ela o foco principal da análise em curso. Ademais queremos observar se a inclusão da covariável escolaridade materna altera a significância estatística da covariável tipo de arranjo domiciliar.

A covariável para a escolaridade da mãe, no Modelo 3, é estatisticamente significativa ($p < 0,05$). Contudo, o efeito gerado pela sua inclusão sobre o coeficiente do tipo de arranjo domiciliar é pequeno, de modo que este permanece não sendo estatisticamente significativo também no modelo 3.

Na presença das covariáveis ARDOM e RDPC o impacto da escolaridade materna sobre o risco dos meninos e meninas não freqüentarem a escola é atenuado em relação ao apresentado no modelo univariado De modo que o coeficiente para a categoria de anos de estudo da mãe “4 a 7 anos” deixa de ser estatisticamente significativo ao nível de 5% ($p < 0,05$).

Este resultado indica haver uma possível relação entre estas covariáveis, o que implica não podermos analisa-las de modo isolado (vide modelos univariados), e sim em conjunto. Conforme discorreremos ao longo do capítulo 3, a família têm passado por mudanças na sua composição, e que as transformações econômicas, sociais e nas relações de trabalho afetam o bem-estar das famílias e de seus membros.

Da ótica do bem-estar econômico das famílias, quanto maior o número de anos de estudo dos pais maior é a probabilidade destes obterem uma colocação no mercado de trabalho e, melhor remuneração. Igualmente uma melhor remuneração dos pais, possibilita que estes estejam preparados (por meio de cursos e acesso a informações) para enfrentar o mercado de trabalho que “exige” cada vez mais uma força de trabalho qualificada. Conseqüentemente, os constrangimentos que estas famílias passam para suprir as necessidades básicas dos seus membros no cotidiano, como o acesso à alimentação, saúde e educação são enfrentados com menores dificuldades.

Retomando-se a análise sobre o impacto da escolaridade materna no risco das crianças de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola (Tabela 10, p. 82), mantendo-se tudo constante, os filhos cujas mães o número de anos de estudo compreende-se na categoria “0 a 3 anos” apresentam 2,3

vezes mais chances de não freqüentarem a escola ao risco dos seus congêneres em que a escolaridade materna é igual ou superior a 8 anos de estudo.

Ainda sobre o modelo 3 (Tabela 10, p. 82), observa-se que na presença da covariável anos de estudo da mãe o impacto da renda domiciliar *per capita* (RDPC) é menor ao notado no modelo 2. Corroborando ao que foi dito na página anterior sobre a relação entre a renda domiciliar *per capita* e o número de anos de estudo da mãe. No caso da faixa inferior da RDPC (Até ½ s. m.), o risco dos meninos e meninas de 7 a 14 anos não freqüentarem a escola em relação aos seus iguais na categoria de renda “Maior que 5 s. m”, cai de 15,2 para 10,7.

Quanto às associações encontradas até aqui entre as variáveis, serem diferentes para cada uma das categorias destas, as interações entre as variáveis mostram que não há diferenças. Uma vez que ao ajustarmos as interações de primeira ordem entre as variáveis, adicionando-as ao modelo 3, estas interações, ao nível $p=0,05$, não são estatisticamente significativas (Tabela 11).

Tabela 11. Teste de significância estatística entre interações de primeira ordem, para a não freqüência a escola. Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos Ajustados	D= -2LL	G	gl	p
Modelo 3 + RDPC*ESMAE	2119,44	14,83	18	0,138
Modelo 3 + RDPC*ARDOM	2125,00	9,26	13	0,099
Modelo 3 + ESMAE*ARDOM	2130,22	4,05	10	0,132

4.3. Modelo logístico univariado para distorção idade-série

Na tabela 12 podemos apreciar as estimativas do modelo logístico univariado para a distorção idade-série. O teste de significância pela estatística G mostra que todas as covariáveis são estatisticamente significativas no nível de 5%. Por este teste, o modelo univariado com a renda domiciliar *per capita* é o que prediz melhor o risco das crianças de 9 a 14 anos apresentarem distorção idade série. Uma vez que é o modelo que apresenta o maior valor para a estatística G (378,3). Os demais modelos univariados com melhor “poder de explicação” pela ordem são para: a escolaridade materna, o tipo de arranjo domiciliar e a presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio. Ou seja, considerando-se apenas uma única destas covariáveis como fator de risco para a distorção idade-série, o tipo de arranjo domiciliar figura apenas como a terceira em grau de importância.

Tabela 12. Modelo univariado para a distorção idade-série: coeficientes (β_i), erro padrão, razão de *odds*, valor da *deviance* (d), estatística g, graus de liberdade do modelo (g.l) e significância estatística do modelo (p). Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos	Coefficientes (β)	EP (β)	Razão de odds	D= -2LL	G	gl	p
NULO				5204,73			
ARDOM	0,447*	0,095	1,56	5184,08	20,646	1	0,000
RDPC 1	2,176*	0,159	8,81	4826,46	378,262	5	0,000
RDPC 2	1,526*	0,161	4,60				
RDPC 3	0,998*	0,161	2,71				
RDPC 4	0,589*	0,193	1,80				
RDPC 5	0,120 ^{ns}	0,217	1,13				
ESMAE 1	1,785*	0,099	5,96	4856,64	348,083	2	0,000
ESMAE 2	1,013*	0,091	2,75				
IRMEN7	0,397*	0,076	1,49	5178,52	26,206	1	0,000

Significância estatística para o teste de *Wald*: * $p < 0,01$; ns = não significativo.

Pelo teste de *Wald* todos os coeficientes são significativos, exceto o coeficiente para a faixa de renda domiciliar *per capita* “Maior que 3 até 5 s. m.” (RDPC 5). Os resultados

encontrados até aqui são análogos aos encontrados no modelo univariado para a não frequência a escola (Tabela 8, p. 78).

As razões de *odds* obtidas no modelo univariado para a distorção idade-série denotam que, comparativamente ao modelo para a não frequência a escola, as covariáveis para o tipo de arranjo doméstico (ARDOM), renda domiciliar *per capita* (RDPC) e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio (IMENOR7) têm menor impacto sobre o risco dos meninos e meninas de 9 a 14 anos apresentarem distorção idade-série, sendo a RDPC a covariável que apresenta maior redução. Ao contrário destas, a covariável para a escolaridade materna passa a ter impacto maior sobre o risco dos meninos e meninas apresentarem distorção idade-série (Tabela 12, p. 86).

Quanto ao efeito de fato destes fatores, em relação à renda domiciliar *per capita*, ao opor-se os meninos e meninas localizados na categoria base de renda (Maior que 5 s. m.) aos seus congêneres na faixa inferior de renda domiciliar *per capita* (até ½ s.m.), estes últimos têm 8,6 mais chances de achar-se com distorção idade-série, e quando localizados no estrato de renda “maior que ½ até 1 s. m.” têm 4,6 mais chances. Ou seja, o incremento de ½ s. m. em um RDPC de “até ½ s. m.” diminui em 91% o risco destes meninos e meninas encontrar-se em distorção idade-série, quando comparados aos seus iguais com RDPC “maior que 5 s. m.”.

A razão de *odds* para a covariável tipo de arranjo domiciliar indica que, analisando-se de modo isolado, no tipo de arranjo “mãe e filhos” o risco das crianças de 9 a 14 anos encontra-se com distorção idade-série é 56% superior ao apresentado pelas mesmas nos arranjos domiciliares “casal com filhos”.

Para as categorias de anos de estudo da mãe, a razão de *odds* nos mostra que, quando comparadas com as crianças cujas mães têm “8 ou mais” anos de estudo, aquelas crianças cujas mães têm “até 3 anos” de estudo apresentam 5,6 mais chances de encontrar-se em distorção

idade-série, e aquelas em que a escolaridade materna é de “4 a 7 anos” têm 2,7 vezes mais chances. Os meninos e meninas de 9 a 14 anos com irmãos menores de 7 anos no domicílio têm um risco maior em 19% de encontra-se em distorção idade-série, em relação aos seus pares sem irmãos menores.

4.4. Modelo logístico multivariado para distorção idade-série

No ajuste do modelo logístico multivariado para a distorção idade-série, adota-se o mesmo procedimento empregado no ajuste para a não frequência a escola. Ou seja, acrescenta-se as covariáveis uma a uma no modelo, de modo que a primeira a ser incluída é o tipo de arranjo doméstico (ARDOM), foco principal da nossa análise. A ordem para incluir-se as demais segue por aquelas com maior valor obtido para a estatística G no modelo univariado (Tabela 12, p. 86), que pela ordem de grandeza é: renda domiciliar *per capita*, anos de estudo da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio.

Por este procedimento são ajustados quatro modelos logísticos. No Modelo 1, considera-se inicialmente a covariável que se refere ao tipo de arranjo domiciliar (ARDOM), ou seja, o modelo univariado para esta covariável. No segundo modelo (Modelo 2), inclui-se o fator que apreende a renda domiciliar *per capita* (RDPC); em um terceiro modelo (Modelo 3) acrescenta-se a variável escolaridade materna (ESMAE), mensurada em anos de estudos. E, por fim, compõe o quarto e último modelo (Modelo 4), as covariáveis presentes no modelo 3 mais a covariável que indica a presença de crianças menores de 7 anos (irmãos) no domicílio (IMENOR7).

Na busca do melhor modelo logístico que se adequasse aos dados, os testes de significâncias estatísticas para os 4 modelos, obtidos pela estatística G, mostram que o modelo 3, contendo as covariáveis ARDOM, RDPC e ESMAE, é o modelo que estatisticamente exprime

melhor a relação entre a distorção idade-série dos meninos e meninas de 9 a 14 anos com as suas características domiciliares¹⁵.(Tabela 13). Posto isto, nas análises que se seguem o modelo 4 não é considerado.

Tabela 13. Resultados do teste de significância estatística do ajuste do modelo multivariado para a distorção idade-série: valor da *deviance* (D), estatística G, graus de liberdade do modelo (*g.l*) e significância estatística (*p*). Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos Ajustados	D=-2LL	G	gl	p
0 NULO	5204,73			
1 ARDOM	5184,08	20,65	1	0,000
2 ARDOM+RDPC	4823,86	360,22	6	0,000
3 ARDOM+RDPC+ESCMAE	4706,66	117,20	8	0,000
4 ARDOM+RDPC+ESCMAE+IRMEN7	4706,62	0,04	9	0,852

A tabela 14 (p. 91) apresenta os coeficientes estimados nos modelos 1, 2 e 3 para a distorção idade-série, e a significância estatística dos mesmos pelo teste de *Wald*. Mostra também as razões de *odds* para estes modelos, e, para uma melhor compreensão do impacto que produz a inclusão das covariáveis nos respectivos modelos, apresenta-se razões de *odds* obtidas no modelo univariado já mostradas na tabela 12 (p. 86).

No modelo 3 (Tabela 14, p.91), o valor obtido para o pseudo-R² mostra que as variáveis incluídas neste modelo explicam em conjunto 13% da variância do modelo. Ou seja, conforme visto no modelo para a não frequência a escola, boa parte da variância não é explicada pelo modelo. Apesar de haver um grande resíduo na explicação do modelo, a informação sobre a “porcentagem concordante” (tabela 14, parte inferior direita) nos mostra que podemos acertar cerca de 70% das vezes se as crianças de 9 a 14 anos apresentam distorção idade-série.

¹⁵ Isto é verdade para as características domiciliares pesquisadas nesta dissertação, qual seja: tipo de arranjo doméstico, renda domiciliar *per capita*, anos de estudo da mãe e presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio. Fatores não analisados podem também ter efeito sobre o risco dos meninos e meninas de 9 a 14 anos achar-se em distorção idade-série.

Considerando-se o tipo de arranjo doméstico como único fator associado à distorção idade-série (Modelo 1), e conforme visto no modelo univariado, os meninos e meninas no arranjo doméstico “mãe e filhos” têm um risco 56% maior de apresentarem distorção idade série, quando comparado ao risco apresentado pelos mesmos no arranjo doméstico “casal com filhos” (Tabela 14, p. 90).

No Modelo 2 ao ser adicionado o fator referente à renda domiciliar *per capita* (RDPC) a covariável para o tipo de arranjo domiciliar, significativa no Modelo 1, deixa de ser estatisticamente significativa ao nível $p=0,05$. Ou seja, em faixas idênticas de RDPC, o risco das crianças de 9 a 14 anos encontrar-se em distorção idade-série é semelhante nos dois arranjos domésticos.

O coeficiente para a categoria de renda domiciliar *per capita* (RDPC) “maior que 3 até 5 s. m”, não significativo no modelo univariado, permanece no modelo 2 não sendo estatisticamente significativo ($p>0,05$). Isto é, a associação estatística entre distorção idade-série e RDPC se dão até o nível de renda “maior que 2 até 3 s. m.” (Tabela 14). Os valores das razões de *odds* são próximos aos observados no modelo univariado. De modo que na categoria de RDPC com maior impacto (até ½ s. m.), o risco das crianças de 9 a 14 anos achar-se em distorção-idade série, quando considerado o modelo univariado, que é 8,8 vezes superior ao apresentado pelos mesmos na categoria de referência, (Maior que 5 s. m.), passa para 8,6 vezes no modelo 2 (Tabela 14).

Tabela 14. Estimativas dos coeficientes (β_i), significância estatística e razão de *odds* para distorção idade-série. Município de Campinas urbano, 2000.

COVARIÁVEIS	Modelo univariado	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Razão de <i>odds</i>	Coeficiente	Razão de <i>odds</i>	Coeficiente	Razão de <i>odds</i>	Coeficiente	Razão de <i>odds</i>
Arranjo domiciliar							
Casal e filhos (<i>Base</i>)	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00
Mãe e filhos	1,56*	0,447*	1,56	0,162 ^{ns}	1,18	0,213**	1,24
Renda domiciliar <i>per capita</i>							
Até 1/2 s.m.	8,81*			2,149*	8,57	1,468*	4,34
Maior que 1/2 até 1 s.m.	4,60*			1,514*	4,55	0,923*	2,52
Maior que 1 até 2 s.m.	2,71*			0,992*	2,70	0,529*	1,70
Maior que 2 até 3 s.m.	1,80*			0,585*	1,79	0,327 ^{ns}	1,39
Maior que 3 até 5 s.m.	1,13 ^{ns}			0,118 ^{ns}	1,13	0,014 ^{ns}	1,01
Maior que 5 s.m. (<i>Base</i>)	1,00			0,000	1,00	0,000	1,00
Anos de estudo da mãe							
0 a 3 anos	5,96*					1,209*	3,35
4 a 7 anos	2,75*					0,573*	1,77
8 anos ou mais (<i>Base</i>)	1,00					0,000	1,00
Tamanho da amostra		6971		6971		6971	
Pseudo-R ²		13%					
Porcentagem Concordante		69,3					
Porcentagem Discordante		24,6					
Porcentagem Empate		6,1					

Significância estatística para o teste de *Wald*: * $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; ns = não significativo.

Analogamente ao procedimento adotado no ajuste do modelo multivariado para a não frequência a escola (Cap. 4.2), a covariável para o tipo de arranjo domiciliar (ARDOM), que é não significativa no modelo 2, é mantida no modelo 3 (Tabela 14, p. 60). Procuramos com isto investigar o efeito que a covariável para a escolaridade materna (ESMAE) têm na relação com o tipo de arranjo domiciliar e com a distorção idade-série dos meninos e meninas de 9 a 14 anos.

Chama a atenção que ao incluir-se ESMAE no modelo 3, a covariável para o tipo de arranjo domiciliar volta a ser estatisticamente significativa ($p < 0,05$). Este resultado sugere que o risco de encontra-se com atraso escolar diferencia-se estatisticamente entre as categorias de anos de estudo da mãe e o tipo de arranjo domiciliar que os meninos e meninas estão incorporados.

A razão de *odds* para a covariável ARDOM no modelo 3, indica que para as crianças de 9 a 14 anos, com mesmo nível de RDPC e numa mesma categoria de ESMAE, pertencer ao

arranjo doméstico do tipo “mãe e filhos”, significa ter um risco de apresentar-se com distorção idade-série 24% superior ao apresentado pelos seus pares no arranjo doméstico “casal com filhos”.

O impacto da covariável ESCMAE, conjuntamente com as covariáveis ARDOM e RDPC (modelo 3), tem o seu impacto, em termos de razão de *odds*, maior ao apresentado no modelo multivariado para a não frequência a escola (Tabela 10, p. 81).

Na análise do impacto da escolaridade materna para a distorção idade-série, na categoria com menor número de anos de estudo da mãe (0 a 3 anos) e na categoria “4 a 7 anos”, comparativamente a categoria de referência (8 ou mais), as chances de encontra-se com distorção idade-série é 3,4 e 1,8 vezes superior, respectivamente.

Ao inclui-se a covariável ESCMAE no modelo 3, esta não alterou apenas os coeficientes da covariável ARDOM, mas também os coeficientes da RDPC. O coeficiente para a categoria de renda “maior que 3 até 5 s. m.” deixa de ser significativo e os coeficientes para as outras categorias de renda arrefecem. O efeito da perda de magnitude dos coeficientes da RDPC, sobre as respectivas razões de *odds*, é que estas também diminuem o seu impacto. Nos estratos de renda “até ½ s. m.” e “maior que ½ até 1 s. m.”, as razões de *odds* sofrem uma redução percentual da ordem de 98% e 81%, respectivamente. Dessa forma, se no modelo 2, em relação a categoria de referência, o risco de encontra-se em distorção idade série é 8,6 e 4,6 vezes superior para aqueles nas categorias de renda “até ½ s. m.” e “maior que ½ até 1 s. m.”, respectivamente, no modelo 3, estas mesmas razões de *odds* caem para 4,3 e 2,5 vezes.

Estes resultados obtidos no modelo 3 sugerem haver alguma relação entre estas covariáveis e um possível efeito de confundimento entre as mesmas, como por exemplo, o risco de encontra-se em distorção idade-série variar entre o tipo de arranjo domiciliar e as categorias de

anos de estudo da mãe. Uma forma de verificar-se a existência deste efeito de confundimento é pela inclusão de interações entre as variáveis. Contudo, ao adicionamos as interações de primeira ordem no modelo 3, o teste de significância estatística obtido pela estatística G , mostra não haver evidências estatísticas para estas interações ($p > 0,05$). Uma vez que não melhora o ajuste do modelo 3 (tabela 15).

Tabela 15. Teste de significância estatística entre interações de primeira ordem, para a distorção idade série. Município de Campinas urbano, 2000.

Modelos Ajustados	D= -2LL	G	gl	p
Modelo 3 + RDPC*ESCMAE	4693,84	12,82	18	0,234
Modelo 3 + RDPC*ARDOM	4702,92	3,73	13	0,588
Modelo 3 + ESCMAE*ARDOM	4704,24	2,42	10	0,298

Neste capítulo, as evidências estatísticas encontradas, por meio dos modelos logísticos univariados e multivariados, mostram-se contraditórias quanto ao efeito do tipo de arranjo doméstico em que as crianças de 7 a 14 anos estão agregadas, ao fato das mesmas apresentarem situações escolares diferenciadas, em termos de não frequentarem a escola ou apresentarem distorção idade-série superior a um ano. Isto sugere que a um tipo específico de organização doméstica não se pode atribuir previamente como sendo negativo para o desenvolvimento das crianças. Em específico a educação, aqui estudada. Antes do tipo de arranjo domiciliar, característica como a escolaridade da mãe e a renda domiciliar *per capita* devem ser consideradas. E num contexto maior, como estas características domiciliares repercutem no cotidiano das famílias e da sociedade, e por outro lado como a sociedade repercute tais características.

Apesar da variância explicada nos modelos ajustados para a não frequência a escola e para a distorção idade-série serem baixas, 9% e 13%, respectivamente, restando um grande resíduo a

ser explicado, ainda assim o modelo empregado é válido. De certa forma, neste caso, não é surpreendente que a variância explicada nos modelos não sejam altas, uma vez que “a dinâmica residual da realidade é intensa e, em casos como o do comportamento humano, com variáveis de imponderabilidade freqüentes e determinantes” (VOGT, 2002).

Observa-se no modelo multivariado, para a não freqüência a escola, que em igualdade de renda domiciliar e escolaridade materna, as mães nos arranjos domésticos “mães e filhos”, conseguem enviar os seus filhos a escola da mesma forma que faz as mães e pais no arranjo doméstico “casal com filhos”. Ou seja, no caso das mães com maiores dificuldades econômicas, em termos de renda domiciliar *per capita*, mesmo como sendo a principal responsável direta pelo bem-estar econômico da família e com o cuidado dos filhos, o risco destas não enviarem os seus filhos a escola é o mesmo ao apresentado no arranjo domiciliar “casal com filhos”, onde estão presentes o pai e a mãe das crianças.

O mesmo não se pode dizer com relação à progressão escolar das crianças. Neste caso, as crianças nos arranjos domésticos “mães e filhos” têm um risco maior de encontra-se nesta situação. O maior risco para os filhos nestes arranjos parece dever primeiro a diferenças de escolaridade da mãe do que a renda domiciliar *per capita*, apesar das interações não mostrarem estatisticamente significativas. Como vimos no modelo 2, em igualdade de renda, as crianças nos dois arranjos domiciliares têm riscos idênticos de encontra-se com distorção idade-série. No modelo 3, ao ser adicionada a covariável de anos de estudo da mãe diminui o impacto da renda domiciliar e o tipo de arranjo doméstico passa a ser significativo. O efeito da escolaridade da mãe, expresso nas razões de *odds* para as categorias de anos de estudo, é maior ao apresentado para a não freqüência a escola.

Uma vez que o sistema educacional não é perfeito (BARROS; MENDONÇA, 1995) mães com maior escolaridade podem minimizar tais deficiências com acompanhamento e auxílio no aprendizado dos conteúdos escolares dos filhos. E no caso dos filhos no arranjo doméstico “mães e filhos”, este acompanhamento de alguma forma é dificultado, entre outros fatores pela dupla jornada de trabalho desempenhada pelas mães, expressa pela sua participação na força de trabalho e fora dela (trabalho doméstico). Aston e McLanahan afirmam que:

A ruptura marital leva a redução na quantidade de tempo que os pais gastam monitorando o trabalho escolar e supervisionando suas crianças e a reduções na comunicação pai-criança (ASTON e MCLANAHAN, 1991, p. 317).

Contrário a este argumento, Chant afirma que é cada vez maior o número de mães, nos arranjos domésticos “casal com filhos”, que participam da força de trabalho, e, que teriam assim, o tempo próximo dos filhos também reduzido. No caso das mães que não contam com a presença do cônjuge e que trabalham fora, estas “tentam passar todo o tempo livre com os filhos” (CHANT, 1999, p.114). Dessa forma, ainda não há evidências que deixam claras que as crianças que moram apenas com as mães têm resultados escolares inferiores aos das crianças que moram com os dois pais.

O principal a reter é que o tipo de arranjo domiciliar *per se* (vide modelos univariados) não pode ser considerado como único fator responsável pela não frequência/frequência a escola ou pela progressão escolar das crianças. E, que fatores como renda e escolaridade da mãe exercem importante papel nesta relação, contudo estes fatores não podem ser considerados como únicos. Uma vez que, segundo os modelos logísticos ajustados, há uma grande quantidade residual a ser explicada.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação visa contribuir para os estudos demográficos sobre organização doméstica e desenvolvimento das crianças, fornecendo subsídios para a formulação de políticas públicas que visem o bem-estar das crianças, dos pais e das famílias.

Nesta perspectiva, investigou-se em que medida diferentes formas de organização doméstica interferem, positiva ou negativamente, no fato de algumas crianças não freqüentarem a escola ou, no caso de freqüentarem, apresentarem distorção idade-série.

O estudo tomou como base os dados do Censo 2000, e considerou como unidade de análise as crianças de 7 a 14 anos nos arranjos domésticos compostos por pai, mãe e filhos, tendo o pai como responsável pelo domicílio, e nos arranjos domésticos compostos por mãe e filhos, tendo a mãe como responsável pelo domicílio.

O primeiro tipo de arranjo domiciliar (pai, mãe e filhos) representa o tipo predominante e tradicional, porém em declínio. Já o arranjo domiciliar constituído por mãe e filhos apresentou significativo crescimento nas últimas décadas, particularmente no Brasil urbano, razão pela qual vem sendo objeto de intensa discussão na literatura especializada, principalmente em função de possíveis impactos negativos sobre o bem-estar das crianças.

Os resultados obtidos mostram-se mistos quanto ao efeito do tipo de arranjo doméstico. Por estes, boa parte das dificuldades atribuídas à não freqüência à escola das crianças e à distorção idade-série das mesmas, são decorrentes antes da renda domiciliar *per capita* e escolaridade da mãe do que do tipo de arranjo domiciliar. Quando os efeitos da renda domiciliar *per capita*, da escolaridade materna e da presença de irmãos menores de 7 anos no domicílio são incluídos no modelo logístico, observa-se que o tipo de arranjo domiciliar não afeta a freqüência escolar, porém interfere na distorção idade-série. Neste caso, o risco das crianças no arranjo

doméstico “mães e filhos” apresentarem atraso escolar é 24% superior ao risco que têm os seus congêneres no arranjo doméstico “casal com filhos”. A renda domiciliar *per capita* e a escolaridade da mãe são os principais fatores relacionados tanto às crianças estarem fora da escola quanto à ocorrência de distorções idade-série. A presença de crianças menores de 7 anos no domicílio não se mostrou estatisticamente associada com as situações escolares pesquisadas.

O efeito da renda domiciliar *per capita* é mais intenso sobre as chances das crianças estarem fora da escola do que para a distorção idade-série. Nesta perspectiva, as crianças de camadas mais empobrecidas têm maiores riscos de não freqüentarem a escola em ambos os tipos de arranjo doméstico. Embora o tipo de arranjo domiciliar não tenha se apresentado como estatisticamente significativo, quando se toma a renda domiciliar *per capita*, observa-se que no arranjo doméstico “mães e filhos”, o envio dos filhos a escola faz-se com maior esforço, conforme discussão levantada no decorrer do capítulo 3.

Há uma maior representação dos arranjos domésticos “mães e filhos” nos estratos inferiores de renda, seja em decorrência de fatores relacionados às dificuldades e discriminação encontradas pelas mulheres no mercado de trabalho, expresso pela desigual divisão sexual do trabalho e iniquidades de gênero, ou ao fato das mulheres estarem ocupadas principalmente no setor de serviços, o qual oferece as menores condições de trabalho, dentre outros.

Ao contrapor-se os efeitos da renda domiciliar *per capita* sobre a não freqüência à escola e à distorção idade-série, observa-se que nesta segunda situação o impacto da renda sofre uma sensível redução. Contrastando-se estas mesmas situações escolares em relação à escolaridade materna, nota-se que o efeito da escolaridade da mãe têm maior impacto no caso da distorção idade série. Neste contexto, o maior risco de atraso escolar encontrado para os meninos e meninas no arranjo domiciliar formado por “mães e filhos” pode está expressando um menor tempo livre

que estas mães têm para acompanhar os estudos de seus filhos, em decorrência de desempenharem uma dupla jornada de trabalho. Deve-se atentar que os dados empíricos do Censo não permitem identificar qual o evento que produz a distorção idade-série, se é a reprovação de alguma série, entrada tardia ou se é por causa de abandono e posterior retorno, ou a conjugação destes eventos.

Neste sentido é importante conhecer, além do evento que deu origem ao atraso escolar, o momento da vida das crianças em que ele ocorreu; assim como o tipo de arranjo domiciliar ao qual elas estavam incorporadas. Por ser tratar de uma “fotografia” em um dado momento, os dados do Censo não permitem identificar as situações familiares ao longo de suas vidas. Para muitas crianças a vida em um particular arranjo doméstico é um evento temporário. As crianças que vivem em uma determinada organização doméstica, em qualquer ponto do tempo, podem ter vivenciado outras ao longo de suas vidas, bem como uma grande quantidade de mudanças no ambiente social e econômico no qual cresceram.

Ademais, pesquisas qualitativas devem ser realizadas para que se possa conhecer as relações no interior dos domicílios e identificar como as famílias enfrentam e sentem as transformações na sua estrutura e como as mães sozinhas utilizam os recursos que dispõem para garantir aos seus filhos o acesso a necessidades básicas, como saúde, educação e alimentação. Recursos estes que vão além do econômico, como por exemplo, as redes sociais que são acionadas para enfrentar os constrangimentos do cotidiano e garantir o bem-estar aos seus filhos. Ademais, considera-se que não apenas as mães que estão sozinhas sentem dificuldades em cuidar dos seus filhos, aquelas que também têm o cônjuge também enfrentam estes constrangimentos.

Por fim, as contribuições deste trabalho permitem-nos dizer que, no caso do acesso à escola e progressão escolar, não podemos previamente dizer que um particular tipo de arranjo

doméstico é prejudicial ao desenvolvimento educacional das crianças de 7 a 14 anos, devemos antes olhar para outros condicionantes. Não podemos ademais, generalizar os achados da pesquisa para o restante do Brasil, posto que o que foi encontrado refere-se a um contexto específico, o município de Campinas em 2000. Outro ponto a ser considerado é que os fatores observados como controle do efeito do tipo de arranjo domiciliar (renda *per capita* domiciliar, escolaridade materna e presença de irmãos/crianças menores de anos no domicílio), não são os únicos associados às famílias que podem interferir no processo educacional, uma vez que outros fatores não observados podem também estar interferindo nesta relação.

As políticas públicas para aumentar a frequência das crianças à escola, do ponto de vista das características familiares, devem estar direcionada para a melhoria da renda domiciliar e atreladas à educação formal das crianças¹⁶. Para tanto, deve-se ter um quadro geral sobre as principais características das famílias a serem atendidas. As políticas além de serem implementadas, devem ser sempre avaliadas para sabermos se os objetivos estão sendo alcançados, para que possam ser melhoradas e ampliadas.

¹⁶ Políticas como estas já existem no Brasil, como o programa do Bolsa-Família e Bolsa-Escola

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARIAS, E.; PALLONNI, A. Prevalence and patterns of female-headed households in Latin America. **Working paper**, n. 96-14, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison. 1996.

ARIZA, M.; OLIVEIRA, O. Famílias em transición y marcos conceptuales en redención. **Papeles de poblacion**. n.28. abr./jun. 2001.

ARRIAGADA, I. Estructuras familiares, trabajo y bienestar en América Latina. Reunión de expertos: **Cambio de las familias en el marco de las transformaciones globales: necesidad de políticas públicas eficaces**. CEPAL, Santiago, out. 2004.

_____. La participación desigual de la mujer en el mundo del trabajo. **Revista de la CEPAL**. n. 40, México, 1990, p. 83-104.

ASSOCIAÇÃO MUNICIPAL DE ASSISTÊNCIA SOCIAL - AMAS. **Famílias de crianças e adolescentes: diversidade e movimento**. Belo Horizonte, 1995.

ASTONE, N. M.; MACLANAHAM, S. Family Structure, Parental Practices and High School Completion. **American Sociological Review**. v. 56, p.309-320, 1991.

BAENINGER, R. **Região, metrópole e interior: espaços ganhadores e espaços perdedores nas migrações recentes – Brasil, 1980-1996**. Tese (Doutorado). Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Unicamp, 1999.

BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. Hogares con jefatura femenina, pobreza e bienestar de los niños de ciudades brasileñas. In: SCHMUKLER, B. (Org.) **Familias y relaciones de género en transformation**. EDAMEX: Col. Del Valle, MX, 1998. p. 251-297.

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **Texto para discussão**, n. 377, Ipea, Rio de Janeiro, jul. 1995.

BARROSO, C. Sozinhas ou mal acompanhadas: a situação das mulheres chefes de família. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP, 1, 1978, Campos do Jordão. **Anais...** Campos do Jordão, 1978. p.457-472.

BERQUÓ, E. Perfil demográfico das chefias femininas no Brasil. In: BRUSCHINI, C; UNBEHAUM, S. G. (Org.). **Gênero, democracia e sociedade brasileira**. FCC São Paulo: Editora 34, 2002.

_____. Arranjos Familiares no Brasil: uma visão demográfica. In Fernando A. Novais (coord.) e Lília Moritz Schwarcz (org.). **História da Vida Privada no Brasil – contrastes da intimidade contemporânea**. Vol. 4. São Paulo: Companhia das Letras, 1998, p. 436.

_____. Arranjo familiar e inserção feminina no mercado de trabalho da RMSP na década de 90..

BILAC, E. D. **Gênero, Arranjos Domésticos e (In) Satisfação de Necessidades Básicas**. (Relatório apresentado ao CNPq) NEPO - Unicamp. Campinas: julho de 2002a.

_____. Arranjo familiar e inserção feminina no mercado de trabalho da RMSP na década de 90. **Mulher e trabalho**. São Paulo: Seade, dez. 2002b

____ **Estruturas Familiares e Padrões de Residência**. Mimeo. NEPO - Unicamp. Campinas: novembro de 2001.

____ Convergências e divergências nas estruturas familiares no Brasil. **Ciências sociais hoje**. São Paulo: Vértice/Anpocs, 1991, p. 70-94.

BOURDIEU, P. **Razões práticas: sobre a teoria da ação**. Campinas: Papirus, 1996, 224p.

BOURDIEU, P.; PASSERON, J. C. **A reprodução: elementos para uma teoria do sistema de ensino**. 3º ed., Rio de Janeiro, Francisco Alves, 1992.

BRUSCHINI, C. Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistências da discriminação? (Brasil, 1985/1995). In: ROCHA, M. A. B. (org.) **Trabalho e gênero: mudanças permanências e desafios**. ABEP, NEPO/UNICAMP, Rio de Janeiro: Editora 34, 2000.

BUVINIC, M.; YOUSSEF, N. H. **Women-headed households: the ignored factor in development planning**. International Center for Research on Women, D. C., 1978 (mimeo).

CANO, W.; BRANDÃO, C. A. **A região metropolitana de Campinas: urbanização, economia, finanças e meio ambiente**. Campinas: Unicamp, v.1, 2002, p.95-188.

CHANT, S. Las unidades domesticas encabezadas por mujeres en México y Costa rica; perspectivas populares y globales sobre el tema de las madres solas. In: GONZALEZ DE LA ROCHA, M. (ed.). **Divergencias del modelo tradicional: hogares de jefatura femenina en América Latina**. Centro de Estudios de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropologia Social, 1999, p. 97-124.

DE VOS, S. Family structure and school attendance among children 13-16 in Argentina and Panamá. **Journal of comparative family studies**, v. 32, n. 1 p. 99-115, winter 2001.

DONZELOT, J. **A polícia das famílias**. Rio de Janeiro: Graal. 1986.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. In: Cidades@. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadessat/default.php> Acesso: 20 dez 2004.

____ Manual do recenseador 2000, Rio de Janeiro, 2002. (Censo Demográfico).

____ Censo demográfico 2000. Rio de Janeiro. Microdados

____ Censo demográfico 1991. Rio de Janeiro.

GARCIA, B.; ROJAS, O. L. Cambios en la formulación y dissolución de las uniones en América Latina. **Papeles de Población**: CIEAP/UAEM, n.32, abr/jun., 2002.

GINTHER, D. K.; POLLAK, R. A. **Does family structure affect children's educational outcomes?** Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2000-13a.. dez. 2000.

GOLDANI, A. M. Família, gênero e políticas: famílias brasileiras nos anos 90 e seus desafios como fator de proteção. **Revista brasileira de estudos de população**. Campinas. v. 19. n.1, jan./jun. 2002.

GOLDANI, A. M. , LAZO, A. V. Brasil: Desafios de políticas para as famílias. Reunión de expertos: **Cambio de las familias en el marco de las transformaciones globales: necesidad de políticas públicas eficaces**. CEPAL, Santiago, out. 2004.

GREENE, M. E.; RAO, V. A compressão do mercado matrimonial e o aumento das uniões consensuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**. Campinas. v. 9. n.2. 1992.

- HETHERINGTON, E. M.; STANLEY-HAGAN, M. The adjustment of children with divorced parents: a risk and resiliency perspective. **Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines**, v. 40, n. 1, p. 129-140, 1999
- HOSMER, D. W., LEMESHOW, S. Applied logistic regression. New York: J. Wiley, 1989. 307p.
- JONSSON, J. O.; GÄHLER, M. Family dissolution, family reconstitution, and children's educational careers: recent evidence from Sweden. **Demography** 34: 277-293. 1997.
- KAZTMAN, R; FILGUEIRA, F. **Panorama de la infancia y la familia en Uruguay**. Montevideo, Universidad Católica del Uruguay, 2001.
- KLIKSBERG, B. La situación social de América Latina y sus impactos sobre la familia y la educación. **Revista de la facultad de Ciencias Económicas**, 2002, ano 4, n. 14.
- KUZNESOF, E. A. The role on the female-headed household in brazilian modernization: São Paulo 1765 to 1836. **Journal of History Social** 13(4), p. 589-614, 1985.
- LASLETT, P. La famille et le Ménage. Approaches Historiques. **Annales Economies Sociétés Civilizations**, 27ème Année, n. 4-5/15-43, 1972.
- LAVINAS, L.; SORJ, B. Evolução do desemprego feminino nas áreas metropolitanas. . In: ROCHA, M.I.B. (Orgs.). **Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios**. Campinas: Abep-Nepo/Unicamp e Cedeplar/UFGM, 2000. p.211-237.
- LESTHAEGHE, R. The second demographic transition in Western countries: an interpretation. In: mason, K. O.; Jesen, An-M. (Eds), **Gender and family change in industrialized countries**, Claredon Press, Oxford, 1995.
- LESTHAEGHE, R.; van de KAA, D. J. Twee demografische transitie's. In: Lesthaeghe, R.; van de Kaa, D. J. **Bevolking, groei en krimp**, Van Loghum Slaterus, Deventer, 1986.
- MICHEL, A. **Sociologia da Família e do Casamento**. Tradução de Daniela de Carvalho. Porto: RÉS,. Tradução de: Sociologie de la famille et du marriage, 1983, 177p.
- MONTALI, L. Trabalho e família sob a reestruturação produtiva. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP, 11, 2000, Caxambu. **Anais...** Caxambu, 2000. p.2565-2606.
- PESSOA, D.G. C.; SILVA, P.L.N **Análise de Dados Amostrais Complexos**. Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística, 13. Minas Gerais - Brasil. Associação Brasileira de Estatística. 1998.
- MOORE, H. Mothering and social responsibilities in a cross-cultural perspective. In: BORTOLAIA SILVA, E. (ed) **Good enough mothering? Feminist perspective on lone motherhood**. London:Routledge, p. 58-75, 1996.
- OLIVEIRA, O.; ARIZA, M. Gênero , trabalho e exclusão social. In: OLIVEIRA, M. A. (Org). **Demografia da exclusão social**. Campinas: Unicamp, 2001, p.77-104.
- PINNELLI, A. Gender and the Family in Developed Countries, In: Pinnelli, A (Ed.) **Gender Population Studies**. PAA, 1999.
- PNUD/IPEA/FJP/IBGE. Atlas do desenvolvimento humano no Brasil. Brasília, 2003

QUILODRÁN, J. La familia, referentes en transición. **Papeles de Población**: CIEAP/UAEM, n.37, jul./set., 2003.

ROMANELLI, G. Famílias de camadas médias e escolarização superior dos filhos: o estudante-trabalhador. In: NOGUEIRA, M.A.; ROMANELLI, G.; ZAGO, N. (org.). **Família e Escola: trajetórias de escolarização em camadas médias e populares**. Petrópolis: Vozes, 2000, p. 99-124.

SANSON, A.; LEWIS, V. Children and their family contexts. **Family Matters**, nº59, Winter 2001.

SEGALEN, M. **Antropología Histórica de la Familia**. Tadução de Jesús Contreras. Madrid: Taurus Universitaria, 1992, 264p. Tradução de: Sociologie de la famille.

SILVA, N. V., HASENBERG, C. Recursos Familiares e Transições Educacionais. **Cadernos de Saúde Pública**. Rio de Janeiro. 18(Suplemento), p.67-76, 2002.

SINGLY, F. de **Sociologie de la famille contemporaine**. Paris, Nathan, 1993

TRONCOSO, E.L. Renda familiar e trabalho da mulher na Região Metropolitana de São Paulo nos anos 80 e 90. In: ROCHA, M.I.B. (Orgs.). **Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios**. Campinas: Abep-Nepo/Unicamp e Cedeplar/UFMG, 2000. p.85-110.

VOGT, C. Modelos e modelagens. COMCIENCIA Revista eletrônica de jornalismo científico. Disponível em <http://www.comciencia.br/reportagens/modelagem/mod01.htm>. Acesso em: 03/03/2005.

ZAGO, N. Processos de escolarização nos meios populares, as contradições da obrigatoriedade escolar. In: NOGUEIRA, M.A.; ROMANELLI, G.; ZAGO, N. (Org.). **Família e escola: trajetórias de escolarização em camadas médias e populares**. Petrópolis: Vozes, 2000, p.17-44.

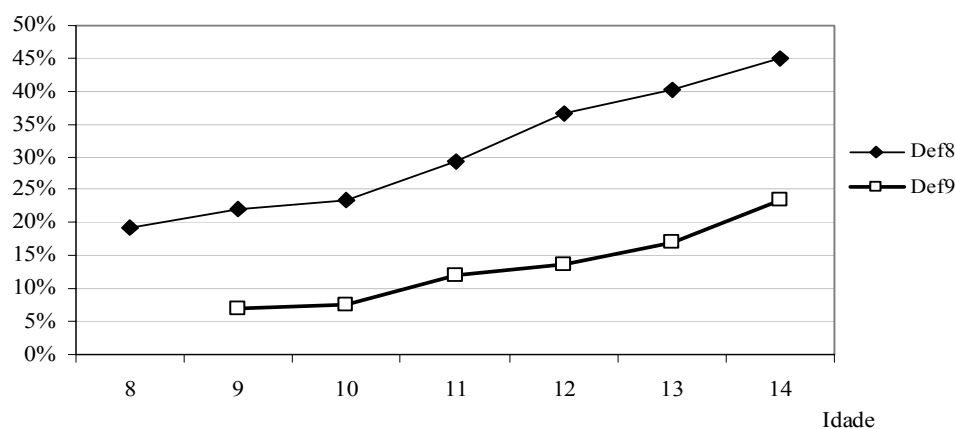
_____. Relação escola-família: elementos de reflexão sobre um objeto de estudo em construção. **Revista de Ciências Humanas**. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, v.13, n.16. 1994.

WOJTKIEWICZ, R. A.. Simplicity and complexity in the effects of parental structure on high school graduation. **Demography**, v. 30, n. 4, 701-717, 1993.

WOORTMANN, K; WOORTMANN E.F. Monoparentalidade e chefia feminina, conceitos, contextos e circunstâncias. In: **Pré-evento mulheres chefes de família: crescimento, diversidade e políticas**. Ouro Preto, 2002. Trabalho apresentado. Disponível em: <<http://www.abep.org.br>>. Acesso em: 09 jul. 2003.

ANEXOS

Gráfico 1A. Proporção de crianças com distorção idade-série, por idade simples, segundo diferentes indicadores de distorção: (Def8) para distorção a partir dos 8 anos e (Def9) para distorção a partir dos 9 anos.



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Quadro 1A. Tipologia e composição dos arranjos domiciliares.

Tipologia dos arranjos domiciliares	Composição
Unipessoais	Responsável pelo domicílio.
Pessoas não aparentadas	Responsável pelo domicílio e não parentes.
Só casal	Responsável pelo domicílio e cônjuge.
Casal com filhos	Responsável pelo domicílio, cônjuge e filho(a) ou enteado(a).
Monoparentais	Responsável pelo domicílio e filho(a) ou enteado(a).
Monoparentais e parentes	Responsável pelo domicílio, filho(a) ou enteado(a) e parentes.
Monoparentais e não parentes	Responsável pelo domicílio, filho(a) ou enteado(a) e não parentes.
Monoparentais compostos	Responsável pelo domicílio, filho(a) ou enteado(a), parentes e não parentes.
Biparental e parentes	Responsável pelo domicílio, cônjuge e filho(a) ou enteado(a) e parentes.
Biparental e não parentes	Responsável pelo domicílio, cônjuge e filho(a) ou enteado(a) e não parentes.
Biparental composta	Responsável pelo domicílio, cônjuge e filho(a) ou enteado(a), parentes e não parentes
Responsável e parentes	Responsável pelo domicílio e parentes.
Responsável, parentes e não parentes	Responsável pelo domicílio, parentes e não parentes.
Conviventes não parentes	Duas ou mais famílias sem relação de parentesco entre si.
Conviventes parentes	Duas ou mais famílias com relação de parentesco entre si.
Conviventes compostos	Duas ou mais famílias com relação de parentesco entre si e uma terceira não aparentada.

Tabela 2A. Idade média dos responsáveis pelos domicílios, por sexo e tipo de arranjo domiciliar. Município de Campinas. 2000.

Tipo de arranjo domiciliar / Sexo da pessoa de referência	Todos os domicílios			Domicílios com crianças de 7 a 14 nos		
	Total	Pessoa de referência		Total	Pessoa de referência	
		Homem	Mulher		Homem	Mulher
Unipessoais	49	43	54	-	-	-
Não aparentados	38	34	41	28	32	26
Só casal	48	48	42	25	25	-
Casal com filhos	42	42	40	40	40	38
Monoparentais	49	55	48	39	44	39
Monoparentais e parentes	53	57	52	51	55	50
Monoparentais e não parentes	47	47	47	40	32	40
Monoparentais compostos	56	70	54	51	63	50
Biparental e parentes	48	48	46	46	46	40
Biparental e não parentes	46	46	45	40	41	27
Biparental composta	47	47	51	47	47	-
Chefe e parentes	44	38	49	47	32	54
Chefe, parentes e não parentes	34	30	39	38	33	42
Conviventes não parentes	42	40	44	42	41	45
Conviventes parentes	53	53	53	54	54	53
Conviventes compostos	57	58	56	58	59	56
Total	46	44	49	42	42	43

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 3A. Distribuição percentual da população de 7 a 14 anos, segundo a relação de parentesco com o responsável pelo domicílio. Município de Campinas, 2000.

Relação de parentesco com o responsável pelo domicílio	N	%
Pessoa responsável.	34	0,03
Cônjuge, companheiro(a)	90	0,07
Filho(a), enteado(a)	114.315	90,35
Neto(a), bisneto(a)	9.315	7,36
Irmão(ã)	346	0,27
Outro parente	2.213	1,75
Agregado(a)	125	0,1
Pensionista	33	0,03
Empregado(a) doméstico(a)	17	0,01
Parente do empregado(a) doméstico(a)	34	0,03
Total	126.520	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 4A. Anos de estudo dos responsáveis pelos domicílios casal com filhos, segundo o número de anos de estudo das cônjuges. Município de Campinas, 2000.

Anos de estudo da cônjuge (mãe)	Anos de estudo do responsável (pai)		
	0 a 3 anos	4 a 7 anos	8 ou mais
0 a 3 anos	42,8	18,0	4,8
4 a 7 anos	40,4	54,6	19,6
8 ou mais	16,8	27,3	75,7
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 5A. População de 7 a 14 anos fora da escola, em valores absolutos, segundo características selecionadas dos arranjos domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	739	239
Maior que 1/2 até 1 s. m.	539	109
Maior que 1 até 2 s. m.	455	105
Maior que 2 até 3 s. m.	140	35
Maior que 3 até 5 s. m.	20	25
Maior que 5 s. m.	68	0
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	837	169
4 a 7 anos	651	166
8 ou mais	472	177
Irmãos menores de 7 anos		
Não	1019	383
Sim	941	129
Total	1960	512

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 6A. População de 9 a 14 anos com distorção idade-série, em valores absolutos, segundo características selecionadas dos arranjos domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	2054	760
Maior que 1/2 até 1 s. m.	1799	336
Maior que 1 até 2 s. m.	1728	293
Maior que 2 até 3 s. m.	514	119
Maior que 3 até 5 s. m.	353	35
Maior que 5 s. m.	449	58
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	2304	575
4 a 7 anos	2904	617
8 ou mais	1689	410
Irmãos menores de 7 anos		
Não	4208	1188
Sim	2689	414
Total	6897	1602

Tabela 2A. Idade média dos responsáveis pelos domicílios, por sexo e tipo de arranjo domiciliar. Município de Campinas. 2000.

Tipo de arranjo domiciliar / Sexo da pessoa de referência	Todos os domicílios			Domicílios com crianças de 7 a 14 anos		
	Total	Pessoa de referência		Total	Pessoa de referência	
		Homem	Mulher		Homem	Mulher
Unipessoais	49	43	54	-	-	-
Não aparentados	38	34	41	28	32	26
Só casal	48	48	42	25	25	-
Casal com filhos	42	42	40	40	40	38
Monoparentais	49	55	48	39	44	39
Monoparentais e parentes	53	57	52	51	55	50
Monoparentais e não parentes	47	47	47	40	32	40
Monoparentais compostos	56	70	54	51	63	50
Biparental e parentes	48	48	46	46	46	40
Biparental e não parentes	46	46	45	40	41	27
Biparental composta	47	47	51	47	47	-
Chefe e parentes	44	38	49	47	32	54
Chefe, parentes e não parentes	34	30	39	38	33	42
Conviventes não parentes	42	40	44	42	41	45
Conviventes parentes	53	53	53	54	54	53
Conviventes compostos	57	58	56	58	59	56
Total	46	44	49	42	42	43

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 3A. Distribuição percentual da população de 7 a 14 anos, segundo a relação de parentesco com o responsável pelo domicílio. Município de Campinas, 2000.

Relação de parentesco com o responsável pelo domicílio	N	%
Pessoa responsável.	34	0,03
Cônjuge, companheiro(a)	90	0,07
Filho(a), enteado(a)	114.315	90,35
Neto(a), bisneto(a)	9.315	7,36
Irmão(ã)	346	0,27
Outro parente	2.213	1,75
Agregado(a)	125	0,1
Pensionista	33	0,03
Empregado(a) doméstico(a)	17	0,01
Parente do empregado(a) doméstico(a)	34	0,03
Total	126.520	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 4A. Anos de estudo dos responsáveis pelos domicílios casal com filhos, segundo o número de anos de estudo das cônjuges. Município de Campinas, 2000.

Anos de estudo da cônjuge (mãe)	Anos de estudo do responsável (pai)		
	0 a 3 anos	4 a 7 anos	8 ou mais
0 a 3 anos	42,8	18,0	4,8
4 a 7 anos	40,4	54,6	19,6
8 ou mais	16,8	27,3	75,7
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 5A. População de 7 a 14 anos fora da escola, em valores absolutos, segundo características selecionadas dos arranjos domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	739	239
Maior que 1/2 até 1 s. m.	539	109
Maior que 1 até 2 s. m.	455	105
Maior que 2 até 3 s. m.	140	35
Maior que 3 até 5 s. m.	20	25
Maior que 5 s. m.	68	0
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	837	169
4 a 7 anos	651	166
8 ou mais	472	177
Irmãos menores de 7 anos		
Não	1019	383
Sim	941	129
Total	1960	512

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000. Elaboração própria, 2004.

Tabela 6A. População de 9 a 14 anos com distorção idade-série, em valores absolutos, segundo características selecionadas dos arranjos domiciliares. Município de Campinas urbano, 2000.

Variáveis	Arranjo domiciliar	
	Casal com filhos	Mãe e filhos
Renda domiciliar per capita		
Até 1/2 s. m.	2054	760
Maior que 1/2 até 1 s. m.	1799	336
Maior que 1 até 2 s. m.	1728	293
Maior que 2 até 3 s. m.	514	119
Maior que 3 até 5 s. m.	353	35
Maior que 5 s. m.	449	58
Anos de estudo da mãe		
0 a 3 anos	2304	575
4 a 7 anos	2904	617
8 ou mais	1689	410
Irmãos menores de 7 anos		
Não	4208	1188
Sim	2689	414
Total	6897	1602