

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

Faculdade de Ciências Econômicas

Programa de Pós-Graduação em Demografia

Damien Franca Huchet

DIFERENCIAL DE MORTALIDADE INFANTIL PELO ARRANJO FAMILIAR DO
DOMICÍLIO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PERÍODO A PARTIR DO CENSO
DEMOGRÁFICO BRASILEIRO DE 2010

Belo Horizonte

2024

Damien Franca Huchet

DIFERENCIAL DE MORTALIDADE INFANTIL PELO ARRANJO FAMILIAR DO
DOMICÍLIO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PERÍODO A PARTIR DO CENSO
DEMOGRÁFICO BRASILEIRO DE 2010

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Demografia.

Orientador: Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte

2024

Ficha Catalográfica

Huchet, Damien Franca.
H882d Diferencial de mortalidade infantil pelo arranjo familiar do domicílio
2024 no Brasil [manuscrito] : uma análise de período a partir do censo
 demográfico brasileiro de 2010 / Damien Franca Huchet. – 2024.
 1 v.: il.

Orientador: Bernardo Lanza Queiroz.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais,
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia e apêndices.

1. Mortalidade infantil – Brasil – Teses. 2. Levantamentos
domiciliares – Teses. 3. Demografia – Teses. I. Queiroz, Bernardo
Lanza. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de
Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD:304.64054

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – 196/2024
Leonardo Vasconcelos Renault - CRB6/2211



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACE - COLEGIADO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA E ECONOMIA - SECRETARIA

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE DAMIEN PHILIPPE ANTOINE FRANCA HUCHET (Nº REGISTRO 2022655910)

Às nove horas e trinta minutos do dia onze do mês de setembro de dois mil e vinte e quatro, reuniu-se a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada “ad referendum” pelo Colegiado do Curso em 26/08/2024, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “Diferencial de Mortalidade Infantil pelo Arranjo Familiar do Domicílio no Brasil: Uma Análise de Período a partir do Censo Demográfico Brasileiro de 2010”.

Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Bernardo Lanza Queiroz, após dar a conhecer aos(as) presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos(as) examinadores(as), com a respectiva defesa do candidato e logo após, a Comissão composta pelos(as) professores(as) Bernardo Lanza Queiroz (Orientador) (Cedeplar/FACE/UFGM), Everton Emanuel Campos de Lima (Unicamp) e Ana Paula de Andrade Verona (Cedeplar/FACE/UFGM) se reuniu, sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final.

A Comissão **aprovou** o candidato por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora.

Belo Horizonte, 11 de setembro de 2024.



Documento assinado eletronicamente por **Bernardo Lanza Queiroz, Professor do Magistério Superior**, em 11/09/2024, às 16:09, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Everton Emanuel Campos de Lima, Usuário Externo**, em 11/09/2024, às 16:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Ana Paula de Andrade Verona, Professora do Magistério Superior**, em 11/09/2024, às 18:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **3542410** e o código CRC **1CE07A2E**.

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo financiamento e oportunidade de contribuir com a ciência nacional.

Agradeço ao meu orientador Bernardo pela paciência e pela ótima orientação ao longo deste período.

Agradeço à minha mãe Patrícia e ao meu pai Stéphane pelo apoio e incentivo. A todos os amigos, um muito obrigado por tornar essa trajetória mais leve. Aos colegas de trabalho, foi incrível compartilhar essa passagem profissional com vocês. A quem esteve comigo durante todo esse tempo, muito obrigado. Quem é quem sabe.

RESUMO

Com o processo de transição da mortalidade, observa-se uma compressão da mortalidade infantil no período neonatal, que vai do 1º ao 28º dia de vida do recém-nascido. Esse contexto reforça a importância de um processo de gestação saudável, de forma a evitar desfechos negativos do nascimento. Durante o período perinatal, a presença e o comportamento de saúde da rede de parentesco em que a gestante está inserida pode ser um diferencial importante a ser considerado. Por isso, o objetivo do trabalho consiste em investigar a relação entre o arranjo familiar do domicílio e a mortalidade infantil a partir do Censo Demográfico brasileiro de 2010, compreendendo a taxa de mortalidade infantil como um indicador agregado da saúde da gestante durante o período perinatal. Os óbitos infantis são obtidos a partir da pergunta sobre filhos tidos e filhos sobreviventes nos últimos 12 meses anteriores à data do Censo Demográfico brasileiro de 2010. As categorias de arranjo domiciliar utilizadas são elaboradas a partir da estrutura e composição das famílias residentes no domicílio, podendo ser monoparentais, nucleares, estendidas e compostas. Em um primeiro momento, o trabalho utiliza a metodologia descritiva para analisar os diferenciais na taxa de mortalidade infantil entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares. Em seguida, faz uso de modelos logísticos para estimar as chances de óbito infantil em cada tipo de arranjo domiciliar, a partir da inclusão de variáveis independentes de natureza demográfica e socioeconômica. Os resultados apontam que existe um diferencial significativo na taxa de mortalidade infantil entre os diferentes arranjos domiciliares analisados, além de indicar a importância de variáveis que se associam à produção de saúde da gestante durante o período perinatal. O trabalho contribui para lançar luz sobre o diferencial de óbitos infantis e de produção de saúde perinatal entre os principais tipos de arranjos domiciliares no Brasil.

Palavras-chave: mortalidade infantil; arranjo domiciliar; saúde perinatal.

ABSTRACT

With the mortality transition process, there is an observed compression of infant mortality within the neonatal period, which spans from the 1st to the 28th day of a newborn's life. This context highlights the importance of a healthy pregnancy process to avoid negative birth outcomes. During the perinatal period, the presence and health behavior of the kinship network in which the pregnant woman is embedded can be a significant factor to consider. Therefore, the objective of this study is to investigate the relationship between household family structure/arrangement and infant mortality using the Brazilian 2010 Census, understanding the infant mortality rate as an indicator of the mother's health during the perinatal period. Infant deaths are obtained from the question about children born and surviving in the 12 months prior to the date of the 2010 Brazilian Census. The household arrangement categories used are based on the structure and composition of families residing in the household, which can be single-parent, nuclear, extended, and composite families. Initially, the study uses descriptive methodology to analyze the differentials in the infant mortality rate among the different types of household arrangements. Subsequently, it employs logistic models to estimate the odds of infant death in each type of household arrangement, including independent variables of demographic and socioeconomic nature. The results indicate a significant differential in the infant mortality rate among the various household arrangements analyzed, and they also highlight the importance of variables associated with the production of maternal health during the perinatal period. The study contributes to shedding light on the differential of infant deaths and perinatal health production among the main types of household arrangements in Brazil.

Keywords: infant mortality; household arrangement; perinatal health.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Esquema teórico da produção domiciliar de saúde	21
Figura 2 - Esquematização da TMI para domicílios monoparentais e nucleares (casal com filhos).....	40
Gráfico 1 - Proporção de mulheres em idade reprodutiva por quintis de renda per capita nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010.....	59
Gráfico 2 – Proporção de mulheres em idade reprodutiva por nível educacional nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010	60
Gráfico 3 – Proporção do quintil de renda per capita da mãe residente em cada tipo de arranjo domiciliar, Brasil, 2010	61
Gráfico 4 - Proporção do nível de instrução da mãe por tipo de arranjo domiciliar, Brasil, 2010	66
Gráfico 5 - Tipo de arranjo domiciliar onde se reportou um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico por estado civil das mães residentes, Brasil, 2010.....	68
Gráfico 6 - Padrão etário das mães residentes em domicílios onde foram reportados o nascimento de um NV nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, Brasil, 2010.....	74
Gráfico 7 - Padrão etário das mães residentes em domicílios onde foram reportados o nascimento de um NV nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, Brasil, 2010.....	75
Gráfico 8 - Padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um óbito infantil no período de 12 meses anterior ao Censo Demográfico, Brasil, 2010.....	76
Gráfico 9 - Padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um óbito infantil no período de 12 meses anterior ao Censo Demográfico, Brasil, 2010.....	77
Quadro 1 – Descrição das categorias das variáveis independentes, da relação esperada com a MI, e de sua fonte de dados	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Nº total de domicílios por tipo de arranjo na amostra geral do Censo, e na amostra de mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo demográfico brasileiro de 2010	54
Tabela 2 - Nº total de filhos sobreviventes e de óbitos infantis por tipo de arranjo domiciliar na amostra de mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo demográfico brasileiro de 2010.....	55
Tabela 3 - Taxa de mortalidade infantil (TMI) por tipo de arranjos domiciliares e pelo agregado do Brasil em 2010.....	56
Tabela 4 – Total de óbitos infantis, arranjos domiciliares, taxa de mortalidade infantil (TMI) e taxa de fecundidade total (TFT) por tipo de arranjo domiciliar e pelo agregado, Brasil, 2010	57
Tabela 5 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e quintil de renda per capita domiciliar, Brasil, 2010	63
Tabela 6 – TMI por tipo de arranjo domiciliar e quintil de renda domiciliar total, Brasil, 2010	64
Tabela 7 - TMI pelo quintil de renda per capita média do município da mãe.....	64
Tabela 8 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e escolaridade da mãe residente, Brasil, 2010	67
Tabela 9 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e estado civil da mãe residente, Brasil, 2010 ..	69
Tabela 10 - Proporção de nascimentos pelo estado civil da mãe e adequação ao pré-natal, Brasil, 2010	71
Tabela 11 - Taxa de mortalidade infantil (TMI) por índice de adequação pré-natal do município de residência da mãe, Brasil, 2010	72
Tabela 12 - Razão de chances e intervalo de confiança de 95% de se reportar um óbito infantil para um modelo que inclui apenas os tipos de arranjos domiciliares como variável independente (Modelo 1), e para um modelo que inclui também as demais variáveis independentes (Modelo 2), Brasil, 2010	81
Tabela 13 – Razão de chance de se reportar um óbito para cada tipo de arranjo domiciliar (modelo desagregado por tipo de arranjo domiciliar), Brasil, 2010.....	92

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	12
I. CAPÍTULO - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	17
1.1. Introdução.....	17
1.2. Determinantes da MI	18
1.3. Mortalidade infantil no contexto da produção domiciliar de saúde	19
1.4. Mortalidade infantil e arranjos domiciliares na esteira da teoria da transição demográfica brasileira	24
1.5. Tipos de domicílios na literatura, mortalidade e saúde infantil.....	31
1.6. Conceitos importantes na demografia da família	34
II. CAPÍTULO – METODOLOGIA.....	36
2.1. Fonte dos dados, unidade de análise e limitações empíricas e teóricas.....	36
2.2. O problema na TMI dos domicílios unipessoais e nucleares formados por casais sem filhos	39
2.3. Descrição das variáveis e da metodologia descritiva	40
2.3.1. Renda per capita e domiciliar	41
2.3.2. Escolaridade	42
2.3.3. Estado civil	42
2.3.4. Índice de saúde municipal	42
2.3.5. Idade da mãe.....	44
2.4. Descrição do modelo logístico e das variáveis do modelo	44
III. CAPÍTULO – RESULTADOS	53
3.1. Resultados da análise descritiva	53
3.1.1. Caracterização socioeconômica dos tipos de arranjos domiciliares.....	58
3.1.2. Renda	60
3.1.3. Escolaridade	65
3.1.4. Estado civil	68

3.1.5.	Atendimento de Saúde Pré-Natal	71
3.1.6.	Idade da mãe	72
3.1.7.	Conclusão da análise descritiva	77
3.2.	Resultados do modelo logístico	80
IV.	CAPÍTULO – DISCUSSÃO	94
	CONCLUSÃO.....	99
	REFERÊNCIAS	102
	APÊNDICE	114

INTRODUÇÃO

A mortalidade infantil (óbitos de crianças menores que 1 ano de vida por 1000 nascidos vivos no ano - NV) é um indicador de grande importância na avaliação da qualidade de vida, saúde e desenvolvimento socioeconômico de uma população. O comprometimento com sua redução foi estabelecido pelas Nações Unidas em 2000, a partir das Metas do Milênio (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, 2000). Em 2015, foram estabelecidos os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável, a partir do qual as nações comprometeram-se a assegurar uma vida saudável e promover o bem-estar para a população em todas as idades (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, 2015).

No Brasil, taxa de mortalidade infantil (TMI) vem caindo desde meados do século XX, chegando a 13,3 óbitos por mil NV no ano de 2019 (BRASIL, 2021). No entanto, ela ainda é alta se comparada com países vizinhos como o Chile, que apresentou, em 2019, uma TMI de 6,6 óbitos por mil NV (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, 2023). Além disso, há diferenciais regionais internos ainda marcantes no país. Enquanto Norte e Nordeste apresentam, respectivamente, uma TMI de 16,6 e 15,2, Sul e Sudeste apresentam, respectivamente, uma TMI de 10,2 e 11,9 (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2021).

A mortalidade infantil (MI) pode ser avaliada segundo seus componentes principais: neonatal (óbitos de recém-nascidos do 1º até o 28º dia de vida), e pós-neonatal (óbitos de recém-nascido do 29º dia de vida até 365º dia). O componente neonatal pode ainda ser dividido em precoce (0 a 6º dia após o nascimento) e tardio (7º ao 28º dia após o nascimento) (BRASIL, 2009). No Brasil, como nos demais países em desenvolvimento, se observa gradualmente a compressão da MI no período neonatal, resultado da diminuição dos óbitos pós-neonatais devido à melhoria na saúde das crianças ao longo de seu primeiro ano de vida. De 2010 a 2019, o componente neonatal da MI manteve-se próximo de 70% no país (BRASIL, 2023).

No Brasil, a TMI apresenta tendência decrescente com queda significativa desde a década de 1980 (IBGE, 1999; FRANÇA; LANSKY, 2008). No entanto, persiste ainda de forma significativa o componente neonatal precoce e tardio, devido à permanência de fatores de risco. A maior parte do componente neonatal da MI ocorre por causas evitáveis, as quais são consequência principalmente da falta de atenção adequada durante o pré-natal, parto e cuidado com o recém-nascido (FRANÇA; LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023). Estão entre as principais causas evitáveis de óbitos infantis no Brasil a síndrome da angústia respiratória, asfixia, baixo peso ao nascer, e a septicemia bacteriana. Todas associadas à prematuridade e

reduzíveis com adequado atendimento de saúde durante o período perinatal, que compreende parte da gestação, parto e período neonatal precoce (PREZOTTO et al., 2023). Além disso, permanecem no Brasil desigualdades regionais e socioeconômicas importantes, com pior qualidade frequência pré-natal oferecidos a gestantes negras, jovens, da região Norte do país e de municípios com menor IDH (MARIO et al., 2013; TOMASI et al., 2017).

Em um contexto populacional no qual predomina o componente neonatal, a MI ocorre em função dos níveis de produção de saúde da gestante durante o período perinatal. Aqui entende-se a produção de saúde como a manutenção e reprodução da saúde física e mental. Nesse sentido, para além de determinantes socioeconômicos e do acesso a um pré-natal de qualidade, importa o comportamento de saúde adotado pela gestante (SHAH; BRACKEN, 2000; SURITA et al., 2020), bem como o nível de estresse psicológico ao qual ela é submetida durante o período perinatal (LOBEL et. al, 2008; LITTLETON et. al, 2010). Nesse contexto, a presença de parentes residentes ou não no domicílio pode significar a presença de apoio, na medida em que podem oferecer suporte material e psicológico em um momento crucial para o desfecho da mortalidade e saúde do recém-nascido, bem como incentivar práticas associadas à produção da saúde.

Dessa forma, parte dos comportamentos associados à produção de saúde são adotados e reproduzidos pelos membros do arranjo domiciliar, implicando na possibilidade de representar, para além de demais fatores socioeconômicos, um diferencial importante na produção potencial de saúde no período perinatal, principalmente no que diz respeito ao suporte psicológico e material à gestante. Partindo do pressuposto de que os níveis de saúde da gestante durante o período perinatal são influenciados pelo comportamento dos membros do domicílio, e que estes podem ser importantes na explicação dos diferenciais da MI, o presente trabalho se propõe a investigar se existe uma relação entre a MI e o arranjo familiar do domicílio da mãe, a partir do Censo Demográfico brasileiro de 2010. O Brasil é caracterizado por uma diversidade de tipos de arranjos domiciliares que se associam a diferentes contextos socioeconômicos. No presente trabalho, eles podem ser nucleares, estendidos, compostos ou monoparentais. A investigação busca lançar luz sobre a forma como esses arranjos, organizados a partir da presença ou não de determinados parentes, estão associados a uma maior ou menor produção de saúde da gestante no período perinatal.

O trabalho tem dois objetivos de pesquisa principais, os quais se traduzem na apresentação dos resultados em dois momentos distintos. Em primeiro, a análise realizada tem o intuito de

compreender como se comporta a TMI entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares e entre diferentes recortes socioeconômicos da população. Dessa forma, é feita uma investigação de natureza descritiva e macro, na qual se busca compreender como a TMI se comporta entre os diferentes arranjos domiciliares, e como variáveis de natureza socioeconômica e demográfica se mostram relevantes no diferencial da TMI entre os arranjos. Em seguida, a análise principal tem caráter inferencial e micro, na qual é empregada a regressão logística para compreender a intensidade da associação entre a MI e os diferentes tipos de arranjos domiciliares, estabelecendo o controle estatístico de uma gama de variáveis tidas como determinantes da MI pela literatura. Mais especificamente, o objetivo da aplicação do modelo logístico busca estabelecer como cada tipo de arranjo domiciliar apresenta um efeito maior ou menor sobre a chance de a mãe residente no domicílio ter reportado um óbito infantil. Além disso, a aplicação do modelo busca igualmente analisar o efeito das diferentes variáveis independentes sobre a chance de se reportar um óbito infantil.

O trabalho se baseia no quesito de filhos tidos e filhos sobreviventes nos últimos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico de 2010 para obter informações reportadas da MI. Nesse sentido, é importante ressaltar que não é possível obter qualquer informação direta sobre a saúde no período perinatal, que compreende uma gestação que ocorreu a mais de 12 meses antes da data de realização do recenseamento. No entanto, devido à alta predominância do componente neonatal da MI, o qual concentra os óbitos nos primeiros dias de vida do recém-nascido, a informação reportada reflete, de forma indireta, o nível da produção de saúde durante o período da gestação, no qual inclui-se o período perinatal. Além disso, também é importante destacar que, por investigar a relação de óbitos infantis ocorridos nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico com o tipo de arranjo familiar do domicílio no momento do recenseamento, o trabalho assume como pressuposto que o óbito infantil não alterou de forma significativa a estrutura dos diferentes tipos de arranjos domiciliares entre o período de 12 meses anteriores ao Censo e a data de realização deste.

A noção de *arranjo familiar* se refere a uma organização social ligada por parentesco que reside no domicílio, o que difere da estrutura física do edifício que atribui significado à noção de *domicílio* (MEDEIROS; OSÓRIO, 2001). Sua análise é importante na medida em que a presença de determinados membros, bem como a estrutura do arranjo familiar, pode estar associada a diferentes níveis de suporte material, psicológico e de incentivo à comportamentos saudáveis pela gestante durante o período perinatal. A literatura evidencia que a gestação de

mães solteiras, bem como a gestação de mães que residem em domicílios sem a presença de um companheiro ou de demais parentes, está sujeita a riscos mais elevados de desfechos negativos do nascimento, como a prematuridade, o baixo peso ao nascer e o óbito infantil (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; RIBAR, 2004; AYLLÓN; FERREIRA-BATISTA, 2015; SMITH et al., 2017).

Evidências na literatura apontam que, durante o período perinatal, a adoção de comportamentos saudáveis pode impactar positivamente os desfechos de saúde da mãe e do recém-nascido (SURITA et al., 2020). Também há evidências de que o estresse durante a gestação pode estar associado à adoção de comportamentos de saúde nocivos (LOBEL et al., 2008). Nesse sentido, a família domiciliar pode significar um fator de proteção à saúde física e mental da gestante, incentivando a prática de comportamentos saudáveis durante a gestação e o adequado atendimento pré-natal.

Existe uma produção considerável de estudos que investigam a relação entre a composição e estrutura da família com a MI em populações históricas pré-transicionais ou em populações em estágios iniciais da transição demográfica (SEAR et al., 2002; SEAR et al., 2008; HOULE et al., 2013; HOULE et al., 2023; CHAPMAN; LUMMAA, 2024). De forma geral, o alto número de filhos tidos em populações com fecundidade natural resultava em uma pressão demasiada grande sobre as mães, as quais dependiam da ajuda dos demais parentes na criação dos filhos (SEAR et al., 2008). Na revisão feita por Sear et al. (2008), as avós maternas e irmãs mais velhas com frequência apareceram como parentes de grande relevância nesse sentido, impactando positivamente a saúde e sobrevivência infantil filhos. Ao mesmo tempo, avós paternas nem sempre se mostraram benéficas, enquanto o efeito dos pais mostrou-se sem muita relevância sobre a saúde e sobrevivência infantil (SEAR et al., 2008).

Em populações que não passaram pela transição demográfica, as quais apresentam alta fecundidade e grande demanda por filhos, a importância do parentesco sobre a sobrevivência infantil até os 5 anos é considerável devido ao apoio crucial que exercem na sua criação. Por outro lado, populações em estágios mais avançados da transição demográfica, como é o caso do contexto analisado, apresentam baixa fecundidade e frequentemente contam com o apoio de diversas instituições que auxiliam na criação dos filhos, aliviando a carga de trabalho sobre as mães, o que torna a necessidade do apoio de demais parentes menos importante. Tendo em vista a compressão da MI no período neonatal característica destas populações, o presente trabalho busca compreender se o parentesco a nível domiciliar ainda se apresenta como um diferencial

importante para a saúde da gestante durante o período perinatal, o qual compreende a gestação, o parto e o pós-parto, utilizando a MI como um indicador da produção de saúde perinatal. Nesse sentido, o trabalho contribui para destrinchar em que medida a presença de parentes pode estar associada à sobrevivência infantil em um contexto em que seu apoio se mostra mais relevante durante o período perinatal, sendo de menor relevância nos primeiros anos de vida da criança.

O trabalho apresenta ainda uma segunda contribuição importante. Na medida em que altos níveis de fecundidade se associavam a altos níveis de MI em populações que não passaram pela transição demográfica (VAN SOEST; SAHA, 2018), entende-se que a MI estava também associada à presença de arranjos domiciliares numerosos devido a um alto número de filhos residentes (WOLFE; BEHRMAN, 1982). Dessa forma o trabalho também contribui para compreender em que medida a associação entre o número de crianças residentes no domicílio e a MI se comporta em um contexto de transição demográfica avançada, no qual a queda da fecundidade e a predominância do componente neonatal têm o potencial de alterar o padrão observado em populações históricas pré-transicionais.

Por fim, vale destacar que existe uma lacuna considerável de trabalhos sobre o tema estudado no Brasil, na medida em que a maior parte das evidências têm como base de investigação populações que não passaram pela transição demográfica completa como em países africanos, ou populações de países economicamente desenvolvidos como na Europa e nos Estados Unidos. Dessa forma, o presente trabalho se apresenta como um esforço para lançar luz sobre a relação entre a MI e o arranjo domiciliar no Brasil, contribuindo na compreensão de como a produção perinatal de saúde se associa ao contexto familiar da gestante, e como os determinantes da MI se mostram importantes nessa relação. O Brasil apresenta um contexto familiar e demográfico específico, no qual os tipos de arranjos domiciliares se associam a contextos socioeconômicos distintos, tornando-o um excelente campo para dar cabo à investigação proposta.

I. CAPÍTULO - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

1.1. Introdução

Este capítulo tem o propósito de delimitar um arcabouço teórico na literatura que seja capaz de estabelecer uma conexão entre a MI, a produção domiciliar de saúde da gestante durante o período perinatal, e os principais tipos de arranjos domiciliares observados no Brasil com base no Censo Demográfico de 2010. Ele começa por realizar uma revisão acerca dos determinantes da MI e suas potenciais lacunas quando se diz respeito à produção domiciliar de saúde durante o período perinatal. Em seguida, o capítulo aborda o arcabouço teórico da produção domiciliar de saúde, e como ela pode ser um diferencial importante para compreender a MI. Logo depois, é realizada uma revisão sobre a transição da MI no Brasil, a qual é seguida por uma revisão de como os arranjos domiciliares brasileiros mudaram durante a segunda metade do século XX. Por fim, é feita uma análise de como cada arranjo domiciliar é retratado na literatura em termos de produção de saúde e MI, e o que se espera encontrar na análise para cada tipo de arranjo domiciliar.

Tendo em vista o emprego constante do conceito dos diferentes tipos de arranjos domiciliares, se faz necessário antecipar sua definição. Este trabalho analisa os diferenciais na TMI entre arranjos familiares domiciliares do tipo nuclear (casal com filho), estendido, composto e monoparental. Em determinados momentos da análise, os arranjos também são classificados como unipessoal e nuclear (casal sem filho).

Arranjos domiciliares nucleares são compostos por casais com ou sem filhos e homens ou mulheres sem cônjuges com filhos (WAJNMAN, 2012). Neles, não existem pessoas residentes na condição de outros parentes para além do núcleo familiar principal, nem mesmo de não parentes, como pensionistas ou empregados domésticos. Ao mesmo tempo, os arranjos domiciliares monoparentais, compostos por mães ou pais e filhos, também são arranjos nucleares, mas serão analisados como categoria separada no presente trabalho.

Arranjos domiciliares estendidos são caracterizados pela presença no domicílio de uma pessoa cuja relação com a pessoa responsável é de parente, mas que não faz parte do núcleo familiar principal (WAJNMAN, 2012). Trata-se de uma extensão do tipo de arranjo domiciliar nuclear, na qual reside também um parente externo ao núcleo. Esse tipo de arranjo é coerente com a possibilidade de coresidência de mais de um núcleo familiar ligados por parentesco entre si (WAJNMAN, 2012).

Arranjos domiciliares compostos ocorrem quando se inclui em arranjos nucleares ou estendidos a presença de um não parente, o que permite, inclusive, a coresidência de mais de um núcleo familiar não ligados por parentesco. Por fim, também merece ser destacado o conceito de arranjo domiciliar unipessoal, composto por apenas uma pessoa (WAJNMAN, 2012).

Esse modelo de classificação, denominado PER (Parentesco Entre Residentes), tem como base a relação ampla dos residentes com a pessoa responsável pelo domicílio. Trata-se de um modelo muito usado na literatura (WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023), principalmente quando o interesse da análise está na distribuição de recursos entre os residentes de forma ampla, o qual abarca de forma satisfatória a realidade dos diferentes tipos de arranjos domiciliares no Brasil. O modelo PER tem a limitação de não tratar como um caso especial a formação de mais de um arranjo nuclear no domicílio, diferindo do modelo de classificação adotado pelo IBGE e pela PNAD, o qual se baseia estritamente no núcleo familiar para definir uma família, possibilitando a classificação de mais de uma família convivente no caso da existência de mais de um núcleo familiar residente no domicílio (MEDEIROS; OSÓRIO, 2001).

1.2. Determinantes da MI

Quando se trabalha com temas relacionados à MI e a outros desfechos de saúde relacionados ao nascimento, é importante conceitualizar e destacar a interação dinâmica entre determinantes sociais de nível macro, e determinantes próximos de nível individual. Em um primeiro nível, a MI ocorre em função de determinantes próximos, os quais se relacionam a fatores maternos, contaminação ambiental, deficiência nutricional, doenças, lesões dentre outros aspectos responsáveis por deteriorar a saúde da criança ou do recém-nascido. Através dos determinantes próximos, atuam os determinantes secundários, de caráter socioeconômico, como a renda, a escolaridade dos pais, o acesso à saúde, infraestrutura e saneamento, dentre outros fatores de caráter cultural e normativo (CHEN; MOSLEY, 1984).

Kim e Saada (2013) adotam uma abordagem mais dinâmica para conceituar os determinantes da MI e da saúde infantil, na qual as estratificações sociais assumem um papel central. Nela, a MI é explicada em função das condições materiais, ocupacionais, sociais e ambientais nas quais os indivíduos nascem, crescem, trabalham e envelhecem. O contexto dos determinantes macroeconômicos sociais e políticos produzem níveis de estratificação na população, moldados pelo status socioeconômico, raça e gênero dos indivíduos. Dessa forma, os indivíduos têm acesso desigual aos recursos materiais e sociais entre os diferentes estratos socioeconômicos, processo que produz um nível desigual de exposição ao que os autores denominam de

determinantes intermediários da MI e da saúde do recém-nascido, que incluem o comportamento de saúde, os níveis de stress, os fatores psicossociais, e os fatores biológicos. O acesso ao sistema de saúde também tem papel importante entre os determinantes intermediários (KIM; SAADA, 2013).

A literatura sobre o tema indica haver uma interação entre determinantes de nível macro e determinantes próximos ou intermediários, que atuam de forma mais direta sobre os desfechos de mortalidade e saúde da criança (CHEN; MOSLEY, 1984; KIM; SAADA, 2013). Os determinantes macro são aqueles de caráter socioeconômico, enquanto os determinantes de nível individual estão relacionados a fatores maternos, biológicos, psicossociais e a comportamentos de saúde. O sistema de saúde e atendimento pré-natal pode estar situado tanto no nível macro devido ao nível de qualidade e investimento direcionado ao seu funcionamento, como no nível dos determinantes próximos ou intermediários pelo seu efeito direto sobre o desfecho de mortalidade e saúde infantil. Nesse sentido, a dinâmica dos determinantes da MI ajuda a compreender por que existem níveis tão desiguais nas TMI entre países e entre diferentes grupos em um mesmo país ou território (CHEN; MOSLEY, 1984; KIM; SAADA, 2013).

O efeito dos determinantes da MI em países em desenvolvimento podem variar significativamente entre áreas urbanas e rurais (WOLFE; BEHRMAN, 1982). Apesar disso, há evidências suficientes da importância de variáveis como a escolaridade da mãe para a saúde e sobrevivência infantil, enquanto a renda não aparenta ter um efeito menos significativo na MI mais próxima do período neonatal. Ao mesmo tempo, países em desenvolvimento tendem a apresentar uma associação inversa entre tamanho do domicílio com a saúde infantil, e uma associação positiva com a MI. Esse aspecto sugere que a presença de muitas crianças residentes pode reduzir a saúde infantil devido à uma alocação mais escassa dos recursos, com implicações para o aumento da fecundidade (WOLFE; BEHRMAN, 1982; VAN SOEST; SAHA, 2018). É interessante, nesse sentido, avaliar como se comporta essas relações em contextos de maior grau de desenvolvimento e urbanização, nos quais predomina o componente neonatal da MI.

1.3. Mortalidade infantil no contexto da produção domiciliar de saúde

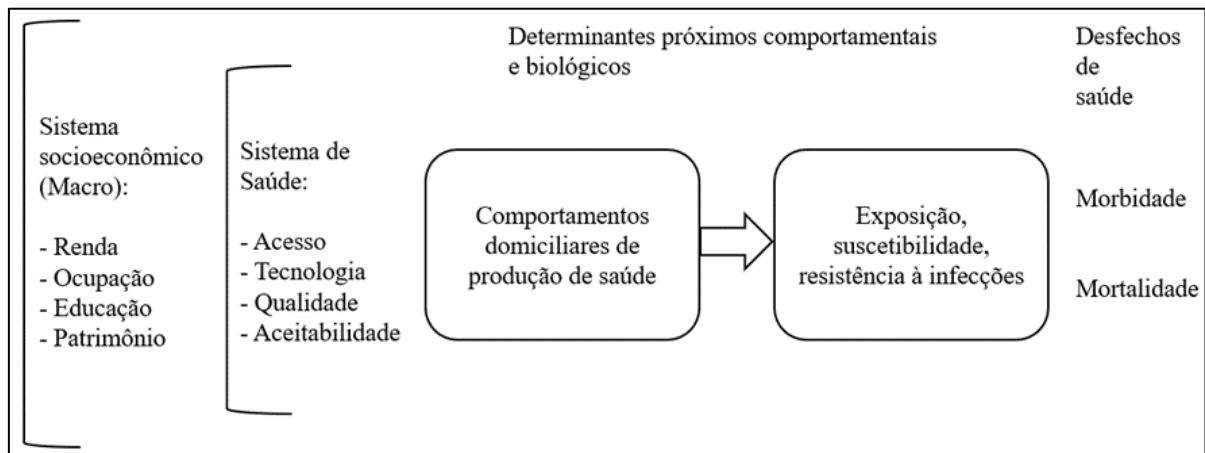
Tradicionalmente, a abordagem do campo da saúde adota um enfoque maior na erradicação de doenças específicas, com pouca atenção para aspectos comportamentais importantes para a produção de saúde que ocorrem dentro do domicílio. O trabalho tem como um pano de fundo a abordagem *Household Production of Health* (HHPH), elaborada por Berman et al. (1994), a

qual coloca o domicílio como esfera central da produção da saúde, sem ignorar a importância de seus determinantes socioeconômicos externos de nível macro. A HHPH pode ser definida como um processo dinâmico, no qual os membros do domicílio combinam internamente seus saberes, recursos, e padrões comportamentais, com a disponibilidade externa de informações, tecnologias e serviços, para restaurar, manter, e produzir a saúde de seus membros (BERMAN et al., 1994, pg. 206). Dessa forma, a abordagem teórica HHPH propõe uma nova perspectiva sobre a análise da saúde, dando ênfase na importância da relação entre os padrões comportamentais adotados pelos membros do domicílio com os determinantes socioeconômicos externos (BERMAN et al., 1994).

A abordagem HHPH supre uma lacuna relevante para os propósitos do presente trabalho na literatura clássica dos determinantes da MI (CHEN; MOSLEY, 1984), a qual dá pouca ênfase em como a estrutura e composição do arranjo domiciliar pode ter influência sobre o comportamento e produção de saúde durante a gestação. Dessa forma, a abordagem HHPH legitima a possibilidade de a família domiciliar exercer influência sobre a produção familiar de saúde de seus membros (BERMAN et al., 1994).

A produção da saúde segundo a abordagem HHPH ocorre como descrito na Figura 1, retirada do trabalho de Berman et al. (1994). Apesar do foco na produção de saúde associada ao comportamento dos membros do domicílio, esta existe em um contexto socioeconômico maior, com fatores que afetam toda a localidade. Os fatores externos ao domicílio responsáveis pela produção de saúde são, em um primeiro nível, de caráter socioeconômico, como a renda, a educação, a ocupação e o patrimônio. Em um segundo nível, os fatores externos são relativos à acessibilidade, qualidade e tecnologia disponível no sistema de saúde que atende o domicílio. Internamente, em um terceiro nível, está a produção de saúde associada ao comportamento dos membros do domicílio, no qual o arranjo familiar do domicílio aparece como um potencial fator explicativo a ser investigado. É especialmente relevante o fato de a abordagem HHPH colocar os padrões comportamentais como um determinante próximo, inserindo a família domiciliar no centro da análise sobre produção de saúde, com potencial de alterar os desfechos de morbidade e mortalidade.

Figura 1 – Esquema teórico da produção domiciliar de saúde



Fonte: BERMAN, KENDALL, BHATTACHARYYA; 1994.

A ênfase dada na importância do comportamento de saúde a nível individual e domiciliar (BERMAN et al., 1994; KIM; SAADA, 2013; SOLAR; IRWIN, 2007) agrega um entendimento importante quando se discute a MI em contextos de transição demográfica avançada, na medida em que a predominância do componente neonatal se associa de forma ainda mais intensa a produção de saúde durante o período perinatal. Esse contexto é corroborado quando se aponta na literatura a associação entre a adoção de comportamentos nocivos à saúde durante o processo de gestação com desfechos negativos do nascimento (SURITA et al., 2020). Mais especificamente, as evidências indicam que a adoção de comportamentos saudáveis como uma alimentação equilibrada (CHEN et al., 2016), a prática de exercícios físicos (POYATOS-LEÓN et al., 2017), a frequência no atendimento pré-natal (FRANÇA; LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023), a abstinência de substâncias psicoativas como álcool e tabaco (SHAH; BRACKEN, 2000; PEREIRA et al., 2018), e um tempo adequado de sono (NAGHI et al., 2011) está associada a melhores desfechos de saúde para a gestante e para o recém-nascido durante e após o período neonatal.

Nesse contexto, é igualmente importante o nível de estresse ao qual é submetida a gestante durante o período perinatal. As evidências na literatura apontam a associação entre altos níveis de estresse com a prematuridade e baixo peso ao nascer, problemas que se associam à mortalidade e morbidade infantil e que podem persistir ao longo do ciclo de vida (NORBECK; TILDEN, 1983; DAVIS et al., 2005). Em uma abordagem mais elaborada, LOBEL et al. (2008) sustentam que estes desfechos negativos são preditos de forma mais satisfatória pela vivência de um estresse percebido pela gestante como específico da gestação, em comparação à vivência de um estado de estresse geral, termo referido pelos autores como *pregnancy-specific stress*.

Os autores também demonstram a associação entre o estresse e a adoção pela gestante de comportamentos nocivos para a saúde (LOBEL et al., 2008).

Outro aspecto de grande importância na produção de saúde domiciliar diz respeito à qualidade do ambiente familiar no qual a criança cresce e se desenvolve. Mesmo não tendo relação direta com a MI, é importante que esse tópico seja destacado, devido à sua relação com o desenvolvimento cognitivo e emocional da criança, o que afeta sua trajetória no ciclo de vida. As mudanças demográficas observadas nas famílias ao longo das últimas décadas têm favorecido cada vez mais a dissolução de casamentos, a formação de arranjos domiciliares baseados na coabitação e o aumento de transições que alteram as estruturas familiares (LESTHAEGHE, 1995; WAJNMAN, 2012; SMITH et al, 2017; GANDRA, 2023). Também se observa uma relação cada vez mais próxima entre a escolaridade dos indivíduos e uma trajetória de maior estabilidade nas relações matrimoniais (CHERLIN, 2016). Nesse sentido, mulheres de baixa renda estão cada vez mais expostas ao risco de instabilidade em suas relações, favorecendo um ambiente menos propício ao bem-estar e desenvolvimento infantil. A literatura aponta uma relação positiva entre o casamento e a saúde dos indivíduos, a qual se estende também às crianças residentes em arranjos familiares nos quais os pais são casados ou em união consensual, favorecendo a estabilidade das relações (RIBAR, 2004; SMITH et al., 2017). Demais trabalhos apontam que gestantes solteiras investem menos em atendimento pré-natal, o que se traduz em desfechos de nascimento mais negativos (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000). Em diferentes contextos demográficos culturais e socioeconômicos, a literatura demonstra um potencial efeito nocivo para a saúde dos indivíduos que crescem e se desenvolvem em arranjos domiciliares sem a presença de ambos os pais, o que afeta sua cognição, saúde e sobrevivência ao longo do ciclo de vida (WEITTOFT, 2003; NTOIMO; ODIMEGWU, 2014; AMATO; PATTERSON, 2017).

A relação entre a estrutura do arranjo familiar e a produção domiciliar de saúde também fica evidente na medida em que a proporção de mulheres casadas com frequência adequada no comparecimento às consultas pré-natais é maior quando comparada às mulheres solteiras ou em uniões menos estáveis, relação também observada para as mulheres com maior nível educacional. Silveira et al. (2008) demonstram através de entrevistas realizadas com mulheres no período pós-parto na cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul, que mulheres negras, de baixa renda, escolaridade, e que vivem sozinhas, reportaram terem tido proporção mais baixa da realização do exame de urina, essencial no atendimento pré-natal, demonstrando a importância

que o estado civil da mãe e seu arranjo familiar domiciliar podem ter para a qualidade do pré-natal (SILVEIRA et al., 2008).

É importante ressaltar que, no caso brasileiro, o casamento sempre foi tido com uma instituição cultural importante e valorizada, ao mesmo tempo em que uniões consensuais eram mais prevalentes em estratos populacionais desfavorecidos socioeconomicamente (COVRE-SUSSAI, 2016). Desde os anos 1960, no entanto, observa-se um crescimento na proporção casais vivendo sob o regime da união consensual, inclusive entre estratos de alta renda e escolaridade. Nesse sentido, é importante ressaltar que, no período do Censo Demográfico brasileiro de 2010, já havia uma proporção próxima de 36% dos casais vivendo em uniões consensuais (COVRE-SUSSAI, 2016), reforçando a noção de que, para o caso brasileiro, a análise da relação do estado civil com a saúde e sobrevivência infantil deve levar em conta casais em união consensual.

A literatura é clara em apontar os diferenciais de MI e demais desfechos negativos do nascimento entre mulheres casadas e solteiras. No entanto, é preciso enfatizar que o efeito do estado civil varia consideravelmente a depender da idade e da raça da mãe. Bennett et al., (1992, 1994) demonstra que o efeito protetivo do casamento para a saúde e sobrevivência infantil nos Estados Unidos é menor para grupos estruturalmente expostos a maior vulnerabilidade socioeconômica, como mulheres negras e adolescentes. Ao mesmo tempo, mostra que o casamento para mães adolescentes não se traduz em menor MI, sugerindo que a produção de saúde durante sua gestação pode ser mais adequada quando estas residem com suas famílias de origem, relação que se mostra especialmente relevante para o contexto brasileiro. Dessa forma, os autores mostram que o maior diferencial do efeito do casamento sobre a MI se dá entre mulheres brancas com idade acima de 20 anos (BENNETT et. al, 1992; BENNETT et. al, 1994).

Nota-se que a produção domiciliar de saúde destacada pela abordagem HHPH é de grande relevância para a gestante durante o período perinatal, sendo assim relevante na compreensão da MI e dos desfechos de saúde do nascimento. A abordagem HHPH destaca a alimentação, cuidado e supervisão infantil, busca por diagnósticos de saúde, higiene e saneamento, pré-natal e pós-natal, imunização, uso de serviços preventivos de saúde, acesso à saúde, dentre outros, como centrais na produção domiciliar de saúde (BERMAN et al., 1994). No que diz respeito à saúde da gestante e do recém-nascido, é de particular relevância seu acesso ao pré-natal e ao pós-parto de qualidade (FRANÇA & LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023), bem como a adoção de comportamentos de saúde que favoreçam um processo de gravidez e de parto

saudáveis (SURITA et. al, 2020). Nesse contexto, o suporte da família pode significar um diferencial importante na produção de saúde, seja através do suporte psicológico e financeiro durante o período perinatal, ou pelo ato de incentivar a adoção de comportamentos saudáveis.

No presente trabalho, o arranjo familiar do domicílio é visto como uma esfera na qual os aspectos relativos à produção domiciliar de saúde se reproduzem, e, por consequência, sua relação com a MI é investigada no sentido de lançar luz sobre a produção domiciliar de saúde dos principais arranjos domiciliares observados na sociedade brasileira. A família é uma unidade de análise importante como rede de suporte e apoio, e a família domiciliar é ainda mais importante para a alocação de recursos que podem afetar a saúde da gestante e, conseqüentemente, a sobrevivência infantil.

1.4. Mortalidade infantil e arranjos domiciliares na esteira da teoria da transição demográfica brasileira

A transição da MI no Brasil começou no início do século XX. Por volta de 1930, ela estava em torno de 165 óbitos por 1000 NV, resultado de uma tendência de queda já iniciada com a implementação das políticas sanitárias nos centros urbanos do país nos anos anteriores. A tendência de queda, embora lenta, se manteve até meados da década de 1960, quando se observou uma estagnação na queda da TMI, que se manteve estável em 116 óbitos por 1000 NV, refletindo a crise econômica e a perda do poder aquisitivo da população assalariada (IBGE, 1999; YUNES; RONCHEZEL, 1974).

A partir de 1970, a TMI passa a apresentar uma forte tendência de queda, o que parece estar associado a uma série de políticas públicas. Dentre elas se destacam a ampliação do saneamento básico e dos programas de saúde materno-infantil voltados sobretudo ao pré-natal, parto e puerpério, a ampliação da rede de serviços médico hospitalares e de campanhas de vacinação, dentre outras intervenções. Como resultado, a TMI diminuiu para 82 em 1980 e 48 em 1990, demonstrando uma redução substancial (IBGE, 1999). Além das políticas públicas no campo da saúde, de 1980 em diante a redução da fecundidade, a melhoria nos níveis educacionais das mulheres, a urbanização e o crescimento econômico também tiveram importância considerável sobre a redução da MI no Brasil (VICTORIA et al., 2011).

A partir de 1990, a MI manteve sua tendência decrescente, atingindo o patamar de 26,1 e 16 óbitos por 1000 NV em 2000 e 2010, respectivamente (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2021). Teve grande importância nesse processo a ampliação e implementação de políticas

governamentais na área da saúde. Na Constituição Federal de 1988, é criado o Sistema Único de Saúde (SUS), universalizando o acesso ao atendimento público de saúde. Em 1994 foi criado pelo Ministério da Saúde o programa Estratégia Saúde da Família, na época denominado Programa Saúde da Família, responsável pelo atendimento básico de saúde nos domicílios a nível municipal, descentralizando o atendimento e possibilitando a inclusão de famílias em situação de vulnerabilidade socioeconômica no atendimento do SUS (ROCHA; SOARES, 2010). Esses programas são em grande medida responsáveis pela redução da MI desde sua implementação. Após os anos 2000, foi importante para a queda da MI a substancial redução da desigualdade de renda no país, o que em grande medida deve ser atribuído a programas de transferência de renda como o Bolsa Família e à valorização do salário-mínimo (VICTORIA et al., 2011).

O processo de transição da MI no Brasil também transformou a distribuição das causas de óbitos infantis ao longo do tempo. Entre 1990 e 2007, diminuíram os óbitos por doenças infecciosas e diarreia em 97% e 82% respectivamente. Por outro lado, os óbitos causados por afecções perinatais diminuíram apenas 47%, tornando-se a principal causa de óbitos infantis no Brasil, o que se observa na prevalência do componente neonatal (VICTORIA et al., 2011). Trata-se de óbitos evitáveis com o adequado atendimento de saúde pré-natal, durante o parto e primeiros dias do recém-nascido (FRANÇA; LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023). Entre as principais causas de óbitos neonatais evitáveis estão a síndrome da angústia respiratória, asfixia ao nascer e septicemia bacteriana, as quais estão muito relacionadas com a prematuridade (PREZOTTO et al., 2023). Além disso, deve-se destacar a tendência recente da contribuição das afecções perinatais como causas de óbitos pós-neonatais, em decorrência da melhora no atendimento e sobrevida dessas crianças no período neonatal (BRASIL, 2009).

É importante ressaltar que ainda se observa uma disparidade importante entre as grandes regiões brasileiras no que diz respeito à transição da mortalidade infantil. Em regiões como Norte e Nordeste, a TMI ainda se encontra próxima de 16 óbitos/1000 NV no ano de 2019, consideravelmente mais alta que a TMI de 13 óbitos/1000 NV para a totalidade do Brasil no mesmo período. Observou-se nas últimas décadas uma convergência no nível da TMI entre as grandes regiões brasileiras. Isso se explica pela intensidade da queda na TMI para a região Nordeste, sendo de 5,5% ao ano entre 1980 e 2007, comparado com uma redução de 4,8% ao ano para o Brasil. Apesar disso, como já ressaltado, essa redução foi mais intensa para o

componente pós-neonatal, sendo de 7,3% ao ano, comparado com uma redução de apenas 3,1% para o componente neonatal precoce (0 a 6 dias de vida) (BRASIL, 2009).

De modo geral, o Brasil teve avanços importantes nas condições de saúde da criança, reduzindo substancialmente a MI ao longo das últimas décadas e ampliando os serviços de saúde para a população mais vulnerável socioeconomicamente. Apesar disso, deve ser destacado que a MI devido a afecções perinatais ainda permanece como um problema a ser resolvido. Além disso, a razão de mortalidade materna¹ (RMM) caiu muito pouco desde 1990, resultado do descaso em relação ao problema na agenda pública (VICTORIA et al., 2011).

Em paralelo à transição da mortalidade infantil, também é de grande importância a transição da fecundidade. Sua queda teve início em meados da década de 1960, quando saiu de aproximadamente 6 filhos por mulher para uma média de 1,9 em 2010 (QUARESMA, 2019; BERQUÓ; CAVENAGHI, 2014). O declínio na fecundidade não foi homogêneo no território e entre as classes brasileiras, ocorrendo antes entre as mulheres de alta renda e escolaridade nas zonas urbanas do Sudeste (ALVES, 1994). Ao mesmo tempo em que o declínio nas taxas de fecundidade específicas (TEF) era rápido e sustentado em todos os grupos etários, crescia a TEF adolescente, a qual apresentou queda somente a partir do período entre 2000 e 2010 (MARTINS, 2016). É importante ressaltar que o nível de fecundidade é negativamente correlacionado com o nível de instrução e de renda, apesar de uma convergência entre esses grupos em direção à média nacional entre 2000 e 2010 (BERQUÓ; CAVENAGHI, 2014).

As implicações da mudança nos padrões da fecundidade brasileira para a formação de domicílios e famílias é enorme. Na contramão da tendência de nuclearização das famílias observada nos países desenvolvidos, ocorreu no Brasil, durante a segunda metade do século XX, um aumento na proporção de arranjos domiciliares com famílias estendidas (WAJNMAN, 2012). Na presença de um regime demográfico que combina o aumento da sobrevivência dos indivíduos com o rejuvenescimento da fecundidade devido ao crescimento da participação relativa da TEF adolescente na TFT, tem-se um cenário propício para o crescimento dos arranjos estendidos verticais, onde convivem pais, filhos, netos e bisnetos. Esse cenário condiz com a experiência de camadas sociais de baixa renda e escolaridade, nas quais o aumento na proporção relativa de nascimentos de mães adolescentes (MARTINS, 2016), ainda que em contexto queda da TFT, contribuiu para sua convivência com demais parentes em domicílios

¹ A RMM é o indicador do número de óbitos maternos, por 100 mil nascidos vivos de mães residentes em determinado espaço geográfico, no ano considerado.

estendidos (WAJNMAN, 2012). Desde 1970, o Brasil experimentou um aumento expressivo nos nascimentos fora do casamento e de uniões estáveis (CASTRO-MARTÍN et al., 2011), cenário que se mostra coerente com o aumento dos arranjos estendidos e monoparentais. A fecundidade fora do casamento sempre foi uma tendência para mulheres de baixa renda e escolaridade. Apesar disso, desde 1970, observa-se uma redução dessa disparidade, na medida em que essa prática passou a se difundir entre todos os estratos sociais (CASTRO-MARTÍN et al., 2011; WAJNMAN, 2012).

Nesse sentido, também se observou no Brasil uma mudança nos padrões dos tipos de arranjos domiciliares ao longo do século XX. Desde 1960 até 2010, manteve-se o padrão predominante do arranjo com família tradicional nuclear formada pelo casal e filho(s), apesar deste ter perdido importância relativa². Em conformidade com o que ocorreu nos países mais desenvolvidos, também se observou na segunda metade do século XX um aumento significativo de domicílios com menor número de residentes, como o unipessoal, monoparental e nuclear formado por casal sem filhos (WAJNMAN, 2012). No entanto, o Brasil apresentou no mesmo período um crescimento muito significativo de arranjos domiciliares estendidos, na contramão do que se observou nos países desenvolvidos, devido tanto ao crescimento das taxas de fecundidade entre mulheres jovens e solteiras (ALVES; CAVENAGHI, 2009; MARTINS, 2016), como à maior sobrevivência dos indivíduos, favorecendo arranjos domiciliares estendidos verticais onde há presença de avós e netos (WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023).

Entre 1970 e 2010, observou-se um aprofundamento da tendência de domicílios unipessoais e nucleares (casal sem filhos) entre aqueles de maior renda per capita (WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023). Ao mesmo tempo, enquanto em 1970 os arranjos monoparentais concentravam-se principalmente nos estratos de baixa renda, em 2010 eles estavam difundidos em todas as camadas de renda per capita, indicando aumento da prática da dissolução de casamentos e da fecundidade fora do matrimônio (GANDRA, 2023). Em relação aos arranjos compostos, estes se concentravam principalmente nos estratos de maior renda em 1970, fenômeno não observado no ano de 2000. Por fim, também é destacado o crescimento das famílias estendidas de 1970 em diante, principalmente nas camadas de renda per capita baixas e intermediárias (WAJNMAN, 2012).

² Para analisar a evolução das proporções exatas de cada tipo de arranjo domiciliar de 1960 em diante a partir do Censo Demográfico, ver WAJNMAN (2012, pg. 75) ou GANDRA (2023, pg. 69).

A diminuição na proporção de domicílios nucleares e o aumento de domicílios unipessoais, monoparentais e estendidos ocorrem em paralelo a um contexto de mudanças no papel da mulher, no qual elas passam a ter acesso ampliado aos métodos contraceptivos, ingressam gradualmente no mercado de trabalho e aumentam seu nível educacional, o que lhes permite um maior controle de sua vida reprodutiva e a possibilidade de obter maior autonomia para ocupar postos no mercado e exercer atividades em outras esferas da vida pública (LESTHAEGHE, 2010). No contexto brasileiro, esse processo representou a possibilidade de autonomia feminina para uma parcela restrita da população, sendo representativo principalmente de países desenvolvidos. No entanto, ele significou uma alternativa relevante ao modelo de família baseado nos papéis de gênero tradicionais, no qual o homem trabalha fora de casa e a mulher cuida das tarefas domésticas, resultando em maior instabilidade conjugal, aumento das taxas de divórcio, e no aparecimento de arranjos familiares mais flexíveis como a coabitação (ESPING-ANDERSEN, 2016). Evidências mais recentes apontam que esse cenário está se revertendo entre famílias de alta escolaridade em países desenvolvidos, na medida em que os homens estão participando cada vez mais da vida doméstica, fortalecendo as uniões conjugais e promovendo uma recuperação nos baixos níveis de fecundidade (GOLDSCHIEDER et. al, 2015).

Se em um primeiro momento, o aumento da participação feminina no mercado de trabalho se traduziu em maior instabilidade nas famílias e aumento das taxas de divórcio (LESTHAEGHE, 1995; WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023), esse gradiente negativo parece ter sido revertido durante as últimas décadas, principalmente em sociedades marcadas pela forte desigualdade social. Nos EUA, famílias de baixa escolaridade inseridas em mercados de trabalhos de baixa qualificação experimentam casamentos menos estáveis, enquanto famílias com diplomas universitários passaram a experimentar casamentos mais duráveis (CHERLIN, 2016). No Brasil, apesar do forte crescimento da coabitação em todos os estratos sociais desde 1970, permanece o gradiente educacional negativo, na medida em que casais de baixa escolaridade são mais propensos a escolher a coabitação como forma de união familiar e formação de domicílio (ESTEVE et. al, 2016). Dessa forma, é importante destacar que o acesso a um ambiente familiar estável no domicílio, capaz de produzir um nível satisfatório de saúde, também depende do status socioeconômico da família, o que pode ter implicações importantes para a saúde e sobrevivência infantil.

Fica claro que o gradiente educacional é essencial para compreender como a fecundidade é importante na formação de domicílios estendidos onde residem mães adolescentes, de baixa escolaridade e solteiras. O gradiente se observa na formação de domicílios monoparentais, visto que mães de baixa escolaridade estão mais sujeitas a uma união menos estável ou até mesmo a não estar em união alguma. Apesar disso, esse tipo de arranjo domiciliar apresentou crescimento relevante na segunda metade do século XX no Brasil, passando de aproximadamente 5,5% dos domicílios em 1960 (WAJNMAN, 2012) para 10,5% em 2010 (Tabela 1), reforçando a tendência já observada de aumento da proporção de nascimentos entre mulheres solteiras ou em união consensual (CASTRO-MARTÍN et. al, 2011). Nesse sentido, o contexto brasileiro aponta para essa disparidade socioeconômica, na qual casais de alta escolaridade em união conjugal podem prover a seus filhos um ambiente de estabilidade, favorecendo a produção de saúde da gestante e da criança no período perinatal. Entre domicílios estendidos, apesar da condição difícil da mãe devido à gestação na adolescência, um suporte importante pode ser provido pela família, atenuando as adversidades. No entanto, a condição mais adversa parece ser enfrentada por mães em domicílios monoparentais, as quais não apenas estão sobre representadas entre aquelas de mais baixa escolaridade, como não contam com a presença e suporte da família no domicílio durante o período perinatal.

É importante destacar que o processo de transição da mortalidade e da fecundidade está fortemente associado à mudança nos padrões de arranjos domiciliares no Brasil e no mundo. Ao mesmo tempo em que os níveis da TMI se associam aos níveis de TFT devido ao efeito de substituição (VAN SOEST; SAHA, 2018), a sobrevivência e saúde infantil podem ser igualmente influenciadas negativamente pelo tamanho do arranjo domiciliar, principalmente quando este conta com um elevado número de crianças residentes. Esse contexto é característico de países em desenvolvimento e em estágios iniciais da transição demográfica, no qual o maior número de crianças residentes se associa a um maior nível de MI (WOLFE; BEHRMAN, 1982). Nesse sentido, a queda da fecundidade ao longo das últimas décadas resultou não apenas na diminuição do nº de filhos tidos, como implicou também na redução do tamanho médio dos arranjos domiciliares. Em paralelo, a diminuição no tamanho dos arranjos domiciliares também se associa à queda da MI, principalmente a de crianças menores que 5 anos (GRANT, 1984; AMIGO et al., 1985).

Nesse sentido, a queda da fecundidade no Brasil e em países de renda média e baixa se explica, em grande medida, pelo aumento na possibilidade de autonomia e planejamento da vida

reprodutiva da mulher, resultando em aumento no intervalo de gestação e maiores níveis de saúde para mães e crianças, bem como no aumento na produção de saúde dos mesmos (GRANT, 1984). Além disso, a queda na fecundidade nesses países também é resultado da queda da MI, da diminuição no tamanho médio dos arranjos domiciliares e do próprio acesso à métodos contraceptivos pelas mulheres (BRADSHAW et al., 2023).

É possível perceber que o processo de transição demográfica transformou o padrão onde a MI se associava a arranjos domiciliares numerosos devido ao grande número de filhos tidos pelas mulheres. Nesse contexto, predominava a mortalidade infantil de crianças até 5 anos de idade, principalmente devido à alta incidência de doenças infecciosas (OMRAN, 1971; AMIGO et al., 1985). Nesse sentido, se antes a MI apresentava uma associação com arranjos domiciliares numerosos, essa tendência pode ter se alterado, na medida em que seus determinantes mais significativos passaram a ser aqueles associados à produção de saúde perinatal, e menos a fatores ambientais.

Em países desenvolvidos, observou-se ao longo da transição demográfica um processo de nuclearização dos arranjos domiciliares, os quais passaram a ser formados cada vez mais pela presença de apenas um núcleo familiar (RUGGLES, 1994). Por outro lado, no Brasil, observou-se também um crescimento expressivo na proporção de arranjos domiciliares estendidos da segunda metade do século XX em diante (WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023), na contramão do que foi observado na Europa e Estados Unidos. Na medida em que o tamanho do arranjo domiciliar estava associado positivamente à MI em contextos pré-transicionais, torna-se interessante investigar como se comporta essa associação em contextos de transição demográfica avançada.

No Brasil, coexistem não apenas arranjos domiciliares variados, de maioria nuclear e estendido, mas igualmente padrões de fecundidade e MI distintos em seu território. A multiplicidade de contextos demográficos e socioeconômicos faz do país um laboratório interessante para investigar a relação entre a MI e o arranjo domiciliar, de forma a compreender melhor como a presença do parentesco residente no domicílio está associado à produção de saúde da gestante durante o período perinatal. Dessa forma, o trabalho contribui também para compreender como a associação entre o parentesco residente no domicílio e a MI se transformou em um contexto de baixa fecundidade e com prevalência do componente neonatal da MI.

1.5. Tipos de domicílios na literatura, mortalidade e saúde infantil

O arranjo familiar nuclear (casal com e sem filhos) é o mais frequente nos domicílios brasileiros, e apresenta uma maior proporção de matrimônios segundo os dados do Censo Demográfico de 2010, o que, sob a perspectiva da estabilidade da família, pode ser mais benéfico para a saúde e desenvolvimento da criança. (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; RIBAR, 2004; AYLLÓN; FERREIRA-BATISTA, 2015; SMITH et al., 2017). Por isso, espera-se um maior nível de produção de saúde e uma menor associação desse tipo de domicílio com a MI.

Um outro tipo de arranjo domiciliar é o monoparental. Ele está sobre representado nas camadas de baixa renda e escolaridade, além de ser visto na literatura como menos benéfico para o desenvolvimento emocional e cognitivo da criança quando comparado a arranjos nos quais ambos os pais estão presentes (RIBAR, 2004; AYLLÓN; FERREIRA-BATISTA, 2015; SMITH et al., 2017). Devido à presença de apenas um parente responsável, este tipo de arranjo tende a apresentar níveis de renda mais baixos, uma tendência à instabilidade nas relações familiares e, conseqüentemente, uma maior exposição ao estresse para a mãe e para gestantes que se encontram nessa situação. Por isso, espera-se que ele esteja associado mais intensamente a MI no Brasil. No caso brasileiro, arranjos domiciliares monoparentais são particularmente relevantes nesta discussão, tendo aumentado significativamente sua proporção nas últimas décadas, sendo em grande maioria chefiados por mulheres (WAJNMAN, 2012).

As famílias estendidas aumentaram muito no Brasil desde meados do século XX, na contramão da tendência de nuclearização das famílias domiciliares observada em outros países e no próprio Brasil (WAJNMAN, 2012). A presença de outros parentes para além do núcleo familiar pode significar uma rede de suporte econômico e social, o que, em certos contextos, pode melhorar a saúde e sobrevivência infantil (SEAR et al., 2002; HOULE et al., 2013; HOULE et al., 2023; CHAPMAN; LUMMAA, 2024) ainda que a presença de parentes dependentes ou um maior número de crianças possa ter o efeito contrário (CHARMARBAGWALA et al., 2003). A família estendida no Brasil pode igualmente significar uma rede de apoio para a gestante durante o período de perinatal, principalmente se esta for jovem, aumentando as chances de sobrevivência infantil durante o período neonatal.

No caso dos domicílios compostos, há pouca literatura acerca da relação desse tipo de arranjo familiar com a saúde e sobrevivência de seus membros, na medida em que ele apresenta em sua composição a presença de não parentes. Além disso, no caso brasileiro, sua proporção é

relativamente baixa em comparação aos arranjos nucleares, estendidos e monoparentais. Ainda assim, será interessante avaliar se a relação da MI com esse tipo de arranjo apresentará alguma semelhança em comparação ao arranjo estendido.

É importante dar ênfase em como a gestação nos diferentes tipos de arranjos domiciliares pode significar diferentes níveis de estresse para a gestante, o que também significa diferentes níveis na produção de saúde durante o período perinatal. Enquanto famílias em arranjos nucleares (casal com e sem filho), estendidos e compostos gozam da presença de parentes para dar suporte à gestante, a falta de parentes em arranjos monoparentais ou unipessoais pode significar um maior nível de exposição da gestante ao estresse, aumentando as chances de que esta adote comportamentos nocivos para sua saúde, como o tabagismo, o alcoolismo, uma alimentação inadequada ou o não comparecimento às consultas pré-natais. A exposição ao estresse e os fatores psicossociais são destacados como determinantes próximos dos desfechos de mortalidade e saúde infantil (SOLAR; IRWIN, 2007), ao mesmo tempo em que apresentam associação significativa com o baixo peso ao nascer (LITTLETON et al., 2010).

Muitos dos trabalhos sobre a relação entre estrutura e composição domiciliar com MI se referem a países da África ou a populações pré-transicionais, onde as relações de parentesco e o contexto socioeconômico e epidemiológico diferem em relação ao que se observa no Brasil em 2010. Outros trabalhos são realizados em países com maior grau de desenvolvimento, buscando entender principalmente o efeito da estrutura e composição domiciliar sobre o desenvolvimento infantil e sua relação com eventos no ciclo de vida. Nesse sentido, achados por vezes contraditórios são observados, devido à multiplicidade de contextos em que os estudos são realizados. De modo geral, não há um corpo de conhecimento elaborado de forma satisfatória na literatura sobre a relação entre a MI e os arranjos domiciliares no Brasil, indicando a necessidade de se investigar essa relação no país e suas possíveis implicações para as políticas públicas. Essa lacuna é importante na medida em que a MI neonatal cresce em relevância na composição da TMI, indicando um cenário onde os determinantes comportamentais, psicossociais da saúde podem ter um efeito significativo sobre o desfecho de saúde e sobrevivência do recém-nascido.

Dentro desse escopo na literatura, o presente trabalho busca compreender como a formação dos domicílios pode representar um fator de risco ou um fator de proteção à saúde da gestante e da criança no período perinatal. Existem disparidades socioeconômicas importantes na formação de cada tipo de arranjo domiciliar, estando os arranjos estendidos e monoparentais mais sujeitos

à fatores que limitam a produção de saúde por meio do nível de renda e educação das mães residentes, enquanto arranjos nucleares tendem a apresentar maior estabilidade em suas uniões conjugais, o que aparenta ser relevante na produção de saúde domiciliar. Dessa forma, os arranjos domiciliares, mesmo representando uma categoria ampla e com muitas agregações, podem apresentar um diferencial na TMI que os coloca como uma categoria a ser investigada, ampliando o entendimento sobre sua disparidade socioeconômica e de saúde e demonstrando potenciais grupos em alto risco de MI.

No geral, a literatura aponta como aspetos relativos à família e ao domicílio são relevantes para a saúde e sobrevivência infantil. O tamanho e composição do domicílio são particularmente relevantes em determinados contextos socioeconômicos vulneráveis, na medida em que domicílios com uma grande quantidade de parentes e membros pode comprometer a saúde da infantil devido à competição por recursos, atenção e cuidados (HEATON et al., 2005). A literatura também mostra como a estrutura e composição do domicílio são importantes, na medida em que o estado civil da mãe tem relação com os níveis de sobrevivência e saúde infantil (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; SILVEIRA et al., 2008; BARR; MARUGG, 2019). Mães e gestantes solteiras se encontram frequentemente em posição socioeconômica vulnerável, o que dificulta o atendimento pré-natal e a produção de saúde durante o período perinatal, resultando em uma maior prevalência de desfechos negativos do nascimento, como o baixo-peso, a prematuridade e o óbito infantil. A estrutura do domicílio também pode favorecer a saúde e sobrevivência infantil através de maior autonomia de decisão sobre a alocação de recursos e planejamento reprodutivo para a mulher (MOSFEQUR et al., 2015).

Evidências na literatura (DUFLO, 2003; RICHARDS et al., 2013) destacam a importância das relações de gênero intra domiciliares para a saúde e sobrevivência infantil, e como a autonomia e aumento educacional das mães podem beneficiar os filhos. Essa tendência é muitas vezes revertida pelos níveis de renda mais baixos de domicílios chefiados por mulheres em países em desenvolvimento (RICHARDS et al., 2013). O fenômeno da chefia feminina do domicílio vem crescendo significativamente no Brasil nas últimas décadas (IBGE, 1970-2022), com potencial de alterar dinâmicas importantes dentro dos arranjos domiciliares. Infelizmente, por necessitar de um enfoque especial e condizente com sua importância, esse fenômeno não será abordado no trabalho.

Existe um corpo de evidências considerável na literatura apontando a relação entre estrutura e composição do domicílio com a saúde e sobrevivência infantil, mas não há evidências

suficientes sobre como a MI pode estar relacionada com o arranjo familiar do domicílio no sentido de uma rede mais ampla de parentes, seja ela estendida, nuclear, composta ou monoparental. Também não há um corpo de estudos satisfatório que olhe para a relação entre arranjo familiar do domicílio, MI e saúde da gestante para o caso brasileiro. Dessa forma, o trabalho contribui para lançar luz sobre a produção perinatal de saúde, investigando não apenas em que medida os diferentes tipos de arranjos familiares estão associados à MI, mas também como os determinantes da MI atuam de forma distinta em cada tipo de arranjo domiciliar.

1.6. Conceitos importantes na demografia da família

A construção das categorias de tipo de arranjos familiares domiciliares mobiliza dois conceitos importantes: estrutura e composição. A composição se refere à presença de parentes ou não-parentes no arranjo domiciliar, enquanto a estrutura se refere à organização e disposição dos membros no domicílio, como o sexo da pessoa responsável, ou se o domicílio é estendido horizontalmente (presença no domicílio de parentes da mesma geração do(a) responsável para além de seu núcleo familiar, como tios ou irmãos) ou verticalmente (presença no domicílio de parentes de geração variadas em relação à(o) responsável pelo domicílio e seu núcleo, como pais e filhos). Nesse sentido, as categorias de arranjo domiciliar analisadas devem ser compreendidas a partir desses dois conceitos, pois se diferenciam tanto pela composição como pela estrutura.

O conceito de família pode ter diversas interpretações. Para o IBGE, ele está fortemente ligado à “família nuclear”, o que permite a classificação de mais de uma família dentro de um mesmo domicílio, caso este seja composto por mais de um arranjo nuclear. Imagine o seguinte arranjo domiciliar hipotético:

Casal + Filha do casal + Filho da filha (neto do casal) = 2 Famílias (IBGE)

Segundo a classificação do IBGE em suas pesquisas domiciliares, neste arranjo estão presentes dois arranjos nucleares e, portanto, duas famílias conviventes. As categorias de arranjos domiciliares empregadas por este trabalho, as quais se dividem em nucleares, estendidos, compostos e monoparentais, por outro lado, se baseiam nas relações de *parentesco entre residentes* (PER) do arranjo domiciliar. O modelo PER também tem como base o modelo de família nuclear e suas variações, mas se limita a não tratar como um caso especial a formação de mais de um arranjo nuclear nos arranjos domiciliares. Dessa forma, a situação hipotética do arranjo domiciliar acima é aqui classificada da seguinte forma:

Casal + Filha do casal + Filho da filha (neto do casal) = 1 Família (PER)

O modelo de classificação PER é proposto por Medeiros e Osório (2001), e se mostra mais adequado quando a análise busca compreender aspectos relativos à distribuição intrafamiliar de recursos como rendimentos, tempo e serviços. Nesse sentido, tratar a filha do casal e seu filho como uma família própria, não parece adequado, tendo em visto que compartilham de um mesmo espaço de convivência e distribuição de recursos. Na sociedade brasileira, a coresidência tem um papel importante, sendo a distribuição intrafamiliar de recursos mais intensa entre aqueles que residem em um mesmo domicílio (MEDEIROS; OSÓRIO, 2001). As categorias de arranjos domiciliares aqui empregadas seguem a linha do modelo PER, e são também base para outros estudos no campo da demografia da família (WAJNMAN, 2012; GANDRA, 2023), por abarcarem de forma satisfatória a realidade dos arranjos domiciliares no Brasil.

A noção de família para o modelo de classificação PER, bem como nas pesquisas domiciliares do IBGE, está estritamente vinculada à existência de uma relação de parentesco entre, no mínimo, um indivíduo com a pessoa de referência responsável pelo domicílio. A depender da pessoa classificada como responsável pelo domicílio, diferentes arranjos familiares podem ser determinados para um mesmo grupo de residentes, limitação que dificilmente é contornada em estudos com pesquisas domiciliares na área da demografia da família.

O IBGE utiliza o conceito de domicílio para se referir à estrutura física que delimita o local de habitação, bem como ao grupo de pessoas que nele residem. Esse grupo de moradores pode ser classificado como um *arranjo domiciliar*, termo que permite diferenciar a estrutura física do domicílio da organização de pessoas que nele residem. Por buscar compreender essencialmente a relação entre a TMI e a organização e composição dos membros familiares que residem no domicílio, julgou-se mais adequado trabalhar com o conceito de arranjo familiar do domicílio.

A definição de domicílio adotada no trabalho é a mesma adotada pelo IBGE. Por isso, entende-se um domicílio como uma unidade habitacional separada e com acesso restrito e independente, sem a necessidade de passar por outros domicílios para entrar, permitindo que as pessoas se isolem da sociedade e realizem as despesas e atividades necessárias para sua subsistência (IBGE, 2000).

II. CAPÍTULO – METODOLOGIA

2.1. Fonte dos dados, unidade de análise e limitações empíricas e teóricas

Os dados para a realização do trabalho fazem parte da amostra do Censo Demográfico brasileiro de 2010, no qual estão disponíveis não apenas as informações necessárias para relacionar o tipo de arranjo domiciliar com a TMI, mas também as características socioeconômicas dos domicílios. A escolha pelo Censo Demográfico de 2010 se justifica pela ausência dos microdados do Censo demográfico de 2022, necessários para a realização da pesquisa, bem como pela presença dos quesitos necessários para relacionar a MI com os tipos de arranjos domiciliares. A escolha pelo Censo Demográfico de 2010 também se justifica por ser aquele que possui os quesitos disponíveis mais atualizados para investigar a relação entre a MI e o tipo do arranjo domiciliar em um contexto de transição demográfica avançada. A investigação do tema em Censos anteriores também é de grande importância, mas demandaria um enfoque temporal e metodológico específico, razão pela qual manteve-se a escolha de trabalhar apenas com o Censo Demográfico mais atualizado.

A escolha do Censo Demográfico também se justifica pela natureza demográfica e socioeconômica da pesquisa. Uma outra fonte alternativa seria o uso do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Datasus, Ministério da Saúde. Infelizmente, nesta fonte de dados, não se encontram presentes informações sobre a presença de parentes e dos arranjos domiciliares da família da gestante. A existência ou não de óbito infantil associado a mães residentes nos domicílios é obtida partir de dois quesitos principais de fecundidade presentes no questionário da amostra:

1 - Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (sim ou não);

2 - Este(a) filho(a) estava vivo em 31 de julho de 2010 (sim ou não).

A segunda pergunta é respondida apenas naqueles domicílios onde a mãe, ou algum outro morador, tenha respondido sim à primeira pergunta. Caso a resposta da segunda pergunta seja não, é contabilizado um óbito infantil associado ao domicílio e à mãe residente. Dessa forma, a unidade de análise da pesquisa é constituída por uma amostra de mães residentes em domicílios onde se reportou a existência de filho nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010. Isso significa que o nascimento e óbito infantil são associados à respectiva mãe residente no domicílio.

O Censo Demográfico especifica o tipo de unidade doméstica (unipessoal, nuclear, estendida ou composta), variável que traz a estrutura do arranjo familiar do domicílio. O Censo também traz a variável que especifica a composição do núcleo familiar das famílias únicas e conviventes principais no domicílio. Como se pode observar, o modelo de classificação de família no Censo Demográfico do IBGE é ligado ao conceito de “família nuclear”, e por isso um grupo de parentes residente em um domicílio pode ser classificado como uma família nuclear única ou dividido em famílias nucleares conviventes.

A partir da junção das variáveis apontadas anteriormente, é possível construir uma categorização de arranjos familiares domiciliares mais detalhada que aquela especificada apenas na variável do tipo de unidade doméstica, abarcando de forma satisfatória a realidade das famílias domiciliares no Brasil. Dessa forma, os tipos de arranjos domiciliares são classificados em: 1) Unipessoal; 2) Monoparental; 3) Nuclear (casal sem filho); 4) Nuclear (casal com filho); 5) Estendido e 6) Composto. É importante destacar que os domicílios monoparentais fazem parte da categoria de arranjos nucleares, mas, por serem analisados na literatura como um tipo separado de arranjo domiciliar, foi feita a escolha de manter esta separação no presente trabalho. Domicílios unipessoais e nucleares (casal sem filho), no momento do óbito infantil são, na verdade, domicílios monoparentais e nucleares (casal com filho), tendo em vista a presença do recém-nascido. Por isso, a análise do diferencial da TMI se dá entre os arranjos domiciliares nucleares (casal com filho), monoparentais, estendidos e compostos.

A partir do diferencial de óbitos infantis por tipo de domicílio, é possível estimar uma taxa de mortalidade infantil (TMI) relativa ao número de nascimentos e óbitos infantis reportados em cada tipo de arranjo domiciliar domicílio nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. A TMI é obtida a partir da seguinte fórmula:

$$TMI = \frac{\text{Total de óbitos infantis}}{\text{Total de nascimentos}} * 1000 \quad (1)$$

Ela especifica que a taxa é obtida pela razão entre o número de óbitos infantis em relação ao número de nascimentos multiplicado por 1000 no período de 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, sendo associada a mães residentes dentro de cada tipo de arranjo domiciliar.

Sabe-se que em pesquisas domiciliares com o Censo Demográfico, duas fontes de erros são de particular relevância: os erros de cobertura da população e os erros de declaração, os quais são de particular relevância estratos populacionais de baixa renda e escolaridade (CELADE, 2014; DUARTE et al., 2016). Nesse sentido, é importante ressaltar que estas fontes de erro devem ser consideradas no escopo da análise realizada.

Ao se trabalhar com as respostas individuais, tal como no presente trabalho, pode existir tanto um erro em relação ao período de referência, como um erro de omissão de nascidos-vivos que vieram a óbito. A resposta à pergunta se este filho estava vivo em 31 de julho de 2010 depende de uma resposta sim à pergunta sobre a existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores à data de referência do Censo. Dessa forma, o trabalho assume o pressuposto de que não há viés de seletividade em relação ao erro do período de referência das duas perguntas, de modo que tanto as respostas relativas à existência de nascido-vivo como se este estava vivo em 31 de julho estão sujeitas às mesmas chances de erros relativos ao período de referência, mantendo inalterada a razão entre óbitos e nascidos-vivos. Por outro lado, esse tipo de resposta também pode apresentar problemas de omissão de nascidos-vivos que vieram a óbito, o que teria por consequência a subestimação da TMI. Duarte (2016) mostra que há maior incidência de erros de declaração quando a entrevista é feita com entrevistados do sexo masculino, de baixa escolaridade, mais velhos e residentes em domicílios com maior vulnerabilidade socioeconômica (DUARTE, 2016). Nesse sentido, deve-se levar em consideração a possibilidade de um padrão de omissão de nascidos-vivos que vieram a óbito entre estratos populacionais de baixo nível socioeconômico, para os quais a TMI pode estar subestimada. Apesar disso, é importante ressaltar que tanto o problema do erro em relação ao período de referência como o da omissão de nascidos-vivos que vieram a óbito são cada vez menores em Censo Demográficos mais recentes, levando a crer na confiabilidade da informação reportada.

Há no Censo Demográfico uma cobertura satisfatória dos óbitos infantis pelos quesitos utilizados, a qual permite a realização de uma análise descritiva e inferencial sobre o fenômeno investigado. Infelizmente, a produção de estudos que utilizam os quesitos em questão para analisar a MI é praticamente inexistente. A maioria dos trabalhos utiliza os quesitos do questionário de mortalidade, o qual permite ter uma compreensão acerca da idade e sexo da pessoa falecida. Para o propósito do presente trabalho, o uso das perguntas sobre filhos tidos e filhos sobreviventes nos últimos 12 meses se mostrou mais adequado devido à cobertura mais

completa da contagem dos eventos, ainda que não seja possível saber o sexo nem o mês do falecimento do recém-nascido com exatidão.

O trabalho se ancora no pressuposto de que a MI representa um indicador válido e satisfatório para destrinchar tendências na produção de saúde durante o período perinatal nos principais tipos de arranjos domiciliares que fazem parte da realidade brasileira. Ainda que os dados apresentem limitações importantes, a investigação da associação entre as variáveis estudadas permanece como um objetivo tangível, na medida em que estão presentes as principais informações necessárias para a realização de uma análise macro e micro sobre a produção domiciliar de saúde no Brasil. Por outro lado, é importante ressaltar que variáveis relacionadas à condição prévia de saúde física e psicológica da gestante, bem como fatores de risco para o óbito neonatal como a prematuridade, baixo-peso, hospitalização, dentre outras afecções perinatais, não estão presentes nos dados analisados. Por isso, o trabalho tem sua delimitação dentro da análise demográfica e socioeconômica, ainda que esteja analisando a produção domiciliar de saúde durante o período perinatal.

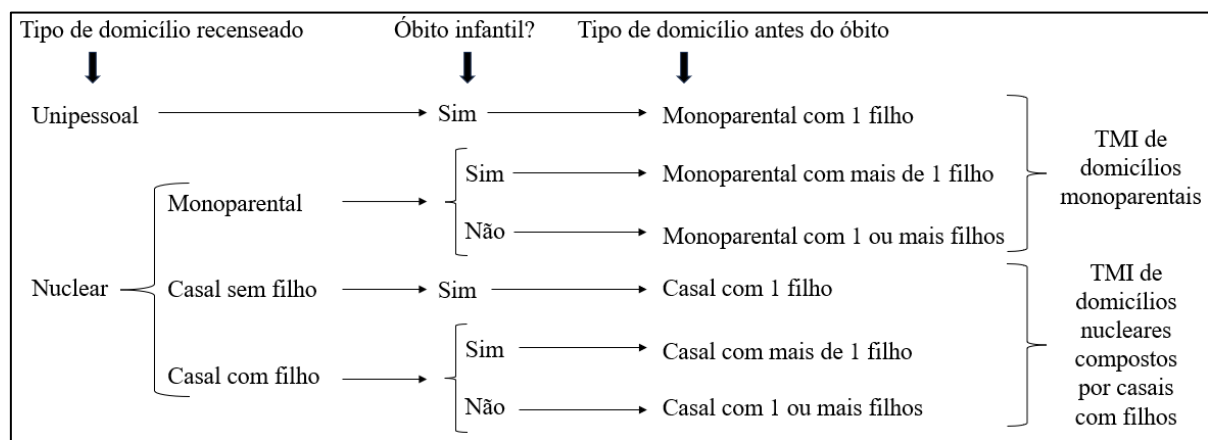
2.2. O problema na TMI dos domicílios unipessoais e nucleares formados por casais sem filhos

Existe um problema a ser abordado quando se busca calcular a TMI dos arranjos domiciliares unipessoais e nucleares (casais sem filhos). Como será destacado na análise descritiva, a TMI desses tipos de arranjos domiciliares é desproporcionalmente maior que as demais (640,9 e 605,1 para domicílios unipessoais e de casais sem filhos respectivamente), ao mesmo tempo em que sua proporção da amostra é quase insignificante. Deve ser enfatizado que domicílios unipessoais e nucleares (casais sem filhos), no momento do óbito infantil, não devem ser categorizados como tais, mas como domicílios monoparentais e nucleares (casais com filhos) respectivamente, dada a presença da criança ou do recém-nascido no momento do óbito na composição do domicílio. Por isso, não é coerente trabalhar com uma TMI para esses tipos de arranjos domiciliares, visto que ela estará superestimada devido ao efeito de seleção de domicílios monoparentais e nucleares (casal com filhos) nos quais ocorreu o óbito infantil do único recém-nascido presente em sua composição. Além disso, a ausência de filhos indica necessariamente que o filho tido veio a óbito, ou que este não se encontra no domicílio.

O entendimento de como deve ser classificado a TMI para domicílios unipessoais e nucleares (casal sem filho) pode ser observado na Figura 2, a qual descreve como a classificação atribuída a cada tipo de arranjo domiciliar deve ser transformada no cálculo da TMI. Nesse sentido, a

TMI deve ser calculada agregando as categorias em questão, tendo como pressuposto que o óbito infantil foi o único ocorrido no domicílio e não causou sua dissolução. Os pressupostos citados representam uma limitação na análise, na medida em que se sabe da associação da mortalidade materna com a MI (MILLER; BELIZÁN, 2015; NGUYEN et al., 2019; VEGA et al., 2019), bem como da possibilidade de o óbito ter provocado mudanças na estrutura e no tipo do arranjo domiciliar.

Figura 2 - Esquematização da TMI para domicílios monoparentais e nucleares (casal com filhos)



Fonte: Elaboração própria.

O pressuposto de que o óbito infantil não alterou o tipo e a estrutura do domicílio representa uma limitação inerente a uma análise de período. Em uma análise longitudinal, a estrutura e composição do domicílio podem variar significativamente do início ao fim da observação. Por isso, analisar o domicílio em um único ponto no tempo, como feito no presente trabalho a partir de dados transversais, não captura as múltiplas mudanças demográficas possíveis no ambiente familiar do domicílio. Com a tendência de aumento dos divórcios e separações nos arranjos familiares brasileiros ao longo das últimas décadas, o uso de dados longitudinais passou a ser mais frutífero no estudo da demografia da família, por ser capaz de dar enfoque mais específico nas transições familiares que ocorrem ao longo do tempo (SMITH et al., 2017).

2.3. Descrição das variáveis e da metodologia descritiva

A investigação da relação entre os tipos de arranjos domiciliares com a TMI a partir do Censo Demográfico brasileiro de 2010 é feita, em um primeiro momento, a partir de uma análise descritiva a nível macro. Ela tem por objetivo situar a unidade de análise (mães residentes em arranjos domiciliares onde se reportou a existência de filho nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010) a partir de seu padrão socioeconômico e etário.

A análise é realizada a partir da renda per capita e domiciliar, escolaridade, estado civil, índice de saúde do município da mãe e idade da mãe. Essas são as principais variáveis socioeconômicas e demográficas identificadas na literatura responsáveis por alterar os níveis de saúde das mães residentes durante o período perinatal. A variável raça não foi incorporada por não representar um determinante clássico da MI. Apesar disso, permanece o fato de que sua ausência representa uma limitação importante na análise, dada sua importância para o contexto brasileiro. O sexo do recém-nascido também é uma variável importante associada à sobrevivência e saúde infantil (HILL; UPCHURCH, 1995), mas, infelizmente, não estava incluída nos quesitos do Censo Demográfico utilizados. Em todas as variáveis em que se encontravam observações não disponíveis, classificadas como “NA” no banco de dados, foi feita uma redistribuição dessas observações relativa à proporção das categorias da variável analisada. Apesar disso, apenas aproximadamente 1,3% das observações na amostra de mulheres que reportaram um nascimento apresentavam informações não disponíveis dessa natureza. A seguir estão presentes a forma como cada variável foi criada e o resultado esperado a partir de evidências na literatura.

2.3.1. Renda per capita e domiciliar

A análise da relação entre a TMI com a renda se mostrou particularmente complexa, com resultados por vezes inesperados, o que resultou na adoção de três estratégias principais na análise descritiva, de modo a ampliar o entendimento sobre o fenômeno. O recorte de renda per capita foi elaborado a partir da variável V6531, a qual indica o rendimento domiciliar per capita do domicílio. A descoberta de uma associação positiva entre a TMI e a renda per capita devido a arranjos domiciliares onde residem mães de idade avançada e com maiores retornos financeiros devido à idade (BECKER, 1962) sugeriu a possibilidade de existir uma relação espúria³ entre essas duas variáveis. Esse resultado não encontra respaldo na literatura sobre o tema (CHARMARBAGWALA et al., 2003). Por isso, foi feita a escolha de se realizar também a análise da relação entre a TMI com a renda domiciliar total do domicílio, obtida pela multiplicação entre o número de residentes e a renda per capita, de modo a comparar as duas abordagens. Por fim, também foi analisada a relação da TMI com a renda per capita média⁴ do

³ A relação espúria ocorre quando a relação aparentemente significativa entre duas ou mais variáveis é explicada, na verdade, por uma terceira variável não considerada. Nesse caso, a relação positiva entre a renda per capita e a MI parece ser explicada pela interação da renda per capita com a idade da mãe.

⁴ Foram utilizados na construção da variável renda per capita média municipal apenas as informações que estão dentro do intervalo interquartil da distribuição da variável V6531, de maneira a remover outliers e ter uma informação mais homogênea a nível municipal.

município, a qual não pode ser desagregada pelos tipos de arranjos domiciliares devido à natureza agregada da variável a nível do município. Todas três variáveis elaboradas são divididas em quintis. Para a variável de renda per capita (nível individual da mãe residente), o 1º quintil é referente à 20% das mães com menor nível de renda per capita, enquanto o 5º quintil é referente à 20% das mães com maior renda per capita. A mesma estratégia foi adotada para a variável de renda domiciliar (nível domiciliar) e da renda média municipal (nível municipal), na qual os quintis são referentes à divisão respectiva da renda domiciliar total e da renda per capita média do município. Por ser um importante determinante da mortalidade e saúde infantil, espera-se uma relação negativa entre a TMI e a renda na análise realizada. (REIS; CRESPO, 2009).

2.3.2. Escolaridade

A variável escolaridade da mãe utilizada se divide em 4 categorias: 1- Ensino fundamental incompleto, 2- Ensino fundamental completo, 3- Ensino médio e 4- Ensino superior. A escolaridade da mãe é uma variável de enorme importância para a saúde e sobrevivência infantil (THOMAS et al., 1990). Espera-se que o aumento no nível educacional das mães esteja associado à menores níveis da TMI na análise realizada.

2.3.3. Estado civil

O estado civil da mãe residente se divide em 5 categorias: 1- Casada, 2- Separada, 3- Divorciada, 4- Viúva e 5- Solteira. O casamento é apontado na literatura como um fator protetivo para a saúde da gestante e da criança (RIBAR, 2004), razão pela qual se espera um menor nível na TMI para arranjos familiares nos quais as mães residentes são casadas. É importante ressaltar que, para o contexto brasileiro, casais em união consensual constituem parte relevante dos arranjos domiciliares nucleares. No entanto, no Censo Demográfico brasileiro de 2010 não está disponível a categoria união consensual. Nesse sentido, mulheres classificadas como separadas podem estar, na verdade, em uma união consensual.

2.3.4. Índice de saúde municipal

A informação sobre a qualidade do atendimento de saúde é de difícil obtenção a nível individual ou até mesmo a nível municipal. Frente a essa dificuldade, foi feita a escolha de se trabalhar com a adequação à frequência de consultas pré-natal das mães durante o período perinatal por nascimentos e por município, como uma *proxy* da qualidade do serviço de saúde a nível individual. Essa informação é obtida no Sistema de Informação Sobre Nascidos Vivos

(SINASC). Existem quatro categorias para indicar a adequação da mãe ao número de consultas pré-natal: 1- Nenhuma consulta, 2- De 1 a 3 consultas, 3- De 4 a 6 consultas, e 4- 7 ou mais consultas. A pequena proporção de nascimentos para os quais se ignora a quantidade de consultas pré-natal da mãe, foi redistribuída relativamente à proporção de cada categoria frente ao total de nascimentos do município.

Para cada município, a proporção de nascimentos em cada categoria de frequência pré-natal da mãe durante o período perinatal foi multiplicada por um peso da seguinte forma:

1- A proporção 1 (P1) foi multiplicada por 0,25 quando a mãe não compareceu a nenhuma consulta do pré-natal;

2- A proporção 2 (P2) foi multiplicada por 0,5 quando a mãe compareceu de 1 a 3 consultas do pré-natal;

3- A proporção 3 (P3) foi multiplicada por 0,75 quando a mãe compareceu de 4 a 6 consultas do pré-natal;

4- A proporção 4 (P4) foi multiplicada por 1 quando a mãe compareceu a mais de 7 consultas do pré-natal;

$$\text{Índice municipal de saúde} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(P1 * 0,25 + P2 * 0,5 + P3 * 0,75 + P4 * 1)}{4} \quad (2)$$

O procedimento acima resultou em uma distribuição contínua de 0 a 1 com um valor associado a cada município, o qual foi subdividido em quintis. Os municípios associados aos menores valores receberam o índice de saúde 1, enquanto aqueles municípios com os maiores valores receberam o índice de saúde 5, o qual indica maior frequência no atendimento pré-natal das mulheres no período perinatal para estes municípios.

Uma limitação importante do índice de saúde elaborado é o fato de que ele representa um agregado do município, enquanto a unidade de análise da pesquisa é referente a mulheres que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. Isso significa que o índice incorpora tanto mulheres que passaram por uma frequência pré-natal inadequada como

adequada. Infelizmente, na ausência de informações a nível individual sobre saúde no Censo Demográfico, essa foi a melhor estratégia encontrada. Também merece destaque problemas na confiabilidade da informação do SINASC sobre a adequação ao pré-natal coletadas em entrevistas com a puérpera (PEDRAZA, 2021). A adequação do atendimento pré-natal de qualidade é essencial para evitar desfechos negativos durante o período perinatal, o que inclui tanto a gestação como o parto e pós-parto (PREZOTTO et al., 2023). Por isso, espera-se que exista uma associação negativa entre a TMI e o índice de saúde elaborado.

2.3.5. Idade da mãe

A idade da mãe foi analisada por intervalos etários quinquenais do período reprodutivo, do intervalo 10 - 14 anos, ao intervalo 55 - 59, abarcando a totalidade dos casos de mães que reportaram o nascimento de um recém-nascido nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. A idade da mãe tem implicações importantes na sobrevivência infantil, estando a gravidez na adolescência e a gravidez em idades mais avançadas no período reprodutivos associadas à desfechos negativos do nascimento (LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011). Por isso, espera-se uma maior TMI nos arranjos domiciliares nos quais a mãe é adolescente ou com idades avançadas no período reprodutivo.

2.4. Descrição do modelo logístico e das variáveis do modelo

De modo a compreender como as características demográficas e socioeconômicas das mães residentes exercem efeito sobre a MI entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares, foi feito o uso do modelo logístico. Tendo em vista a natureza da variável de interesse (existência ou não de um óbito infantil nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico brasileiro de 2010), o modelo logístico se mostrou o mais adequado por ser utilizado para modelar a relação entre uma variável dependente binária com uma ou mais variáveis independentes.

O objetivo da pesquisa consiste em compreender a relação entre a MI e os tipos de arranjos domiciliares no Brasil, a partir do Censo Demográfico brasileiro de 2010. Isso implica não apenas compreender como a TMI se comporta entre esses diferentes grupos na população, mas também como os determinantes analisados podem atuar de forma distinta sobre a MI entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares. Além disso, o trabalho tem igualmente o objetivo de situar a associação entre o arranjo domiciliar e a MI no contexto de transição demográfica avançada em que prevalece a MI neonatal. Se antes da transição a MI estava associada à alta fecundidade e à arranjos domiciliares numerosos devido ao alto número de crianças residentes,

não está claro como essa associação se comporta no contexto de mudança nos padrões de MI e de arranjos domiciliares decorrente da transição demográfica.

A estratégia adotada na aplicação do modelo logístico implicou em três etapas principais. Primeiramente foi feita a aplicação apenas com as categorias de arranjos domiciliares como variável explicativa, de forma a compreender o diferencial nas razões de chance entre os arranjos domiciliares em reportar um óbito infantil nos 12 meses anteriores à realização do Censo Demográfico. Em seguida, foram introduzidas as demais variáveis independentes no modelo, de forma a estimar seu efeito geral nas razões de chance de a mãe residente ter reportado um óbito infantil. Por fim, o modelo principal foi desagregado por tipos de arranjos domiciliares, permitindo estimar o efeito das variáveis explicativas separadamente entre arranjos nucleares, estendidos, monoparentais e compostos.

A variável dependente é a existência ou não de um óbito infantil no domicílio nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. O Quadro 1 descreve resumidamente as variáveis independentes incluídas no modelo, bem como justifica sua escolha através da literatura sobre os determinantes da MI. Parte importante dessas variáveis (escolaridade, estado civil, renda domiciliar, idade da mãe e índice de saúde) já foi explicada na descrição das variáveis da análise descritiva. Já as variáveis número de crianças residentes, número de idosos residentes e Unidade da Federação do domicílio estão presentes apenas na análise feita através da aplicação do modelo logístico. É importante destacar que devido ao alto número de categorias referentes à variável UF, seus resultados não serão apresentados.

Quadro 1 – Descrição das categorias das variáveis independentes, da relação esperada com a MI, e de sua fonte de dados

Variável	Código das categorias	Relação esperada	Fonte dos dados	Classificação no modelo
Mortalidade infantil	0 – Não 1 – Sim	Não se aplica	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Dependente

Escolaridade da mãe	-Ensino fundamental incompleto (categoria de referência) -Ensino fundamental completo -Ensino médio -Ensino superior	A escolaridade da mãe é uma variável de enorme importância para a saúde e sobrevivência infantil (WOLFE; BEHRMAN, 1982; THOMAS et al., 1990; PEÑA et al., 2000). Espera-se que o aumento no nível educacional das mães esteja associado à uma menor chance de óbito infantil.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Estado civil da mãe	-Casada (categoria de referência) -Separada -Divorciada -Viúva -Solteira	O casamento é apontado na literatura como um fator protetivo para a saúde da gestante e da criança (RIBAR, 2004), razão pela qual se espera uma menor chance de MI associado a mães residentes casadas.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Quintil de renda domiciliar	Quintis de renda total do domicílio, do 1º quintil (categoria de referência) ao 5º quintil.	A renda é um determinante da mortalidade e saúde infantil (CHEN; MOSLEY, 1982; KIM; SAADA, 2013). Apesar disso, a literatura aponta uma relação mais significativa desta variável com a mortalidade de 1 a 4 anos de vida (CHARMARBAGWALA et al., 2003). Ainda assim, espera-se que a chance de MI seja menor nos quintis de menor renda domiciliar.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Índice de saúde municipal	Índice de saúde de 1 (categoria de referência) a 5. 1 representa uma pior frequência pré-natal no município da mãe.	A adequação do atendimento pré-natal de qualidade é essencial para evitar desfechos negativos durante o período perinatal (PREZOTTO et al., 2023). Por isso, espera-se que a chance de se reportar um óbito infantil seja maior em arranjos domiciliares associados à índices municipais de saúde menores.	SINASC	Independente

Idade da mãe	Idade da mãe em grupos etários quinquenais de 10-14 a 55-59 anos. A categoria de referência é o grupo etário quinquenal de 25 a 29 anos.	A idade da mãe tem implicações importantes na sobrevivência infantil (LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011). Por isso, espera-se uma maior chance de MI em arranjos domiciliares nos quais a mãe é adolescente ou já está em idade avançada no período reprodutivo.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Unidade da Federação (UF)	27 Unidades da Federação (categoria de referência: Minas Gerais)	Devido aos diferenciais importantes nos padrões regionais de MI e no Brasil (BARUFI et al., 2012), o controle regional passa a ter uma função importante na análise do modelo logístico.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Nº de crianças residentes no domicílio	Número de crianças residentes de 1 a 14 anos (categoria de referência: 0 crianças residentes)	Tendo e vista a associação entre a MI e arranjos domiciliares com alto número de crianças observada nos estágios iniciais da transição demográfica (GRANT, 1984; AMIGO et al., 1985), torna-se interessante investigar como se comporta essa associação no contexto de transição demográfica avançada.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Nº de idosos residentes	Número de indivíduos residentes com 60 ou mais anos (categoria de referência: 0 idosos residentes)	A presença de parentes idosos pode implicar em competição por tempo e cuidado (CHARMARBAGWALA et al., 2003) em relação à gestante no período perinatal. Por isso, é interessante controlar pela presença desse tipo de residente no arranjo domiciliar	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente
Tipo de arranjo domiciliar	-Nuclear (categoria de referência) -Monoparental -Estendido -Composto	Espera-se que gestantes que contam com o apoio de outros parentes em seus arranjos domiciliares tenham uma menor chance de reportar um óbito infantil.	Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Independente

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis selecionadas representam os principais determinantes socioeconômicos e alguns determinantes próximos, como a idade da mãe. Infelizmente, devido à natureza da fonte de dados (Censo Demográfico), não foi possível incluir no modelo uma série de variáveis de

grande importância na explicação da MI. Estão entre elas o peso e demais características de saúde do recém-nascido (LEMONS et al., 2001; PREZOTTO et al, 2023), intervalo de gestação (CHEN; MOSLEY, 1984; GRANT, 1984), idade gestacional do recém-nascido (KANG et al., 2022; PREZOTTO et al, 2023), adequação do processo de amamentação (CHARMARBAGWALA et al., 2003), dentre outras variáveis de saúde. Também não está presente na fonte dos dados variáveis relativas ao comportamento de saúde da gestante durante o período perinatal (SHAH; BRACKEN, 2000; SURITA et al., 2020), tampouco se ela foi submetida a níveis de estresse significativos que possam influenciar o desfecho do nascimento (RAMSEY et al., 1986; LOBEL et al., 2008). Nesse sentido, o modelo fica limitado a estimar o efeito de variáveis socioeconômicas e demográficas sobre a chance de a mãe residente no domicílio reportar um óbito infantil. Espera-se que, ainda assim, seja possível destrinchar tendências relevantes no diferencial de MI entre os tipos de arranjos domiciliares, tendo a clareza de que se trata de uma aproximação no entendimento da relação entre essas duas variáveis investigadas, sendo, portanto, impossível inferir qualquer causalidade entre elas.

O modelo de regressão logística é uma ferramenta estatística usada para modelar a relação entre uma variável dependente binária e uma ou mais variáveis independentes. Neste caso, a variável binária de interesse Y é a existência ou não de um óbito infantil nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, podendo assumir o valor 1 em caso de óbito infantil, ou 0 em caso de não ter sido reportado um óbito infantil. O objetivo do modelo logístico é prever a probabilidade da variável de interesse Y ocorrer, dado a presença de uma ou mais variáveis independentes X_i .

Diferente da regressão linear, onde o ajuste dos dados é feito a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), na regressão logística, seu uso é impossibilitado devido à natureza binária da variável dependente. Em vez disso, utiliza-se a função de máxima verossimilhança, a qual tem como propósito encontrar o ajuste que maximiza a probabilidade de observar o conjunto de dados disponíveis.

Para um conjunto de n observações, com variáveis independentes X_i , a verossimilhança é o produto da probabilidade de todas as observações:

$$V(\beta) = \prod_{k=1}^n P(Y_k = y_k | X_k; \beta) \quad (3)$$

A equação 3 indica a multiplicação da probabilidade de cada observação k , do conjunto de dados n , condicionada às variáveis independentes X_i e coeficientes β_i . No contexto da regressão logística, a probabilidade de uma observação $Y_k = 1$, ou seja, de a mãe residente ter reportado um óbito infantil, dado o conjunto de variáveis X_i , é modelada pela função logarítmica:

$$P(Y_k = 1 | X_k; \beta) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{k1} + \beta_2 X_{k2} + \dots + \beta_k X_{ki})}} \quad (4)$$

A probabilidade expressa na equação 4 pode ser simplificada da seguinte forma:

$$\pi_k = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{k1} + \beta_2 X_{k2} + \dots + \beta_k X_{ki})}} \quad (5)$$

Sendo a probabilidade de $Y_k = 0$ expressa como $\pi_k - 1$. Assim, a verossimilhança total pode ser expressa por:

$$V(\beta) = \prod_{k=1}^n \pi_k^{y_k} (1 - \pi_k)^{1 - y_k} \quad (6)$$

No método de regressão logística, com o intuito de facilitar a maximização, aplica-se o logaritmo da verossimilhança, ou seja, a soma do logaritmo das probabilidades, a partir da seguinte equação:

$$\text{Log } V(\beta) = \sum_{k=1}^n [y_k \log \pi_k + (1 - y_k) \log(1 - \pi_k)] \quad (7)$$

Diferente da regressão linear, na regressão logística os valores no eixo y , referente à variável dependente, podem assumir valores 0 e 1, quando a variável independente for contínua. Por isso, o ajuste através da função de máxima verossimilhança se dá por uma curva em formato de S. Através da transformação logarítmica, as probabilidades da curva ajustada entre 0 e 1 são transformadas em logaritmos de razões de chance (RC) da variável dependente, estabelecendo

uma relação linear podendo ir de $+\infty$ até $-\infty$. A transformação logarítmica é feita da seguinte forma:

$$\text{logit}(\pi_k) = \log\left(\frac{\pi_k}{1 - \pi_k}\right) \quad (8)$$

Ela permite transformar a probabilidade π do evento de interesse Y ocorrer. Assim, o eixo y passa a representar o logaritmo das RC, e os coeficientes e interceptos são lidos nesses termos. Para interpretar os coeficientes de variáveis categóricas, como no caso do presente trabalho, é preciso aplicar o teste t . Ele permite estabelecer o quanto o logaritmo da RC de se observar o evento de interesse (óbito infantil), dada as categorias das variáveis independentes X_i , se desvia em termos de desvios padrões em relação ao logaritmo da RC de se reportar um óbito infantil da categoria de referência da variável X_i .

A equação que indica a probabilidade p do evento Y dado o conjunto de variáveis independentes é:

$$\log(\pi_k) = \beta_0 + \beta_1 \text{ Tipo de arranjo domiciliar} + \beta_{Xi} \quad (9)$$

Onde xi representa o vetor de coeficientes das demais variáveis independentes no modelo⁵. Como no presente trabalho o vetor de variáveis inclui apenas variáveis categóricas, os coeficientes β representam a mudança no logaritmo das RC de a mãe residente ter reportado um óbito infantil em relação à RC de se reportar um óbito infantil da categoria de referência da variável X_i . Para interpretá-los apenas em termos de RC, aplicamos a exponenciação (transformação exponencial) aos coeficientes:

$$RC_k \text{ (Razão de Chance)} = e^{\beta_k} \quad (10)$$

Onde RC_k é a razão de chance de a mãe residente reportar um óbito infantil associada à variável X_k . A interpretação das RC é mais intuitiva, motivo pelo qual foi feita a escolha de apresentar os resultados dos modelos dessa forma.

Também é importante verificar se o ajuste realizado pela função de máxima verossimilhança tem potencial explicativo. Esse procedimento pode ser realizado pelo cálculo do R^2 . Em

⁵ Para mais detalhes sobre a regressão logística ver (SPERANDEI, 2014)

regressões lineares, o cálculo do R^2 é feito a partir dos resíduos. Como na regressão logística, os resíduos vão de $+\infty$ a $-\infty$, é preciso encontrar outra forma de comparar um ajuste com potencial explicativo com um ajuste sem potencial explicativo. A equação 11 mostra como ocorre o cálculo do R^2 :

$$R^2 = \frac{lv(nulo) - lv(ajustado)}{lv(nulo)} \quad (11)$$

Ela faz a comparação proporcional de uma medida de ruim com uma medida de ajuste condicionada às variáveis independentes. O $lv(nulo)$ representa a log verossimilhança do modelo nulo (modelo com apenas o intercepto) e $lv(ajustado)$ representa a log verossimilhança do modelo com as variáveis independentes inclusas. Segundo Peterson (2023), um R^2 entre 0,1 e 0,5 é aceitável nos estudos de ciências sociais aplicadas, desde que a maioria das variáveis inclusas no modelo tenha potencial explicativo estatisticamente significativo. O cálculo usado segue a linha do R^2 de McFadden.

Como já ressaltado, o modelo principal foi desagregado entre cada tipo de arranjo domiciliar analisado no trabalho, de forma a poder estabelecer uma melhor compreensão dos coeficientes (βx) entre cada tipo de arranjo. Esta desagregação diminuiu o AIC (*Akaike Information Criterion*)⁶, outra medida que permite a comparação de ajustes entre modelos, e aumentou o R^2 dos modelos desagregados, indicando um maior ajuste da função de verossimilhança entre o logaritmo das probabilidades e as variáveis independentes, bem como sugerindo uma maior homogeneidade na população de mães que reportam um óbito nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico devido à desagregação por tipo de arranjo domiciliar⁷.

Por fim, é importante ressaltar que a regressão logística assume alguns pressupostos para ser empregada como ferramenta de inferência estatística⁸. De todos os pressupostos, aquele que potencialmente pode representar uma limitação na aplicação do modelo pode ser a presença de outliers. Devido à natureza desbalanceada dos dados, o próprio evento de interesse (óbito infantil) é tido como um outlier. No entanto, a presença de um número grande de observações também sugere que não haverá problema na aplicação do modelo logístico aos dados analisados. Outro pressuposto importante diz respeito à relação linear de variáveis dependentes

⁶ O AIC é obtido a partir da seguinte fórmula: $AIC = 2k - 2\ln(L)$; onde k representa o número de parâmetros do modelo, enquanto L representa a verossimilhança do modelo ajustada aos dados.

⁷ As medidas de AIC e R^2 se encontram no Apêndice K.

⁸ Para se aprofundar nos pressupostos da regressão logística, ver Fernandes et al. (2020).

numéricas com o logaritmo das RC da variável dependente. Tendo em vista constatação desse problema em variáveis como a idade da mãe e número de crianças residentes, fez-se a escolha de categorizar essas variáveis. Por isso, todas as variáveis incluídas no modelo são categóricas. Por fim, também é importante ressaltar que não foi constatada multicolinearidade entre as variáveis independentes, confirmando o pressuposto da ausência de multicolinearidade no modelo.

III. CAPÍTULO – RESULTADOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar os resultados do trabalho. Ele se divide em duas partes principais. A primeira parte tem por objetivo apresentar os resultados da análise descritiva, para investigar como a TMI e os óbitos infantis obtidos através do Censo Demográfico brasileiro de 2010 diferem entre os arranjos domiciliares, e quais variáveis socioeconômicas e demográficas demonstram importância nesse diferencial. Ela se inicia por uma análise descritiva das proporções de arranjos domiciliares e de óbitos infantis a eles associados, bem como pela análise da TMI e da taxa de fecundidade total (TFT) entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares. Após isso, é feita uma breve caracterização socioeconômica dos tipos de arranjos domiciliares, com o intuito de estabelecer um entendimento mais claro sobre as condições às quais as mulheres em idade reprodutiva estão submetidas em cada tipo de arranjo domiciliar. Em seguida, é analisado o diferencial na TMI entre os diferentes arranjos domiciliares segundo as variáveis apresentadas na sessão metodológica da análise descritiva. Esse procedimento busca, em última instância, traçar um perfil socioeconômico e etário das mães residentes em domicílios onde foram reportados um nascimento e um óbito infantil nos 12 meses anteriores à realização do Censo Demográfico. Por fim, é feita uma breve conclusão dos resultados da análise descritiva.

A segunda parte do capítulo tem por objetivo apresentar os resultados da aplicação do modelo logístico, com o objetivo de analisar o efeito das diferentes variáveis independentes sobre as razões de chance de se reportar um óbito infantil no arranjo domiciliar da mãe. Esta segunda parte também realiza uma desagregação do modelo logístico por tipo de arranjo domiciliar, de forma a analisar como o efeito das variáveis independentes difere entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares.

3.1. Resultados da análise descritiva

Este capítulo tem por objetivo realizar uma análise descritiva para investigar como a TMI e os óbitos infantis obtidos através do Censo Demográfico brasileiro de 2010 diferem entre os arranjos domiciliares, e quais variáveis socioeconômicas e demográficas demonstram importância nesse diferencial. A amostra principal utilizada na análise é composta pelas mulheres residentes que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico brasileiro de 2010. Em alguns momentos, os dados apresentados serão referentes à amostra geral do Censo demográfico, incluindo todos os domicílios recenseados. É importante

ressaltar que nenhum Censo Demográfico está livre de erros de declaração, sub registro e omissão, e por isso os resultados devem sempre ser lidos com cautela (CELADE, 2014).

A Tabela 1 traz um panorama inicial da proporção de cada tipo de arranjo domiciliar na amostra geral do Censo e na amostra de mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. Na amostra geral, foram recenseados 6.192.332 domicílios, dentre os quais em 212.379 foram reportados um filho tido nos 12 meses anteriores à data de realização do Censo Demográfico. Aplicando-se os pesos relativos à cada domicílio, obtém-se os resultados observados. Como se pode observar, a maioria dos domicílios em números absolutos na amostra geral são nucleares (casal com filho) e estendidos. Também é significativo o número de arranjos unipessoais, monoparentais e nucleares (casal sem filho). Percebe-se também que é nos tipos de arranjos estendidos e nucleares (casal com filho) em que se observa a maior proporção de mães tendo reportado um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico de 2010.

Tabela 1 - Nº total de domicílios por tipo de arranjo na amostra geral do Censo, e na amostra de mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo demográfico brasileiro de 2010

Proporção em relação ao total por tipo de arranjo domiciliar (coluna)	Unipessoal	Monoparental	Nuclear (casais sem filho)	Nuclear (casais com filho)	Estendido	Composto
Nº de domicílios na amostra geral do Censo Demográfico	7.088.476 (99,6%%)	6.179.057 (98,2%)	7.194.367 (99,7%)	23.850.151 (93,2%)	11.347.973 (92,7%)	1.391.426 (95,7%)
Nº de domicílios onde foram reportados um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico	3.045 (0,04%)	111.648 (1,8%)	20.555 (0,3%)	1.620.027 (6,8%)	824.027 (7,3%)	60.394 (4,3%)

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Dentre os 212.379 domicílios nos quais foram reportados um filho tido nos 12 meses anteriores à realização do Censo Demográfico, 3.670 deles também reportaram sua não sobrevivência até a data de realização do Censo, contabilizando, dessa forma, um óbito infantil. Como se observa na Tabela 2, dentre todos os tipos de arranjos domiciliares, os nucleares (casais sem filho) e os unipessoais apresentaram a maior proporção de óbitos em relação ao número de nascimentos, com 37,7% e 39,1% de óbitos respectivamente. Entre os domicílios monoparentais, a proporção de óbitos em relação ao número de nascimentos foi de 2,1%. Os domicílios estendidos e compostos apresentaram, respectivamente, 1,1% e 1,6% de óbitos em relação ao número de nascimentos. Por fim, os arranjos domiciliares do tipo nuclear (casal com filho) apresentaram a mais baixa proporção de óbitos em relação ao número de nascimentos, com 0,56%.

Tabela 2 - N° total de filhos sobreviventes e de óbitos infantis por tipo de arranjo domiciliar na amostra de mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo demográfico brasileiro de 2010

Proporção em relação ao total por tipo de arranjo domiciliar (coluna)	Unipessoal	Monoparental	Nuclear (casais sem filho)	Nuclear (casais com filho)	Estendido	Composto
Filhos sobreviventes	1.860 (60,9%)	109.404 (97,9%)	12.831 (62,3%)	1.611.585 (99,4%)	834.797 (98,9%)	60.999 (98,4%)
Óbitos infantis	1.192 (39,1%)	2.398 (2,1%)	7.764 (37,7%)	9.152 (0,6%)	9.181 (1,1%)	1.001 (1,6%)

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Em uma primeira análise superficial, é possível perceber pela proporção de óbitos em relação ao total de nascimentos entre os diferentes tipos de arranjos que os domicílios nucleares (casais sem filhos) e unipessoais que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo apresentam uma proporção de óbitos muito superior aos demais, ao mesmo tempo em que apresentam uma proporção quase insignificante na amostra (0,8% e 0,1% respectivamente). Também chama a atenção a proporção ligeiramente maior de óbitos infantis nos domicílios monoparentais.

O cenário pode ser mais bem observado na Tabela 3, em que é possível observar a TMI obtida através do Censo Demográfico brasileiro de 2010 para os diferentes tipos de arranjos

domiciliares e para o agregado do Brasil. Percebe-se claramente que a TMI para os arranjos domiciliares unipessoais e nucleares (casais sem filhos) é desproporcionalmente maior que as demais. Esse fenômeno ocorre devido a um efeito de seleção de domicílios nucleares (casais com filhos) e monoparentais (Figura 2) nos quais foram reportados óbitos infantis. Chama a atenção a possibilidade de que os óbitos infantis reportados nesses domicílios possam se tratar do 1º filho tido pela mulher, tendo em vista a ausência de demais crianças recenseadas no domicílio. Tal como registrado pela literatura, tanto a gestação em idades avançadas como a 1ª gestação em mulheres ainda adolescentes podem representar um fator de risco para a sobrevivência infantil (CHEN; MOSLEY, 1984; BUESCHER; MITTAL, 2006; LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011; MENASHE-OREN et al., 2023).

Tabela 3 - Taxa de mortalidade infantil (TMI) por tipo de arranjos domiciliares e pelo agregado do Brasil em 2010

	Brasil	Unipessoal	Nuclear (Monopar ental)	Nuclear (casais sem filhos)	Nuclear (casais com filhos)	Estendido	Composto
TMI	11,7	640,9	21,9	605,1	5,7	11	16,4

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Pela impossibilidade já ressaltada de se trabalhar com uma TMI para arranjos domiciliares unipessoais e nucleares (casal sem filho) justifica-se a agregação dessas categorias em uma TMI monoparental e nuclear (casal com filho) como esquematizado na Figura 1. Na Tabela 4, é possível observar as TMI por tipo de arranjo domiciliar agregando nascimentos e óbitos dos domicílios nucleares (casais sem filhos) e unipessoais com os domicílios nucleares (casais com filhos) e monoparentais, respectivamente. Fica evidente que a TMI dos arranjos monoparentais é consideravelmente maior que a estimada para todo o país a partir dos dados do Censo Demográfico, indicando ser este arranjo mais exposto a fatores de risco para a saúde da gestante e da criança durante o período perinatal. No caso dos arranjos domiciliares compostos, a TMI se mostrou mais alta que a TMI calculada para o agregado do país, sugerindo que este tipo de arranjo também está associado em algum nível a uma menor produção de saúde e cuidado durante o período perinatal. O que de fato chamou a atenção foi o nível semelhante da TMI dos arranjos domiciliares nucleares e estendidos, abaixo da média agregada, sugerindo que estão associados de forma mais intensa à produção de saúde durante o período perinatal, tendo como desfecho menores níveis de MI.

Tabela 4 – Total de óbitos infantis, arranjos domiciliares, taxa de mortalidade infantil (TMI) e taxa de fecundidade total (TFT) por tipo de arranjo domiciliar e pelo agregado, Brasil, 2010

	Brasil	Composto	Estendido	Monoparental	Nuclear
Óbitos	30.688	1.001	9.181	3.590	16.916
Domicílios	2.661.490	62.000	843.978	114.180	1.641.332
TMI	11,7	16,4	11	31,4	10,4
TFT	1,9	2,44	2,37	0,67	1,93

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

É interessante realizar um teste qui-quadrado a partir da proporção de óbito infantis e de arranjos domiciliares presente na Tabela 4, para testar se a distribuição de frequência de óbitos infantis está estatisticamente associada ao tipo de arranjo familiar. Os resultados foram significativos para todas as categorias de arranjos domiciliares a nível de 0,001, indicando que a proporção de óbitos infantis está estatisticamente associada à cada tipo de arranjo em relação à proporção total.

Também é possível observar na Tabela 4 a taxa de fecundidade total (TFT) calculada a partir do método de estimação indireta da TFT P/F de Brass⁹ para os diferentes tipos de arranjos domiciliares. Se em estágios iniciais da transição demográfica altos níveis na TMI se associavam a altos níveis de TFT (VAN SOEST; SAHA, 2018), os resultados da Tabela 4 sugerem que essa associação está menos clara quando se analisa o Censo Demográfico brasileiro de 2010, realizado em estágio avançado da transição demográfica. Enquanto arranjos monoparentais apresentam alta TMI e baixa TFT, o contrário é observado em arranjos estendidos, para os quais a TMI se mostrou abaixo do agregado para o Brasil e a TFT de 2,37 acima da média nacional e acima do nível de reposição. Esses resultados apontam para possíveis mudanças na associação anteriormente observada entre TMI e TFT, a qual parece ter diferenciais a serem considerados entre os diferentes arranjos domiciliares. A tendência de mudança na associação entre a TMI e um maior número de crianças no domicílio também se observa quando a média de indivíduos de até 14 anos completos é de 1,17 em arranjos domiciliares estendidos, e apenas de 0,41 em arranjos monoparentais, reforçando como a presença de crianças parece estar associada à baixas TMI. Em arranjos nucleares e compostos

⁹ O método P/F de Brass é usado para estimar indiretamente a TFT quando a fecundidade corrente se mostra subestimada. Para mais detalhes, ver Brass e Coale (1973).

a média de crianças de até 14 anos completos é de 0,96 e 0,69 respectivamente¹⁰. Nesse sentido, os resultados indicam que arranjos com um maior número de crianças, como os estendidos e nucleares, apresentam menores níveis na TMI, reforçando uma mudança na associação dessas variáveis em relação ao que se observava nos estágios de iniciais da transição demográfica.

3.1.1. Caracterização socioeconômica dos tipos de arranjos domiciliares

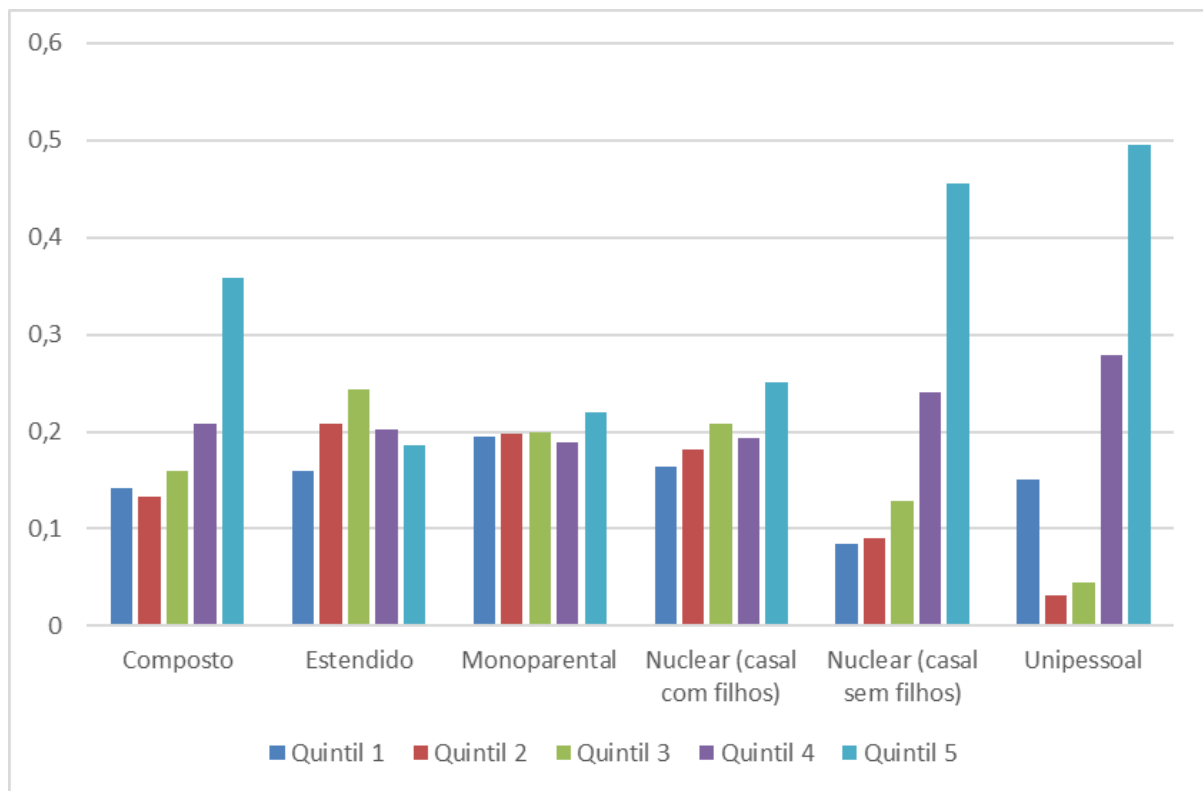
Antes de iniciar a análise dos diferenciais da TMI pelos diferentes tipos de arranjos domiciliares e pelos diferentes recortes socioeconômicos investigados, é importante estabelecer o perfil socioeconômico dos diferentes arranjos domiciliares. Essa etapa é particularmente importante na análise descritiva, visto que pode existir um diferencial socioeconômico relevante entre as mulheres em idade reprodutiva residentes nos diferentes tipos de arranjos domiciliares. Os resultados aqui apresentados são referentes à amostra geral do Censo Demográfico, tendo como intuito traçar o perfil socioeconômico das mulheres em idade reprodutiva¹¹ residentes nos diferentes tipos de arranjos.

No Gráfico 1, é possível observar que as mulheres em idade reprodutiva apresentam níveis de renda per capita distintos a depender do arranjo domiciliar em que residem. Mulheres em idade reprodutiva residentes em arranjos compostos, nucleares (sem filhos) e unipessoais apresentam níveis de renda per capita muito mais altos, com grande proporção nos quintis 4 e 5, principalmente nos arranjos nucleares (sem filhos) e unipessoais. Nos arranjos nucleares (com filhos), há uma proporção relativamente alta de mulheres no quintil 5. Ao mesmo tempo, nos arranjos monoparentais e estendidos, as mulheres em idade reprodutiva residentes se encontram principalmente nos quintis de mais baixa renda.

¹⁰ Os dados em questão foram obtidos a partir da manipulação dos microdados do Censo Demográfico de 2010 (IBGE).

¹¹ Foi considerado período reprodutivo a idade de 15 a 54 anos, visto que concentra a maioria dos nascimentos reportados no Censo Demográfico brasileiro de 2010.

Gráfico 1 - Proporção de mulheres em idade reprodutiva por quintis de renda per capita nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



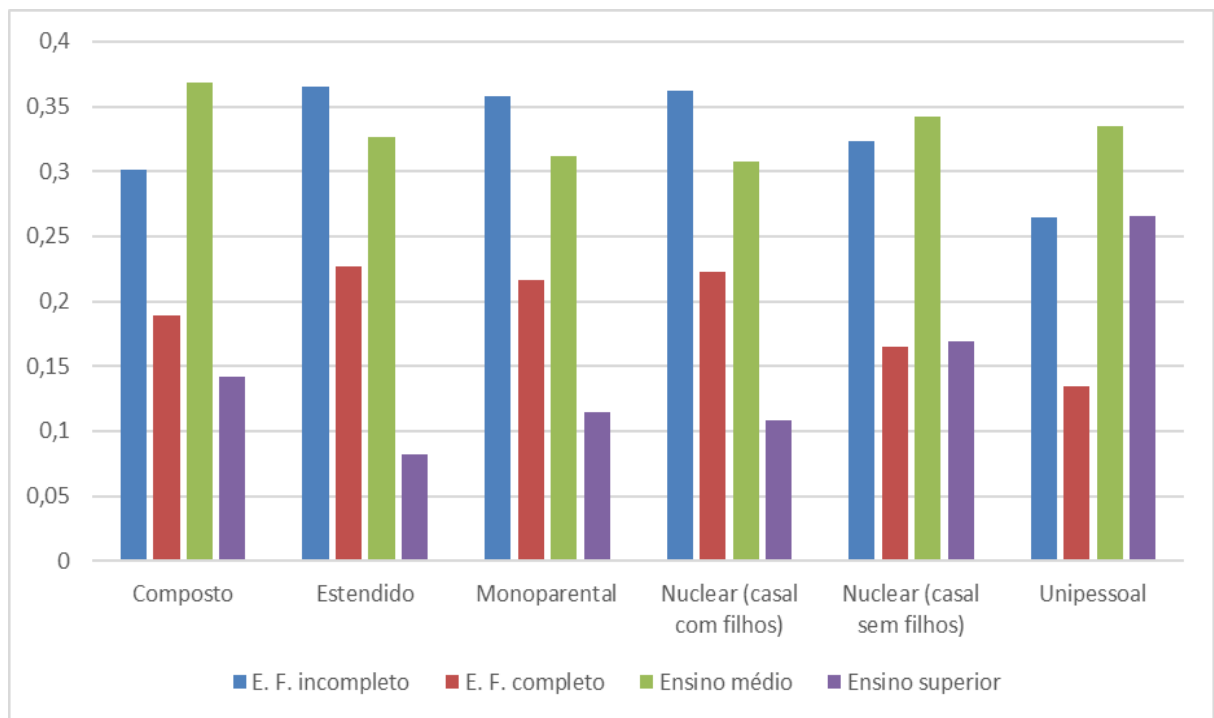
Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Segundo o Gráfico 1, é possível deduzir que mulheres residentes em arranjos compostos, nucleares (sem filhos) e unipessoais terão um processo de gestação mais adequado e com menores chances de complicação, tendo em vista seu maior nível de renda per capita (CHEN; MOSLEY, 1984; CHARMABAGWALA et al., 2003; KIM; SAADA, 2013). Por isso, é plausível pensar que nesses tipos de arranjos a produção de saúde perinatal será mais adequada, levando-se em consideração apenas o diferencial por renda per capita entre os diferentes arranjos.

No Gráfico 2, é possível observar que a tendência do Gráfico 1 é parcialmente corroborada. Relativo aos demais, em arranjos compostos, é possível perceber que há maior proporção de mulheres com ensino superior e com ensino médio, e uma proporção mais baixa de mulheres com ensino fundamental completo e incompleto. No entanto, a tendência de alta concentração de mulheres com alta escolaridade é mais perceptível em arranjos nucleares (sem filhos) e unipessoais, nos quais se observa uma grande proporção de mulheres com ensino superior. Por outro lado, é possível observar que nos arranjos estendidos, monoparentais e nuclear (com filhos), as mulheres em idade reprodutiva residentes apresentam um nível educacional

semelhante, no qual a concentração de mulheres com ensino fundamental completo e incompleto é maior, enquanto a proporção de mulheres com ensino médio e superior é menor. Ainda assim, é possível ver que em arranjos estendidos essa tendência é ainda mais forte.

Gráfico 2 – Proporção de mulheres em idade reprodutiva por nível educacional nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

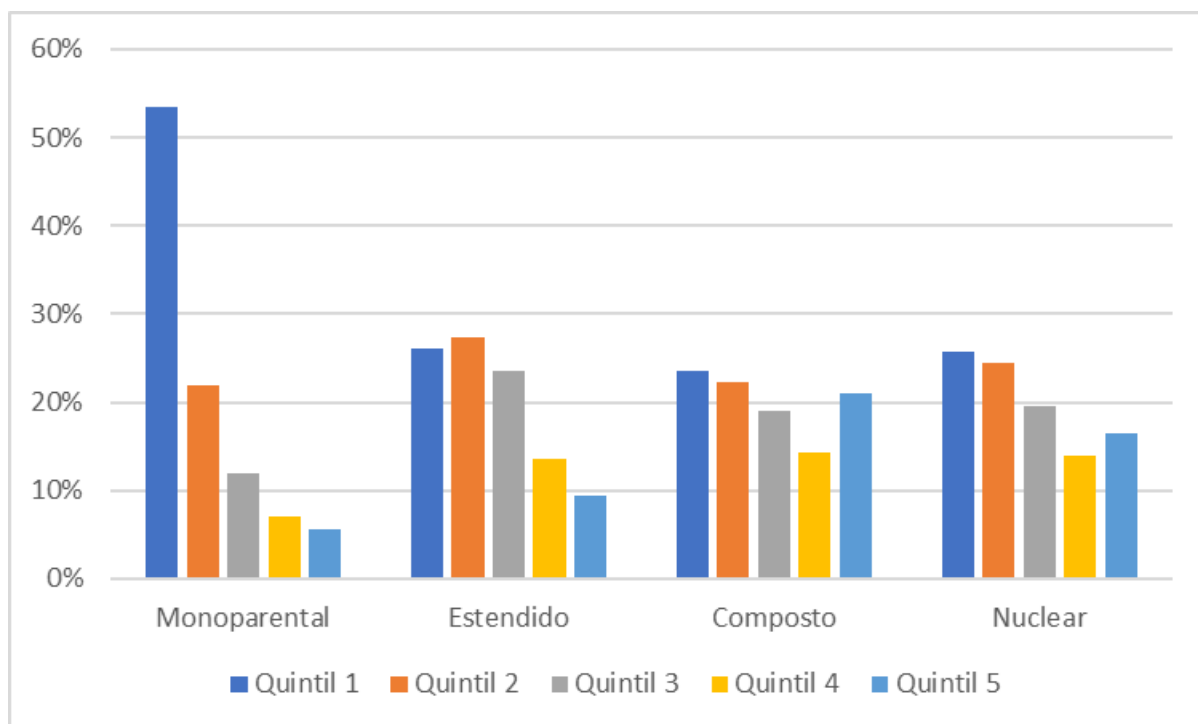
Tal como em relação à renda per capita, o nível educacional mais alto das mulheres residentes em arranjos compostos, unipessoais e nucleares (sem filhos), sugere existir uma esfera mais adequada à produção domiciliar de saúde durante o período perinatal. No entanto, é preciso considerar que existem outros aspectos importantes a serem levados em consideração na explicação da MI, motivo pelo qual a análise descritiva a seguir fará um recorte mais detalhado de variáveis socioeconômicas e demográficas para compreender melhor esse fenômeno.

3.1.2. Renda

Um dos aspectos potencialmente relevantes para compreender como os óbitos infantis se distribuem entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares é o nível de renda per capita domiciliar. Antes de entrar na análise, é importante situar os tipos de arranjos domiciliares em termos da renda per capita em relação à amostra de mulheres que reportaram o nascimento de uma criança nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. Diferente da análise realizada na

seção anterior, a qual tinha por função caracterizar o nível socioeconômico dos diferentes arranjos domiciliares para a amostra geral do Censo, aqui a caracterização do nível socioeconômico se dá apenas para esse grupo de interesse específico. No Gráfico 3, percebe-se que entre os domicílios nucleares e compostos, há maior proporção de mães entre os quintis de mais alta renda per capita, quando comparado com os domicílios estendidos e monoparentais, nos quais a proporção de mães entre os quintis de mais baixa renda é maior. Chama a atenção o fato de que mais de 50% das mães residentes em domicílios monoparentais que reportaram o nascimento de um recém-nascido fazem parte do 1º quintil, justamente o de menor renda per capita. Também chama a atenção o fato de que as mães residentes em domicílios compostos são aquelas com maior representação entre o 5º quintil, de mais alta renda. Parece ser razoável afirmar que as mães em domicílios monoparentais estão sujeitas a menores níveis de renda per capita, enquanto o contrário se observa para os domicílios compostos e nucleares. No meio termo entre esses dois estão os domicílios estendidos, nos quais há a maior representação de mães entre o 2º e 3º quintis de renda per capita, o que pode ser também um efeito da renda per capita mais baixa resultante de um maior número de parentes dependentes.

Gráfico 3 – Proporção do quintil de renda per capita da mãe residente em cada tipo de arranjo domiciliar, Brasil, 2010



Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Percebe-se que, em termos de renda per capita, a proporção de mães que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo residentes em arranjos domiciliares compostos,

nucleares e estendidos está de acordo com o que foi observado durante a caracterização socioeconômica dos arranjos por renda per capita (Gráfico 1). No entanto, é possível perceber que há uma proporção muito grande de mães residentes em arranjos monoparentais pertencentes ao quintil de menor renda per capita, o que não se observa de forma tão clara no Gráfico 1, sugerindo existir uma maior incidência de nascimentos em arranjos desse tipo, sujeitos à uma maior vulnerabilidade socioeconômica.

A Tabela 5 apresenta a TMI por tipo de arranjo domiciliar e quintis de renda per capita domiciliar. No agregado, percebe-se uma tendência de estabilidade, com exceção do quintil 4, considerado de alta renda, onde a TMI se mostrou significativamente maior. Padrão semelhante foi encontrado quando se desagrega pelos tipos de arranjos domiciliares, na qual existe uma tendência de alta da TMI principalmente no quintil de número 4 para todos os tipos de arranjos, com queda significativa no quintil 5, de mais alta renda. Essa tendência foi especialmente marcante para o grupo de domicílios monoparentais, o qual apresentou uma TMI destoante de 102,7 no quintil 4, caindo para 67,4 no quintil 5, enquanto a TMI do 1º quintil foi de 19,5. A interpretação desses resultados sugere uma falta de características relacionadas à produção de saúde e cuidado com a gestante e com o recém-nascido durante o período perinatal para esse grupo, processo que se poderia se intensificar nas famílias monoparentais de alta renda. Nota-se que a associação entre renda per capita e TMI se mostra positiva na análise realizada, na medida em que os domicílios monoparentais de renda mais alta apresentaram níveis significativamente mais elevados na TMI. Arranjos compostos e estendidos também apresentaram uma tendência de associação positiva, na qual a TMI começa mais baixa no quintil 1 e aumenta progressivamente até o quintil 4, para novamente cair no quintil 5. Para os arranjos compostos, a queda na TMI entre o 4º e 5º quintil foi expressiva, sugerindo haver para esse tipo de arranjo domiciliar uma disparidade importante na produção de saúde no período perinatal entre domicílios no quintil de mais alta renda em relação aos demais. No caso dos arranjos estendidos, a TMI se mostrou mais homogênea, com níveis menos destoantes entre si e com o 4º quintil apresentando a maior taxa. Tendência semelhante foi observada no grupo de domicílios nucleares.

Tabela 5 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e quintil de renda per capita domiciliar, Brasil, 2010

	Agregado	Composto	Estendido	Monoparental	Nuclear
Quintil 1	10,5	10,6	9,7	19,5	9,6
Quintil 2	10,3	17,1	9,9	28,1	9,2
Quintil 3	11,4	19,1	12,2	29,6	9,7
Quintil 4	16,3	23,7	13,8	102,7	14,2
Quintil 5	11,4	13,6	9,5	67,4	10,5

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Os resultados encontrados indicam uma tendência positiva entre a TMI e a renda per capita domiciliar, resultado sem respaldo na literatura, a qual evidencia a associação negativa entre renda e MI, principalmente para a MI de 1 a 4 anos de vida (CHARMARBAGWALA et al., 2003). Por isso, parece existir um problema de medida na associação entre renda e TMI analisada, sendo assim interessante ampliar a análise, de forma a compreender melhor os resultados encontrados.

Uma outra forma de analisar essa relação é através da renda domiciliar agregada, obtida pela multiplicação entre o número de residentes pela renda per capita do arranjo domiciliar. Na Tabela 6, é possível observar a TMI por arranjo domiciliar e por quintis de renda per capita domiciliar. Percebe-se agora uma relação com tendência negativa para o agregado, na medida em que a TMI diminui de 14,6 óbitos por 1000 NV no 1º quintil para 8,5 no 5º quintil, de renda mais alta. Apesar da tendência negativa, observa-se um aumento de 1,2 na TMI entre o 2º e 3º quintil. Também se observa que, para os arranjos monoparentais, mantém-se uma tendência positiva entre a TMI e os quintis de renda domiciliar, diferindo da tendência observada no agregado. No caso dos domicílios com arranjos compostos, também há um aumento na TMI entre o 2º e 4º quintil, sem que seja possível ver qualquer relação negativa entre a TMI e os quintis de renda domiciliar. Nota-se também que, no caso dos arranjos domiciliares estendidos, a tendência negativa também não ocorre de forma clara, com um aumento do 3º para o 4º quintil.

Tabela 6 – TMI por tipo de arranjo domiciliar e quintil de renda domiciliar total, Brasil, 2010

	Agregado	Composto	Estendido	Monoparental	Nuclear
Quintil 1	14,6	15,0	11,7	28,8	13,2
Quintil 2	11,0	14,1	11,9	27,3	9,6
Quintil 3	12,2	17,1	11,1	44,6	11,5
Quintil 4	11,0	18,6	11,6	36,9	9,4
Quintil 5	8,5	15,6	8,6	52,6	7,1

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Uma explicação possível para a tendência positiva entre TMI e renda per capita (Tabela 5) e domiciliar (Tabela 6) pode estar na associação positiva entre a MI e arranjos domiciliares onde residem mães de idade avançada, com maiores retornos financeiros devido à idade (BECKER, 1962). Nesse sentido, a associação positiva encontrada pode estar expressando na verdade o efeito da idade da mãe, na medida em que a MI tem maiores chances de ocorrer quando a mãe está em idade mais avançada no período reprodutivo (CHEN; MOSLEY, 1984; BUESCHER; MITTAL, 2006; LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011).

Também é possível analisar a relação entre a TMI e a renda per capita por meio dos quintis de renda média a nível municipal. Infelizmente, por ser a nível do município, a desagregação pelo tipo de arranjo domiciliar se torna inviável. Na Tabela 7, observa-se como a relação é claramente negativa, na medida em que a TMI para o 1º quintil é de 16,6 óbitos por 1000 NV, enquanto para o 5º ela é de apenas 7,9 óbitos por 1000 NV.

Tabela 7 - TMI pelo quintil de renda per capita média do município da mãe

	Agregado	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
TMI	11,6	16,6	16,3	13,4	10,2	7,9

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

A relação observada na Tabela 7 deixa claro que a associação da MI com a renda continua negativa. Também merece destaque no escopo dessa discussão a possibilidade de existir um padrão de sub registro ou de erro de declaração de mulheres entre os quintis de menor renda, o que possivelmente poderia diminuir o número de filhos tidos e de filhos sobreviventes reportados nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, tendo implicações incertas sobre a estimação da TMI nesses estratos da população. Apesar disso, a análise realizada na Tabela 5

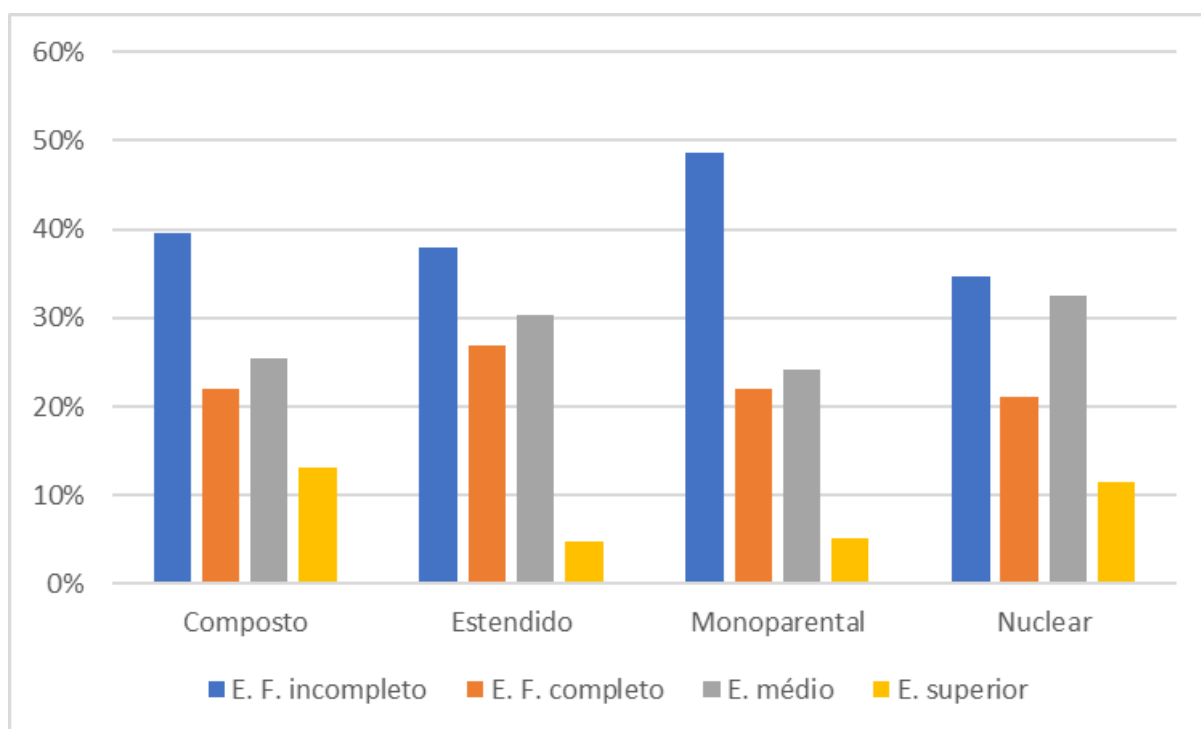
também abre a possibilidade de existir um aumento na concentração de óbitos associados a mães de renda média e alta, aspecto que merece atenção especial no escopo deste trabalho. Em um contexto de baixos níveis na TMI, no qual predomina o componente neonatal, como é o caso do Brasil em 2010, é razoável supor que o peso das variáveis relacionadas à saúde e ao cuidado ganham em importância em relação aos níveis de renda, o que explica uma tendência não muito clara na associação entre a renda per capita e a TMI entre os diferentes arranjos domiciliares quando as mães residentes estão em idade avançada no período reprodutivo.

3.1.3. Escolaridade

Outra variável de grande influência sobre a MI é a escolaridade da mãe. O Gráfico 4 mostra a proporção das mães que reportaram o nascimento de um recém-nascido nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico por nível de instrução e por tipo de arranjo domiciliar. É possível perceber como é grande a proporção de mães residentes em domicílios monoparentais com o ensino fundamental incompleto. Chama a atenção no caso dos domicílios estendidos a grande proporção de mães com ensino fundamental e ensino médio, e a baixa proporção de mães com ensino superior. No caso dos domicílios compostos e nucleares, é mais significativa a proporção de mães com ensino superior, com destaque também para a proporção importante de mães com ensino médio entre as residentes em domicílios nucleares, evidenciado o nível educacional mais alto dessas mulheres.

Mais uma vez, é possível perceber como há proporção significativamente maior de nascimentos em arranjos domiciliares monoparentais nos quais a mãe residente possui ensino fundamental incompleto. Quando comparado com a análise da caracterização socioeconômica das mulheres em idade reprodutiva residentes por nível de instrução na amostra geral (Gráfico 2), percebe-se que a incidência de mulheres que reportaram um nascimento é significativamente maior quando esta possui ensino fundamental incompleto e reside em arranjos monoparentais. Resultado semelhante foi observado na análise feita pela renda per capita (Gráfico 3), os quais sugerem haver, no período analisado, uma concentração de nascimentos em arranjos monoparentais, nos quais a mãe se encontra em situação de maior vulnerabilidade socioeconômica e sem o apoio e presença do pai dentro do domicílio.

Gráfico 4 - Proporção do nível de instrução da mãe por tipo de arranjo domiciliar, Brasil, 2010



Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

A Tabela 8 mostra a TMI por tipo de arranjo domiciliar e por escolaridade da mãe a partir dos dados do Censo Demográficos de 2010. No agregado, observa-se uma clara associação negativa, na medida em que a TMI diminui à medida em que aumenta a escolaridade da mãe, o que condiz com a literatura sobre o tema (CHEN; MOSLEY, 1984; THOMAS et al., 1990; PEÑA et al., 2000; CHARMABAGWALA et al., 2003; KIM; SAADA, 2013). Vale ressaltar a queda expressiva na TMI entre nascimentos associados a mães com ensino fundamental incompleto e ensino fundamental completo tanto no agregado como para todos os tipos de arranjos domiciliares, indicando uma redução importante na TMI entre esses níveis de ensino.

Na análise desagregada por tipos de arranjos domiciliares diferenças são encontradas. É o caso dos domicílios compostos, para os quais se observa um aumento de 4,3 na TMI entre nascimentos de mães com ensino fundamental e médio. De maneira semelhante, percebe-se um aumento importante na TMI de domicílios monoparentais nos quais a mãe possui o ensino médio completo. Isso sugere que o incremento na educação da mãe do ensino fundamental para o ensino médio, no caso dos domicílios compostos e monoparentais, não se traduz necessariamente em redução da TMI, indicando igualmente que outros fatores podem estar atuando para reduzir a produção de saúde e cuidado no período perinatal desses tipos de arranjos

domiciliares, como por exemplo a própria idade da mãe, como parece ter sido o caso com a variável renda per capita e renda domiciliar.

Entre os domicílios estendidos, a TMI apresenta tendência de queda entre ensino fundamental incompleto e completo. Nos níveis de ensino seguintes a TMI variou pouco, indicando um menor ganho na redução da MI com o incremento educacional das mães após o ensino fundamental. Isso sugere a possibilidade de a escolaridade da mãe ser uma variável menos significativa na análise da MI em domicílios estendidos. A associação mais claramente negativa entre a escolaridade da mãe e a TMI é encontrada no grupo de domicílios nucleares, para o qual a TMI apresenta diminuição significativa e sustentada para cada nível de incremento na educação materna.

Tabela 8 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e escolaridade da mãe residente, Brasil, 2010

	Agregado	Composto	Estendido	Monoparental	Nuclear
E. F. incompleto	17,5	23,3	16,6	39,7	15,6
E. F. completo	9,2	10,1	7,8	22,0	9,2
Ensino médio	8,1	14,5	7,0	25,1	7,6
Ensino superior	5,2	7,8	7,1	19,3	4,2

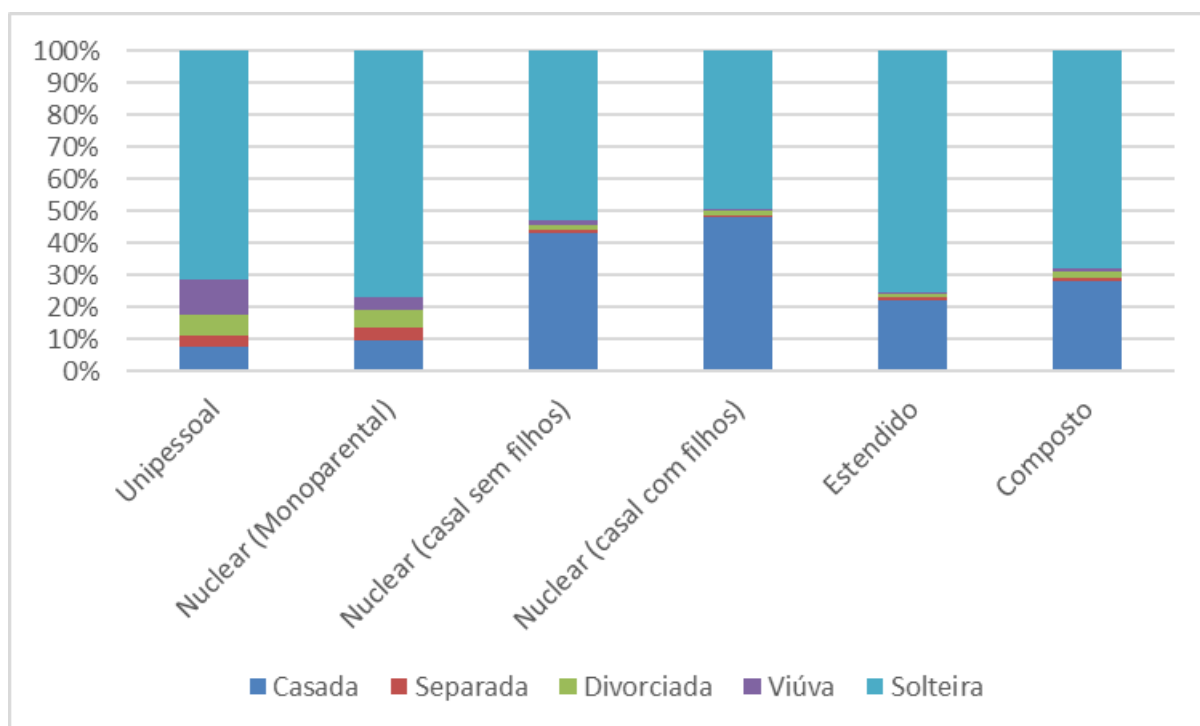
Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Chama a atenção o fato de o padrão observado na TMI por tipo de arranjo domiciliar e escolaridade da mãe não ser o de uma associação negativa evidente no caso dos domicílios compostos, monoparentais e estendidos. Essa mesma tendência foi observada na análise da TMI por domicílio e quintil de renda per capita e domiciliar. Como já ressaltado, uma hipótese na explicação desse fenômeno pode ser a interação dessas variáveis com a idade, na medida em que maiores retornos financeiros e maior escolaridade também pressupõem maior idade da mãe, a qual está fortemente associada à MI. Outra hipótese pode ser um padrão de erro de sub registro ou erro de declaração de mulheres de baixa renda e escolaridade, subestimando a TMI para esses estratos populacionais. Independentemente da existência de outros aspectos que podem estar influenciando a relação analisada, parece ser indiscutível que a associação entre a escolaridade da mãe e a TMI permanece negativa.

3.1.4. Estado civil

Um terceiro aspecto de caráter socioeconômico a ser levado em consideração no que diz respeito à produção de saúde domiciliar é o estado civil da mãe. O Brasil e demais países do mundo têm passado por um processo de aumento nas taxas de divórcio e de instabilidade familiar, processo associado ao aumento na escolaridade e na participação laboral das mulheres (WAJNMAN, 2012). Por isso, pode ser interessante investigar se existe uma tendência no que diz respeito ao estado civil das mães residentes em domicílios onde foram reportados um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico.

Gráfico 5 - Tipo de arranjo domiciliar onde se reportou um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico por estado civil das mães residentes, Brasil, 2010



Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Entre as mulheres que reportaram um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo demográfico; 59,2% eram solteiras; 37,9% casadas; 1,5% divorciadas; 1% separadas e 0,5% viúvas. É importante ressaltar que parte das mulheres classificadas como solteiras podem estar em uma união consensual, sem estarem casadas. O Gráfico 5 mostra o tipo de arranjo domiciliar onde se reportou um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico por estado civil das mães residentes. Com exceção dos domicílios nucleares com e sem filhos, em todos os demais é muito baixa a proporção de mulheres casadas, e grande a proporção de mulheres solteiras. Apesar disso, parece razoável considerar que as mulheres classificadas como solteiras

nos arranjos nucleares com e sem filhos poderiam ser classificadas, em sua maioria, como mulheres em união consensual ou estável, tendo em vista a composição do seu arranjo familiar. Com exceção dos domicílios monoparentais e unipessoais onde há uma proporção considerável de mulheres viúvas, divorciadas ou separadas, nos demais tipos de arranjos domiciliares essas categorias apresentaram proporções muito baixas. Esses dados indicam que a maioria das mulheres brasileiras que reportaram um nascimento não são casadas. No entanto, a grande proporção de mulheres solteiras não indica se esta está em uma união consensual ou não, o que representa uma limitação nos dados analisados.

A Tabela 9 traz a TMI por tipo de arranjo domiciliar e estado civil da mãe. Quando se analisa as TMI pelo agregado de todo o Brasil, observa-se que ela é significativamente maior para as mães separadas, divorciadas e principalmente viúvas. No caso das mulheres viúvas, as altas TMI encontradas podem ter uma relação com a idade avançada da mãe no período reprodutivo. Ao mesmo tempo, a TMI mais baixa está no grupo de mães casadas. Esse cenário corrobora com demais achados na literatura, apontando um efeito protetivo do casamento para a sobrevivência e saúde infantil (KRUEGER et al., 2015; AMATO; KEITH, 1991). Parece ser razoável considerar que crianças gestadas em domicílios nos quais os pais são casados gozam não apenas de um ambiente de maior estabilidade como de melhores condições socioeconômicas e de saúde, o que explica parcialmente por que o casamento aparenta ser um fator protetivo para a sobrevivência e saúde infantil. Ao mesmo tempo, a tendência observada indica que parte relevante dos óbitos infantis observados no Censo Demográfico brasileiro de 2010 se associa a mães que passaram por processos de instabilidade no núcleo familiar, como a perda do companheiro, separação ou divórcio, contribuindo para o deterioramento de sua saúde durante o período perinatal.

Tabela 9 - TMI por tipo de arranjo domiciliar e estado civil da mãe residente, Brasil, 2010

	Agregado	Composto	Estendido	Monoparental	Nuclear
Casada	10,1	10,8	13,8	33,2	8,9
Separada	17,7	26,7	16,1	31,4	12,1
Divorciada	19,2	16,8	22,0	41,7	11,4
Viúva	84,6	76,4	104,8	114,8	44,3
Solteira	11,4	17,6	9,0	26,1	11,3

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Quando se analisa por tipo de arranjo domiciliar, mantém-se o padrão de altos níveis na TMI para o grupo de mães separadas, divorciadas e viúvas, mas com algumas tendências a serem

consideradas. Entre os domicílios estendidos, nota-se um nível especialmente alto para as mães viúvas, e baixo para as mães solteiras quando comparado com o agregado, sendo inclusive mais baixo que a TMI associada às mães casadas nesse grupo. Nesse caso, o contexto descrito pode indicar que os filhos tidos de mães jovens estão sendo assumidos pela avó, ajudando a manter a TMI mais baixa. Esse cenário sugere algum nível de proteção à saúde das mães solteiras em ambientes de famílias estendidas durante o período perinatal, provavelmente devido ao suporte oferecido pela avó materna, ao mesmo tempo em que aponta para um contexto de maior vulnerabilidade quando essas mães perdem seus companheiros. No caso dos domicílios monoparentais, percebe-se que o nível da TMI é especialmente alto para as mães casadas, indicando que o casamento não se traduz em uma esfera de proteção e saúde para a mãe e para a criança se o companheiro não reside junto aos demais. É particularmente estranho pensar em mães casadas residentes em arranjos monoparentais, na medida em que a ausência do companheiro no domicílio estaria contra a noção de casamento. Tendo em vista a baixa proporção de mães casadas residentes nesse tipo de arranjo, é possível pensar que estas podem ser na verdade separadas, e que a informação reportada não reflete de fato o contexto do arranjo familiar. Também chama a atenção o nível extremamente alto na TMI para mães viúvas em domicílios monoparentais, indicando um cenário de extrema vulnerabilidade em termos de produção de saúde no período perinatal. Nos domicílios nucleares, o nível da TMI é consideravelmente mais baixo que na média agregada para todos os grupos de estado civil da mãe, indicando novamente que esse tipo de arranjo domiciliar está associado a uma maior produção de saúde e proteção à mulher e criança durante o período perinatal.

Também é possível analisar como o estado civil é um indicativo tanto do nível socioeconômico como da produção de saúde durante o período perinatal através da adequação ao pré-natal da mãe. A Tabela 10 mostra que existe um diferencial de adequação ao pré-natal pelo estado civil da mãe. Nota-se que em todas as categorias do estado civil, há maior proporção de mulheres com frequência mais que adequada ao pré-natal. Ainda assim, essa proporção é maior entre as mulheres casadas (79%) seguidas das mulheres separadas (74%). Isso aponta que o fato de estar ou de ter sido casada em algum momento da vida tem relação com uma frequência adequada ao pré-natal, reduzindo a probabilidade da MI. Além disso, nota-se também uma proporção muito elevada de mulheres com frequência inadequada aos serviços de pré-natal entre as viúvas, solteiras e em união consensual.

É importante destacar que a qualidade das informações do SINASC varia de forma significativa entre as microrregiões e municípios brasileiros. Além dos baixos níveis de cobertura observados em municípios de menor porte e com pior acesso aos serviços de saúde, há também problemas de incompletude de variáveis como o número de filhos mortos, idade gestacional, raça/cor e ocupação materna. Também deve ser destacado problemas na confiabilidade no preenchimento de variáveis como a escolaridade materna, a idade gestacional, o número de filhos mortos e o número de consultas pré-natal, evidenciando uma limitação na análise realizada (PEDRAZA, 2021).

Tabela 10 - Proporção de nascimentos pelo estado civil da mãe e adequação ao pré-natal, Brasil, 2010

	Não fez pré-natal	Inadequado	Intermediário	Adequado	Mais que adequado
Solteira	1%	23%	8%	8%	60%
Casada	0%	10%	5%	6%	79%
Viúva	1%	19%	7%	7%	66%
Separada judicialmente	0%	14%	6%	6%	74%
União Consensual	1%	21%	8%	8%	63%

Fonte: Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC (2019).

3.1.5. Atendimento de Saúde Pré-Natal

Em um contexto em que predomina o componente neonatal da MI, a qualidade e quantidade do acesso e atendimento pré-natal pela gestante é de suma importância (FRANÇA; LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023). De forma a mensurar a TMI pela qualidade do atendimento pré-natal das mães residentes em domicílios onde foram reportados um nascimento nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, foi utilizado um índice de saúde construído com base na adequação do pré-natal da mãe retirada do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), como explicado na seção metodológica. Essa análise agrega nascimentos e óbitos associados a mães de origens socioeconômicas distintas dentro de uma mesma categoria, limitando o potencial explicativo do índice. Infelizmente, na ausência de informações mais detalhadas a nível domiciliar e censitário sobre a qualidade do sistema de saúde pré-natal, optou-se por um índice a nível municipal, razão pela qual a leitura dos resultados deve ser feita com cautela.

Como se pode observar na análise agregada pelos dados do Censo na Tabela 11, a relação da TMI com o índice de saúde dos municípios de residência da mãe apresentou uma associação

com tendência negativa, na medida em que a TMI apresentou níveis mais altos nos municípios com índices de frequência ao pré-natal mais baixos. Apesar disso, observa-se um aumento de 1,5 entre a TMI do índice 4 para o 5. A tendência negativa é corroborada pela TMI calculada a partir dos óbitos infantis retirados do SINASC, os quais apresentam uma cobertura mais ampla e satisfatória em relação aos óbitos infantis do que os óbitos obtidos através do Censo Demográfico, o que explica os níveis mais elevados da TMI em todas as categorias do índice de saúde. É interessante notar que, no caso das duas TMI agregadas, a tendência de decréscimo na taxa parece diminuir à medida em que se aproxima dos municípios mais bem classificados pelo índice, sugerindo que o ganho marginal do aumento na frequência do atendimento pré-natal diminui entre os municípios mais bem classificados.

Tabela 11 - Taxa de mortalidade infantil (TMI) por índice de adequação pré-natal do município de residência da mãe, Brasil, 2010

	Índice 1	Índice 2	Índice 3	Índice 4	Índice 5
SIM/SINASC	17,6	15,3	13,7	12,5	12,1
Censo Demográfico	15,1	13,6	10,2	8,7	10,2

Fonte: Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE), Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM).

A análise da relação entre a TMI e variáveis socioeconômicas pelos tipos de arranjos domiciliares apontou aspectos interessantes que devem ser levados em consideração. Em primeiro, parece haver indícios suficientes para afirmar que a TMI é significativamente maior entre os arranjos domiciliares monoparentais, e menor entre os arranjos nucleares e estendidos. Domicílios nucleares apresentam melhores indicadores socioeconômicos e maior estabilidade em suas relações matrimoniais. O oposto parece ser observado em arranjos domiciliares monoparentais. Os arranjos estendidos se situam entre aqueles de média e baixa renda per capita, sugerindo que seu nível de TMI mais baixo que o agregado pode estar relacionado a aspectos que vão além da esfera socioeconômica, possivelmente uma produção de saúde e cuidado durante o período perinatal, reduzindo a TMI de mães de baixa renda. Resta ainda investigar o padrão etário das mães residentes, de modo a compreender sua associação com a TMI entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares.

3.1.6. Idade da mãe

Como se observou, arranjos monoparentais apresentam um nível na TMI muito superior às demais categorias de domicílios. Essa disparidade pode ter uma diversidade de explicações, como o nível socioeconômico e possivelmente a própria composição e estrutura domiciliar.

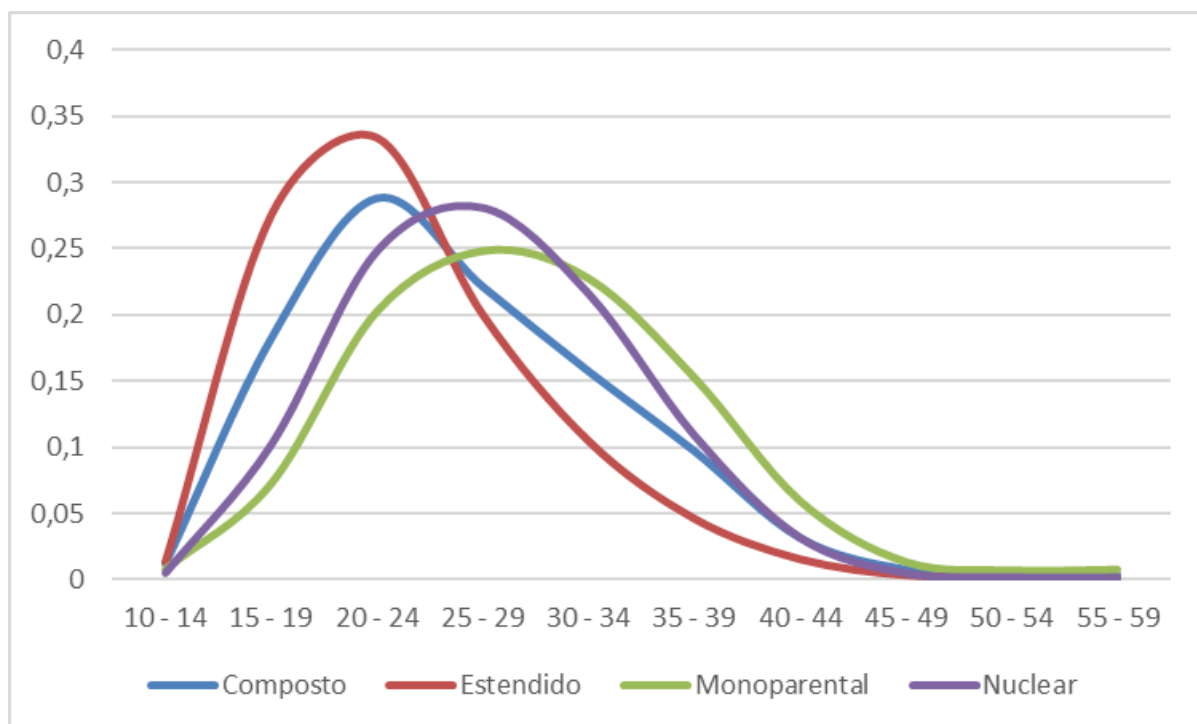
Outra explicação possível pode estar no padrão etário das mulheres residentes nos diferentes arranjos domiciliares. Como já ressaltado, as evidências indicam a idade materna como um fator importante relacionado ao óbito infantil, principalmente quando a gestação ocorre nas idades iniciais ou finais do período reprodutivo (CHEN; MOSLEY, 1984; BUESCHER; MITTAL, 2006; LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011). Nesse sentido, vale a pena um olhar atento sobre o padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um nascimento nos últimos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico.

O Gráfico 6 traz o padrão etário padronizado das mães residentes por tipo de arranjo domiciliar. Ele se mostra extremamente rejuvenescido no caso dos domicílios estendidos, indicando uma tendência forte à fecundidade no início do período reprodutivo. O nascimento de uma criança de mãe jovem pode ser o evento que transforma um domicílio anteriormente classificado como nuclear ou monoparental em um domicílio estendido, visto que a dificuldade em sair da casa dos pais devido à condição de adolescente ou jovem adulta cria as condições ideais para a formação de um domicílio estendido verticalmente. É interessante notar que o padrão etário rejuvenescido das mães residentes em domicílios estendidos não se traduz em uma TMI mais alta que a total agregada (

Tabela 4), indicando que a associação da MI com idades mais jovens não ocorre de forma tão intensa no caso dessas mães jovens que residem em domicílios estendidos.

O padrão etário padronizado das mães residentes em domicílios nucleares se mostrou muito semelhante a uma função clássica de fecundidade, com concentração principalmente nas idades próximas aos 27 anos. Isso indica igualmente que as mulheres residentes em domicílios nucleares apresentam um ciclo de vida reprodutivo mais planejado e menos propícios a complicações decorrentes da gestação e do parto. Nesse sentido, as crianças nascidas em domicílios nucleares beneficiaram não apenas de condições familiares e socioeconômicas mais favoráveis (Gráficos 3, 4 e 5), como também são gestadas em uma idade à maternidade com menor probabilidade de complicações, o que explica os níveis mais baixos na TMI associados a esse tipo de arranjo domiciliar. O padrão etário das mães residentes em arranjos domiciliares monoparentais se mostrou levemente mais envelhecido do que o das mães residentes em domicílios nucleares, com pico próximo aos 30 anos. Por fim, o padrão etário das mães residentes em domicílios compostos apresentou padrão mais rejuvenescido em relação aos domicílios monoparentais e nucleares.

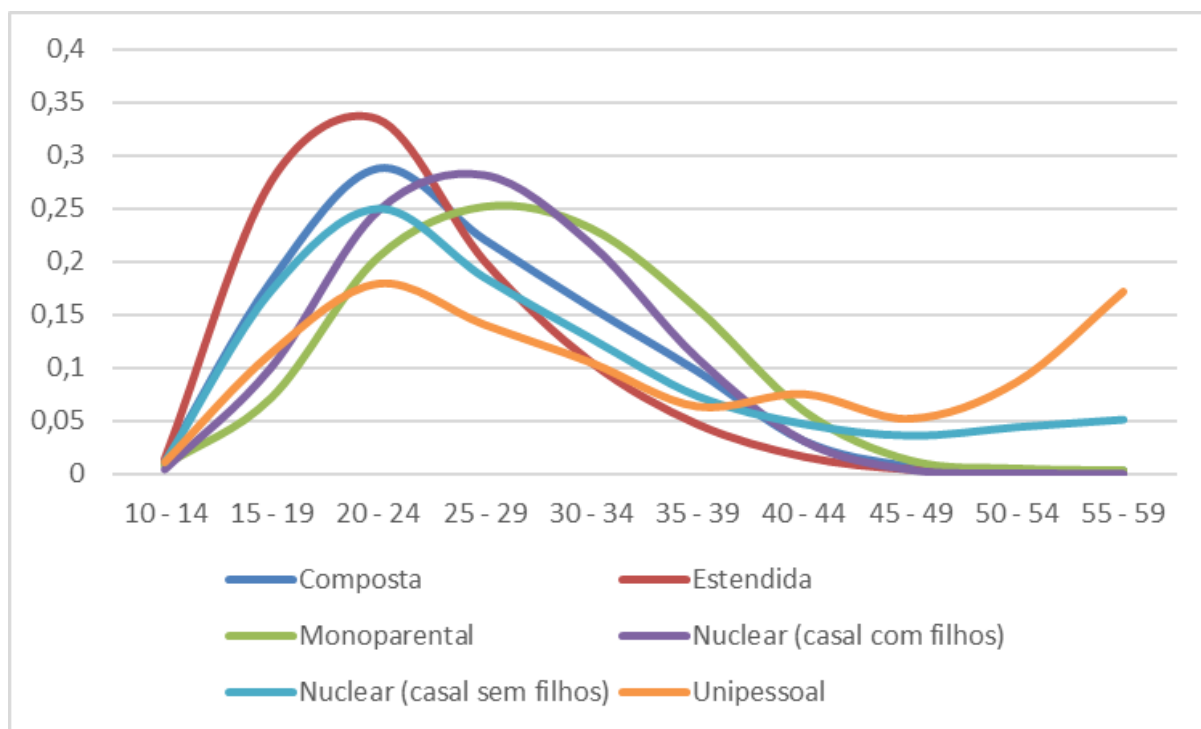
Gráfico 6 - Padrão etário das mães residentes em domicílios onde foram reportados o nascimento de um NV nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, Brasil, 2010



Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Como já ressaltado, os domicílios classificados como arranjos unipessoais e nucleares (casal sem filhos) apresentaram níveis desproporcionais de óbitos infantis, o que se deve a um efeito de seleção de domicílios monoparentais e nucleares (casal com filho) nos quais foram reportados um óbito infantil. No Gráfico 7 é possível analisar o padrão etário das mães residentes nesses dois domicílios de forma desagregada. Observa-se que o padrão etário das mães em arranjos domiciliares unipessoais se mostra o mais envelhecido, com proporção considerável de mulheres com idades acima de 40 anos. Para os arranjos nucleares (casais sem filhos), o padrão é mais rejuvenescido, com proporção considerável de mulheres com idades próximas de 20 anos. Também há para esse tipo de arranjo domiciliar uma concentração considerável de mulheres com idade superior aos 40 anos. Dessa forma, percebe-se que os enormes níveis na TMI encontrados (Tabela 3) para os domicílios recenseados como arranjos unipessoais e nucleares (casais sem filhos), mas que no momento do óbito infantil eram monoparentais e nucleares (casal com filho), em parte se explicam por uma alta proporção de mulheres em idades avançadas no período reprodutivo. No caso dos domicílios nucleares (casais sem filhos), a gestação no início do período reprodutivo também pode fazer parte da explicação.

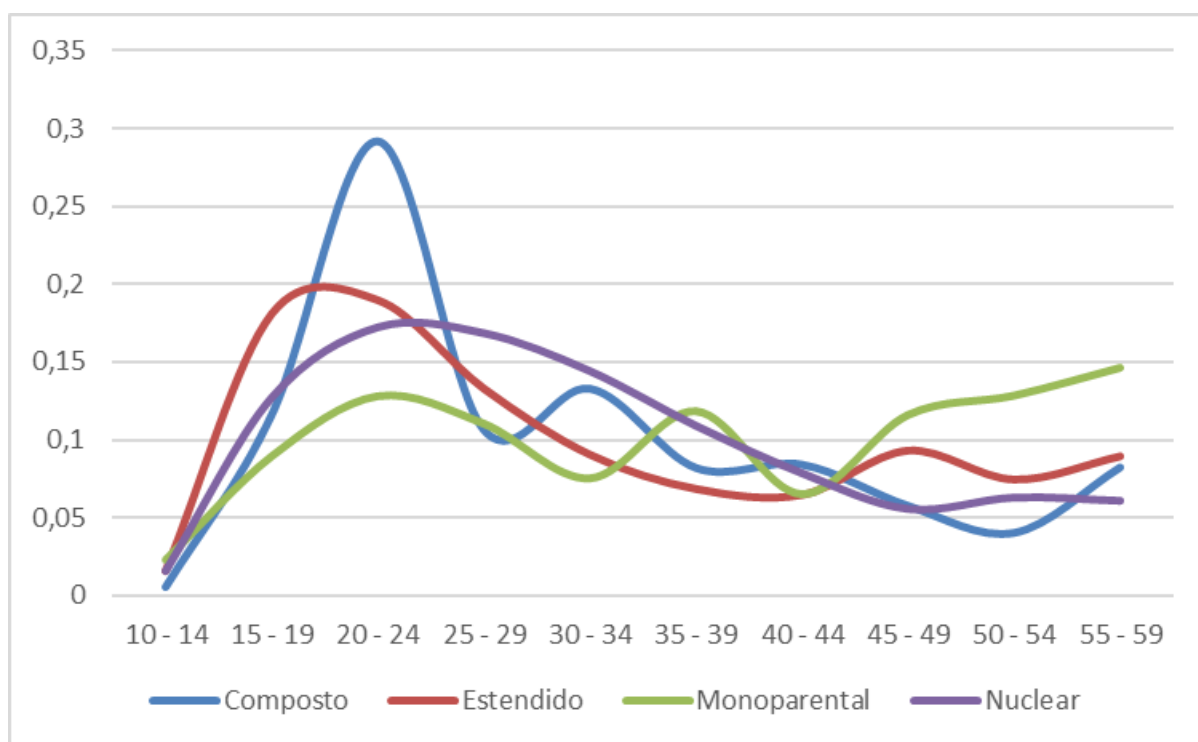
Gráfico 7 - Padrão etário das mães residentes em domicílios onde foram reportados o nascimento de um NV nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico, Brasil, 2010



Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

Além do padrão etário das mães residentes, o Gráfico 8 mostra o padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um óbito infantil no período de 12 meses anterior ao Censo Demográfico. No caso dos domicílios estendidos, o padrão indica que os óbitos estão associados principalmente a mães de idade mais jovem, o que se mostra coerente com seu padrão etário (Gráfico 6). É interessante notar que, mesmo apresentando um padrão etário jovem, com mães no início de sua vida reprodutiva, os domicílios estendidos não apresentaram níveis de TMI superiores à média agregada. Além disso, se situam entre os quintis de renda per capita médios e baixos, ao mesmo tempo em que as mães residentes não apresentam escolaridade especialmente alta. Isso sugere a possibilidade de que domicílios estendidos apresentem uma esfera de proteção à saúde dessas mulheres durante seu período perinatal, resultando em menores níveis em sua TMI.

Gráfico 8 - Padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um óbito infantil no período de 12 meses anterior ao Censo Demográfico, Brasil, 2010



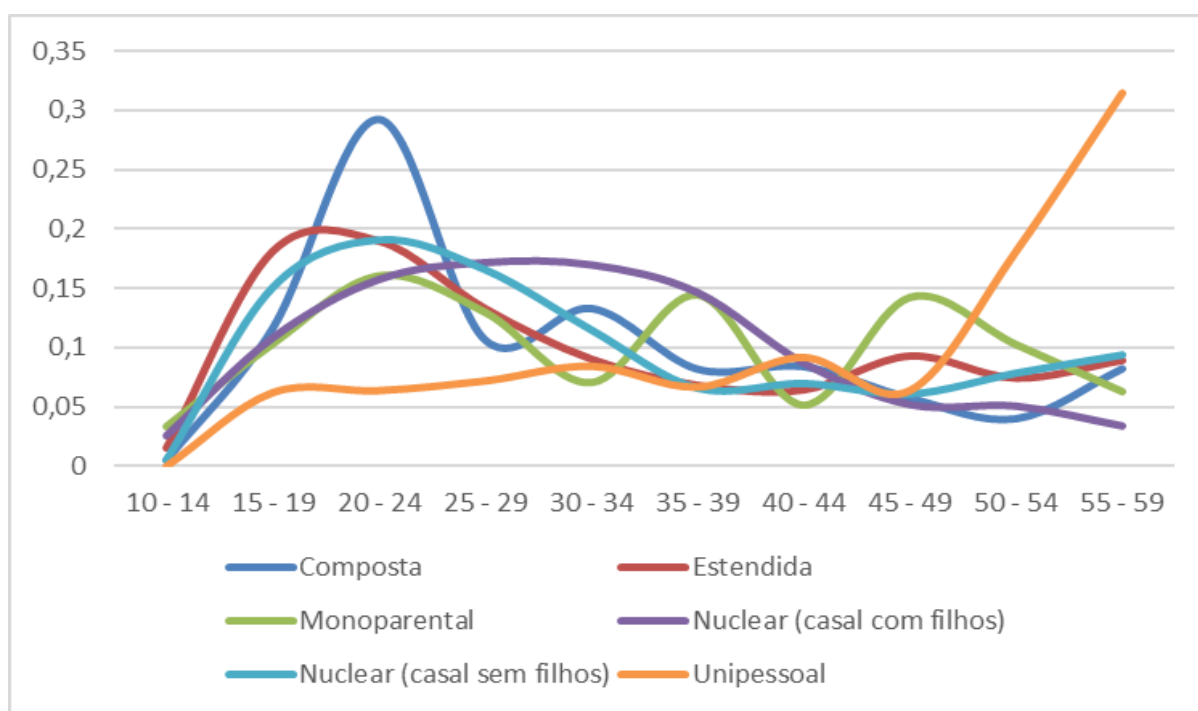
Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

O padrão etário das mães residentes em domicílios nucleares que reportaram um óbito infantil indica que estes estão associados principalmente a mães mais jovens, com pico nas idades que iniciam os 20 anos. No caso dos domicílios compostos onde se reportou um óbito infantil, o padrão etário das mães residentes é bastante rejuvenescido, com grande concentração próximo aos 22 anos de idade, apresentando igualmente uma leve concentração próximo aos 38 anos. Por fim, o padrão etário das mães nos domicílios monoparentais que reportaram um óbito infantil apresenta um padrão muito mais envelhecido, indicando a possibilidade de que a idade materna avançada esteja implicada no alto nível da TMI encontrado para esse domicílio.

O Gráfico 9 apresenta a mesma análise desagregando domicílios monoparentais e nucleares, o que possibilita analisar o padrão etário das mães residentes em domicílio recenseados como unipessoais e nucleares (casal sem filho) nos quais se reportou um óbito infantil nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico. No caso dos domicílios unipessoais, percebe-se claramente uma enorme incidência nas idades avançadas. Por isso, é plausível considerar a hipótese de que a idade materna avançada dessas mulheres está implicada na alta TMI observadas nesses domicílios classificados como unipessoais. Essa associação parece ser ainda mais relevante na medida em que esses óbitos se concentraram nos estratos de mais alta renda, reforçando a

hipótese de que não se trata de óbitos infantis decorrentes de condições socioeconômicas precárias, mas sim da avançada idade materna e talvez da falta de suporte familiar no domicílio. A desagregação é importante na medida em que os óbitos observados nos domicílios recenseados como monoparentais parecem estar muito mais associados a condições socioeconômicas e de saúde precárias, tendo em vista a grande proporção desse tipo de arranjo domiciliar no quintil de menor renda e entre as mães de baixa escolaridade. A desagregação mostra igualmente que parte importante dos óbitos infantis em arranjos nucleares pode estar associada à idade materna mais jovem de mães residentes em domicílios recenseados como nucleares (casal sem filho) mas que no momento do óbito eram domicílios nucleares (casal com filho).

Gráfico 9 - Padrão etário das mães residentes em domicílios que reportaram um óbito infantil no período de 12 meses anterior ao Censo Demográfico, Brasil, 2010



Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

3.1.7. Conclusão da análise descritiva

A análise descritiva possibilitou ter uma noção geral de como se comporta a relação entre a TMI e o arranjo domiciliar da mãe. No agregado, a TMI de 31,4 óbitos por mil NV referente aos domicílios monoparentais foi a mais alta, o que chamou particularmente a atenção, indicando ser razoável afirmar que esse tipo de arranjo domiciliar se mostrou aquele com menor associação com a produção de saúde da mãe durante o período perinatal, resultando em um

nível que aparenta ser significativamente maior de óbitos infantis. Esse achado é corroborado pela literatura, a qual indica desfechos negativos do nascimento e da saúde infantil associados a mães solteiras (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; SILVEIRA et al., 2008). Os arranjos domiciliares monoparentais recenseados no Censo como unipessoais possuem uma proporção considerável de mães residentes nos quintis de maior renda per capita, para os quais os óbitos infantis reportados parecem estar associados à idade avançada da mãe. Por outro lado, a maior parte dos arranjos monoparentais nos quais foi reportado um nascimento é formado por mães residentes com menor renda e menor escolaridade (Gráficos 3 e 4 e Apêndice A e C), para os quais a condição socioeconômica pode estar na origem dos óbitos infantis reportados.

Esse cenário indica que o alto número de óbitos infantis entre os arranjos unipessoais parece se originar tanto de fatores de ordem socioeconômica como pela idade materna avançada (Apêndice B e D). O que surpreende é o fato de as mães residentes em arranjos unipessoais estarem sobre representadas no 4º quintil de renda per capita, o qual também apresentou alta proporção de óbitos (Apêndice A e C), indicando que, neste caso, o nível de renda mais alto não se traduz em uma esfera de proteção à saúde da gestante durante seu período perinatal, provavelmente devido ao risco elevado da gestação em idades avançadas.

No restante dos arranjos domiciliares monoparentais parecem prevalecer causas de ordem socioeconômicas na explicação da alta TMI. Neles, as mães residentes estão sobre representadas entre aquelas com baixa escolaridade e baixa renda per capita. Por isso, a elevada TMI para esse tipo de arranjo domiciliar se mostrou coerente com seu perfil socioeconômico e com a instabilidade familiar observada na alta proporção de mulheres viúvas, separadas e divorciadas. Infelizmente não é possível saber quando essas transições ocorreram devido à natureza transversal da pesquisa. Para se ter uma ordem de grandeza, excluindo-se os óbitos reportados em arranjos classificados como unipessoais, a TMI dos arranjos domiciliares monoparentais seria de 21,9 óbitos infantis por mil NV, uma redução de 31,3% em relação à TMI levando-se em conta todos os óbitos ocorridos em arranjos monoparentais.

Os arranjos domiciliares nucleares apresentaram níveis mais baixos que a média agregada da TMI, de 10,4 óbitos por mil NV, demonstrando possuir uma quantidade maior de atributos na produção de saúde da gestante no período perinatal. Neles, as mães residentes estão entre aquelas com maior renda e escolaridade, e, por isso, seu menor nível na TMI se mostrou coerente com o perfil socioeconômico desses domicílios. Também vale ressaltar a menor proporção de mulheres residentes divorciadas, viúvas ou separadas, reforçando também a

estabilidade conjugal e familiar que pode representar um aporte na produção de saúde da mulher durante a gestação. Por fim, vale ressaltar que as mães residentes em arranjos nucleares na pesquisa se concentram nas idades reprodutivas com menos chances de desfechos negativos do nascimento (Gráfico 6). Esse resultado também vai de encontro com as evidências na literatura, apontando para o efeito protetivo do casamento sobre a MI, bem como sobre a saúde infantil (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; RIBAR, 2004; SILVEIRA et al., 2008; SMITH et al., 2017; BARR; MARUGG, 2019).

Dentre os óbitos infantis ocorridos em arranjos nucleares, parte importante ocorreu em domicílios nucleares formados pelo casal e um filho, o qual veio a óbito, transformando-o em nuclear sem filhos. A alta incidência de óbitos nos arranjos classificados como nucleares (casal sem filho) parece ocorrer devido tanto à idade mais jovem como à idade mais avançada da mãe (Gráfico 7), tendo em vista que se encontram entre aqueles de maior renda e escolaridade (Apêndice B e D). Excluindo-se os óbitos reportados em arranjos domiciliares recenseados como nuclear (casal sem filho), a TMI dos domicílios nucleares seria de apenas 5,7 óbitos por mil NV, uma redução de 45,2% em relação à TMI calculada levando-se em conta todos os óbitos ocorridos em arranjos nucleares formados por casais com pelo menos 1 filho, indicando que parte importante desses óbitos pode ter origem na idade da mãe ou em outros fatores associados à saúde materna.

Os arranjos domiciliares estendidos também apresentaram níveis mais baixos do que a média agregada da TMI. As mães residentes nesses domicílios estão entre aquelas com menor renda e escolaridade, principalmente quando se considera seu padrão etário rejuvenescido. Esse cenário é relevante, e sugere a possibilidade de que a presença e apoio de outros parentes nesse tipo de arranjo domiciliar atenuem o contexto socioeconômico mais vulnerável dessas mães, as quais se encontram no início de sua vida reprodutiva, muitas vezes ainda na adolescência, mantendo um nível satisfatório na saúde dessas jovens durante seu período perinatal. O cenário descrito corresponde possivelmente à gestação de uma mulher adolescente ou jovem adulta em arranjos nucleares ou monoparentais, a qual permanece no domicílio da mãe, agora classificado como estendido devido ao nascimento do recém-nascido. Independente se o nascimento significou uma mudança no tipo do arranjo familiar do domicílio, ou se este já era estendido, a presença da mãe da gestante significa um suporte psicológico e financeiro, principalmente em vista de sua idade jovem. Nesse sentido, o contexto analisado indica a possibilidade de que a baixa TMI encontrada em arranjos estendidos ocorra porque a avó (mãe da gestante) assume a

maternidade da criança, ao mesmo tempo em que oferece apoio durante o período da gestação, o que resulta na redução da TMI.

Por fim, a TMI em domicílios compostos foi de 16,3 óbitos por mil NV, significativamente maior do que a média agregada, indicando haver algum diferencial na produção de saúde nesse tipo de arranjo domiciliar que resulta em uma maior TMI. As mães residentes em domicílios compostos apresentam níveis de renda per capita e escolaridade relativamente altos se comparado com domicílios monoparentais ou até mesmo com domicílios estendidos. Ao mesmo tempo, seu perfil etário se mostrou bastante rejuvenescido, o que pode estar na origem do nível mais elevado na TMI para este tipo de arranjo domiciliar.

Esses resultados indicam existir diferenciais importantes na TMI entre os arranjos domiciliares, sugerindo padrões distintos na produção de saúde da gestante durante o período perinatal. Resta saber se, com o devido controle das variáveis independentes, as tendências observadas se mantêm ou se alteram.

3.2. Resultados do modelo logístico

Na presente seção, serão apresentados os resultados das razões de chance de se reportar um óbito infantil associadas às diferentes variáveis independentes para um modelo que inclui apenas as categorias de arranjos domiciliares como variável independente (Modelo 1), um modelo que inclui as demais variáveis independentes (Modelo 2), e a desagregação do Modelo 2 para cada tipo de arranjo domiciliar¹².

A Tabela 12 mostra as RC^{13} de se reportar um óbito infantil nos 12 meses anteriores ao Censo Demográfico brasileiro de 2010 para um modelo que inclui apenas os tipos de arranjos domiciliares como variável independente (Modelo 1), e um modelo que inclui as demais variáveis independentes (Modelo 2). Na análise do Modelo 1, o intercepto de 0,0116 indica que a chance de se reportar um óbito infantil em arranjos domiciliares nucleares (categoria de referência) é de apenas 1,16%. Seu resultado é altamente significativo¹⁴, indicando ser coerente afirmar que a chance de se reportar um óbito infantil em arranjos nucleares é muito pequena. Para a categoria de arranjo domiciliar composto, o resultado mostra uma razão de chances de

¹² As medidas de AIC e R^2 de cada modelo se encontram no Apêndice K.

¹³ A razão de chances é calculada como a razão entre as chances de um evento ocorrer no grupo de interesse e as chances de o mesmo evento ocorrer no grupo de controle. Uma razão de chances de 2 indica que o evento tem 2x (ou 100%) mais chance de ocorrer no grupo de interesse em relação ao grupo de controle.

¹⁴ Os parâmetros do Modelo 1 como coeficientes, desvio padrão, estatística z e p-valor se encontram no Apêndice E.

1,53; indicando existir uma chance 53% mais alta de se reportar um óbito infantil nesse tipo de arranjo domiciliar em relação aos arranjos nucleares. Para a categoria de arranjos estendidos, a razão de chance não foi significativa. Por fim, o resultado do Modelo 1 mostrou existir uma razão de chance aproximada de 2,89 para arranjos monoparentais, indicando uma chance quase 2 vezes mais alta (189%) de se reportar um óbito nesse tipo de arranjo em relação aos arranjos domiciliares nucleares. O Modelo 1 apenas mostra as razões de chance de se reportar um óbito infantil para cada categoria de arranjo em relação à categoria de referência (arranjo nuclear), e serve para estabelecer uma noção inicial do diferencial nas chances de se reportar um óbito infantil entre cada categoria de arranjo domiciliar. Tal como na análise descritiva, a análise inferencial do Modelo 1 confirmou a associação da MI com arranjos domiciliares monoparentais, e em menor medida com arranjos compostos.

No Modelo 2, são incluídas as demais variáveis independentes. O intercepto indica a chance de se reportar um óbito infantil para uma observação (mãe residente) referente à categoria de referência de cada variável independente, por isso, sua interpretação é menos evidente. Percebe-se que ele aumentou levemente em relação ao Modelo 1, com chance de 1,37% de reportar um óbito infantil. O controle pelas demais variáveis independentes no Modelo 2 alterou a razão de chances das categorias de arranjos domiciliares. Os arranjos compostos apresentam agora uma chance 27,8% mais alta de reportar um óbito infantil em relação aos arranjos nucleares, resultado mais baixo do que no Modelo 1. A categoria de arranjos monoparentais manteve uma chance significativamente mais alta de reportar um óbito infantil, mas agora de 69,4%, uma redução significativa em relação aos 189% do Modelo 1. Por fim, houve diminuição na chance de se reportar um óbito infantil nos arranjos estendidos, agora aproximadamente 7% menor que nos arranjos nucleares, apesar de o resultado não ter sido estatisticamente significativo¹⁵.

Tabela 12 - Razão de chances e intervalo de confiança de 95% de se reportar um óbito infantil para um modelo que inclui apenas os tipos de arranjos domiciliares como variável independente (Modelo 1), e para um modelo que inclui também as demais variáveis independentes (Modelo 2), Brasil, 2010¹⁶

Variável	Razão de chances	
	Modelo 1	Modelo 2
Intercepto	0,0116 *** (0,0111 - 0,0121)	0,0137 *** (0,0112 - 0,0167)
Tipo de arranjo domiciliar		

¹⁵ Os parâmetros do Modelo 2 como coeficientes, desvio padrão, estatística z e p-valor se encontram no Apêndice F.

¹⁶ Os resultados da variável de controle Unidade da Federação (UF) não aparecem na tabela.

(Referência: Nuclear)		
Composto	1,5303 *** (1,2562 - 1,8444)	1,2780 * (1,0273 - 1,5737)
Estendido	1,0171 (0,9437 - 1,0955)	0,9332 (0,8487 - 1,0255)
Monoparental	2,8878 *** (2,5807 - 3,2229)	1,6941 *** (1,4790 - 1,9352)
Escolaridade da mãe (Referência: Fundamental incompleto)		
Fundamental completo	-	0,7199 *** (0,6530 - 0,7927)
Ensino médio	-	0,5615 *** (0,5074 - 0,6210)
Ensino Superior	-	0,3143 *** (0,2562 - 0,3830)
Estado civil da mãe (Referência: Casada)		
Separada	-	0,9271 (0,6633 - 1,2681)
Divorciada	-	0,9839 (0,7540 - 1,2667)
Viúva	-	1,5898 *** (1,2536 - 2,0044)
Solteira	-	1,1604 *** (1,0680 - 1,2614)
Quintis de renda domiciliar total (Referência: 1º Quintil)		
2º quintil	-	1,0123 (0,9175 - 1,1166)
3º quintil	-	1,1155 * (0,9966 - 1,2477)
4º quintil	-	1,1008 (0,9737 - 1,2435)
5º quintil	-	1,0015 (0,8646 - 1,1583)
Índice de Saúde (Referência: Índice 1)		
Índice 2	-	0,9338 (0,8332 - 1,0465)
Índice 3	-	0,9287 (0,8093 - 1,0653)
Índice 4	-	0,9008 (0,7725 - 1,0500)
Índice 5	-	1,0979 (0,9256 - 1,3011)
Idade da mãe (Referência: 25-29)		
10-14	-	2,5298 *** (1,8511 - 3,3803)
15-19	-	0,9199 (0,8065 - 1,0492)
20-24	-	0,8517 **

		(0,7569 - 0,9588)
30-34	-	1,3849 *** (1,2197 - 1,5719)
35-39	-	2,0669 *** (1,7975 - 2,3736)
40-44	-	4,7373 *** (4,0637 - 5,5104)
45-49	-	27,0297 *** (22,8810 - 31,8764)
50-54	-	73,1172 *** (60,0187 - 89,0567)
55-59	-	108,7656 *** (87,8346 - 134,9224)
Número de crianças residentes (Referência: 0)		
1	-	0,5634 *** (0,5167 - 0,6138)
2	-	0,4980 *** (0,4442 - 0,5573)
3	-	0,3897 *** (0,3292 - 0,4587)
4	-	0,3832 *** (0,3059 - 0,4746)
5	-	0,3696 *** (0,2736 - 0,4888)
6	-	0,3372 *** (0,2140 - 0,5046)
7	-	0,1924 *** (0,0855 - 0,3724)
8+	-	0,3344 ** (0,1406 - 0,6668)
Número de idosos residentes (Referência: 0)		
1	-	1,3898 *** (1,2338 - 1,5633)
2	-	1,1784 (0,9346 - 1,4692)
3	-	1,3340 (0,4372 - 3,1871)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

A variável escolaridade da mãe, inclusa no Modelo 2, indica uma diminuição na chance de se reportar um óbito infantil na ordem de 28%, 44% e 69% quando a mãe possui, respectivamente, o ensino fundamental completo, o ensino médio e o ensino superior, em relação às mães que possuem o ensino fundamental incompleto (categoria de referência). Todos os resultados foram

estatisticamente significativos, reforçando a associação negativa entre a MI e a escolaridade da mãe encontrada nos resultados da análise descritiva (Tabela 8).

A inclusão da variável estado civil no Modelo 2 indicou existir uma chance aproximada de 59% mais alta de mães viúvas reportarem um óbito infantil em relação a mães casadas (categoria de referência). Para as mães solteiras, a chance é 16% mais alta. A categoria de mães divorciadas e separadas não se mostrou estatisticamente significativa na chance de reportar um óbito infantil. Esses resultados confirmam a tendência encontrada na análise descritiva, na qual a TMI se mostrou muito mais alta para mães viúvas em todos os tipos de arranjos. Por outro lado, esse não foi o caso para mães solteiras, para as quais a TMI se mostrou muito semelhante àquela encontrada para mães casadas, demonstrando como a falta de controle pelas demais variáveis na análise descritiva não foi capaz de colocar em evidência a maior vulnerabilidade em termos de produção de saúde perinatal das gestantes solteiras. Isso confirma a tendência de desfechos mais negativos dos nascimentos associados a mães fora do casamento apontada pela literatura (PEACOCK et. al, 1995; BIRD et.al, 2000; SILVEIRA et. al, 2008).

Os resultados originados da inclusão da variável quintis de renda domiciliar no Modelo 2 não foram estatisticamente significativos, com exceção do 3º quintil. Esse resultado corrobora parcialmente a literatura sobre o tema, na medida em que a renda parece ser uma variável mais importante na mortalidade infantil de 1 a 4 anos, ou na mortalidade infantil após o período neonatal (CHARMARBAGWALA et. al, 2003). Devido à predominância do componente neonatal no contexto analisado, é coerente que a renda domiciliar seja menos significativa em relação a variáveis com relação mais direta com a saúde perinatal.

A inclusão da variável índice de saúde no modelo 2 não se mostrou significativa em nenhuma categoria. Isso se deve principalmente à inclusão da UF como variável independente, a qual realiza um controle regional da MI. Como o Índice de Saúde também representa uma agregação regional a nível do município, ele deixou de ser significativo na medida em que o controle pela UF foi introduzido. Isso não significa, no entanto, que a frequência do atendimento pré-natal tenha deixado de ser importante na análise da MI, mas que a estratégia utilizada não captou o efeito do atendimento de saúde pré-natal da mãe sobre o desfecho da MI em um índice agregado a nível municipal, e sim variações regionais da MI a nível de UF.

A inclusão da variável idade da mãe no Modelo 2 apontou para algumas tendências importantes na sua relação com a chance de se reportar um óbito infantil. Primeiramente, observa-se uma chance 1,5 vezes (153%) mais alta de se reportar um óbito infantil para mães

adolescentes/crianças de 10 a 14 anos em relação às mães de 25 a 29 anos (categoria de referência). Esse resultado é alarmante, na medida em que evidencia uma situação de abuso e vulnerabilidade sofrida por essas meninas, as quais não deveriam estar gestando. Para a faixa etária de 15 a 19 anos, a razão de chances demonstrou ser aproximadamente 8% mais baixa em relação à categoria de referência, apesar de não ter sido estatisticamente significativa. Na faixa etária de 20 a 24 anos, a razão indicou uma chance aproximada 15% menor de a mãe reportar um óbito infantil em relação à categoria de referência. Entre 30 e 34 anos e 35 a 39 anos, a chance de reportar um óbito infantil resultante foi respectivamente de 38% e 106% mais alta. É a partir do grupo etário de 45 a 49 anos que as chances de reportar um óbito infantil crescem intensamente, chegando a ser de aproximadamente 108 vezes (10.800%) mais alta para o grupo etário de 55 a 59 anos de idade, resultado que também pode ter relação com a alta variabilidade devido à quantidade pequena de mães nesse grupo etário. Esses resultados confirmam a associação positiva entre a MI e a idade encontrada na literatura, ainda que não linear, visto que ela também é positiva em idades próximas à adolescência e infância, o que também é corroborado pela literatura (LIMA, 2009; FINLAY et. al, 2011).

A inclusão da variável relativa ao número de crianças residentes no domicílio no Modelo 2 também se mostrou importante. No geral, a chance de se reportar um óbito infantil diminui na medida em que o arranjo domiciliar apresenta um maior número de crianças de 1 a 14 anos completos em sua composição. A chance de se reportar um óbito infantil é aproximadamente 44% menor em arranjos domiciliares que contam com a presença de outra criança em relação a arranjos sem nenhuma criança (categoria de referência). Essa tendência é mantida e reforçada na medida em que o arranjo possui um número ainda mais elevado de crianças. Apesar de parecer contraintuitivo, na medida em que um maior número de crianças também significa uma maior competição por recursos, o resultado sugere um efeito de mães com produção de saúde adequada, tendo em vista a experiência de passar por gestações anteriores sem o desfecho negativo da MI. Dessa forma, a presença de outras crianças no domicílio está associada a uma maior produção de saúde pela mãe, tendo como consequência menores chances de reportar um óbito infantil.

Por fim, a variável número de idosos residentes indicou existir uma chance aproximadamente 39% mais alta de se reportar um óbito infantil em arranjos domiciliares que contam com a presença de um indivíduo idoso (60 anos ou mais) em sua composição. O resultado para a presença de 2 e 3 indivíduos idosos não foi significativo.

O aumento na razão de dependência do arranjo domiciliar devido ao maior número de crianças e idosos pode representar um aumento na competição por recursos (GRANT, 1984; AMIGO et al., 1985; CHARMARBAGWALA et al., 2003). No caso do contexto analisado, há indicativos de que a associação entre muitas crianças residentes e a MI tenha mudado, o que pode ser observado na medida em que a chance de se reportar um óbito infantil é mais baixa em arranjos com um número mais alto de crianças. Por outro lado, a chance de se reportar um óbito infantil em arranjos com a presença de um indivíduo idoso se mostrou mais alta, sugerindo que essa presença ainda representa uma competição por recursos e cuidado, possivelmente afetando a saúde da gestante durante o período perinatal.

Os resultados dos modelos logísticos desagregados entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares na Tabela 13¹⁷ revelaram diferenciais interessantes. Primeiramente, chama a atenção o intercepto mais alto do modelo desagregado pelo arranjo do tipo monoparental, indicando existir uma maior chance de se reportar um óbito infantil nesse tipo de arranjo familiar para uma mãe residente referente à categoria de referência de cada variável independente. Esse resultado corrobora com as altas TMI encontradas para esse tipo de arranjo na análise descritiva (Tabela 4). Também chama a atenção o intercepto ligeiramente mais baixo no modelo desagregado por arranjo domiciliar composto e principalmente estendido, indicando existir para esses grupos de mães residentes aspectos a serem levados em consideração na esfera de proteção à saúde da gestante durante o período perinatal. Esse resultado é relevante na medida em que, na análise descritiva, a TMI dos domicílios compostos se mostrou mais alta que a agregada do Brasil, tendência que não se mantém na análise desagregada dos modelos. Essa tendência sugere a possibilidade de que a presença de parentes residentes para além do núcleo familiar principal como no caso do arranjo estendido esteja associada à uma maior produção de saúde perinatal, tendo em vista o intercepto mais baixo de 0,0072. Essa tendência parece se observar em menor medida também nos arranjos compostos, nos quais há a presença de não parentes para além do núcleo familiar principal.

Em relação ao diferencial do efeito das variáveis independentes, algumas tendências interessantes também se destacam. O efeito da variável escolaridade da mãe sobre as razões de chance de se reportar um óbito infantil manteve seu efeito negativo e significativo em praticamente todos os tipos de arranjos domiciliares quando comparado com a categoria de referência (ensino fundamental incompleto). O aspecto que mais chamou a atenção foi a baixa

¹⁷ Os parâmetros dos modelos desagregados presentes na Tabela 13 se encontram no Apêndice G, H, I, J.

razão de chance de se reportar um óbito infantil de mães com ensino superior em arranjos compostos, nos quais há alta proporção de mães com esse nível de ensino (Gráfico 4). Também foi relevante perceber que o efeito da escolaridade da mãe não se mostrou significativo para mães com ensino fundamental e médio completos residentes em arranjos monoparentais, indicando que o aumento da escolaridade dessas mães só é capaz de aumentar a produção de saúde perinatal de forma significativa quando elas atingem o ensino superior. Nesse sentido, o resultado sugere que, em contexto de falta de apoio da família no arranjo domiciliar, o aumento do nível educacional se traduz em diminuição na chance de reportar um óbito infantil apenas quando a mãe atinge o ensino superior.

A variável estado civil da mãe se mostrou estatisticamente significativa na explicação da MI apenas para as categorias viúva e solteira em relação a mães casadas (categoria de referência). Chamou a atenção a alta e significativa razão de chance associada a mães viúvas residentes em arranjos estendidos, indicando uma associação desse grupo mais alta com a chance de reportar um óbito infantil e com aspectos nocivos à produção de saúde durante o período perinatal. Por serem viúvas, jovens, e provenientes de contextos de possível vulnerabilidade socioeconômica, essa associação pode ter alguma ligação com um contexto de violência, hipótese que carece de evidências no momento. Da mesma forma, observa-se uma razão de chance mais alta de se reportar um óbito infantil para mães solteiras em arranjos compostos e nucleares, e para mães viúvas em arranjos nucleares. De qualquer forma, trata-se de mães sujeitas à instabilidade na relação e à processos traumáticos como no caso da perda do companheiro para as mães viúvas. Essa instabilidade está associada a níveis de saúde piores para crianças (RIBAR, 2004; SMITH et al., 2017), e pode se estender à gestante durante o período perinatal, afetando as chances de sobrevivência infantil. Os resultados corroboram os achados da literatura indicando um efeito protetivo do casamento no desfecho da MI (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; SILVEIRA et al., 2008; BARR; MARUGG, 2019), tendo em vista maiores razões de chance associadas a mães solteiras em relação a mães casadas.

Os resultados relativos à variável quintis de renda domiciliar não apresentaram diferenciais significativos de grande relevância, indicando novamente seu potencial explicativo mais baixo nas razões de chance de se reportar um óbito infantil. Ainda assim, é possível perceber que a chance de se reportar um óbito infantil diminui nos quintis de maior renda domiciliar em relação ao 1º quintil (categoria de referência) apenas para o arranjo nuclear, ainda que os resultados tenham sido estatisticamente significativos apenas no 5º quintil, no qual a razão indicou uma

chance 19% mais baixa de reportar um óbito infantil. Isso sugere que, para arranjos nucleares, maiores níveis de renda se traduzem em menores chances de reportar um óbito infantil, como se espera pelas evidências na literatura (CHEN; MOSLEY, 1984; CHARMABAGWALA et al., 2003; KIM; SAADA, 2013). As baixas razões de chance associadas aos quintis de maior renda domiciliar para os arranjos nucleares também dialogam com a possibilidade de existir um efeito benéfico para a saúde dos parentes em famílias com maior estabilidade familiar (RIBAR, 2004; SMITH et al., 2017). Nesse caso, os resultados sugerem a possibilidade que o efeito da renda se torna mais significativo para a saúde da gestante em arranjos com maiores níveis de estabilidade, o que resultaria em menores chances de se reportar um óbito infantil.

Nos demais arranjos, ao contrário, as razões de chances de reportar um óbito infantil aumentaram nos quintis de mais alta renda domiciliar em relação à categoria de referência, apesar dos resultados não serem estatisticamente significativos para arranjos compostos e monoparentais. No caso dos arranjos estendidos, observou-se um aumento estatisticamente significativo nas razões de chance de se observar um óbito infantil em quintis de mais alta renda domiciliar. Esse resultado sugere que, para esse tipo de arranjo, a renda mais alta pode estar associada com um aumento nas razões de chance de se reportar um óbito, na contramão do que evidencia a literatura e os achados do presente trabalho, os quais indicam ser mais baixa a chance de óbito em arranjos domiciliares estendidos. Deve-se lembrar que as altas TMI associadas a mães com maiores níveis de renda per capita (Tabela 5), principalmente nos arranjos monoparentais, indicam a possibilidade de existir uma interação entre essa variável com a idade, na medida em que mães mais velhas acumularam maiores retornos financeiros ao longo do tempo. No entanto, a análise descritiva também indicou que em arranjos estendidos o padrão etário das mães tende a ser mais rejuvenescido, indicando que os resultados encontrados no modelo podem estar sofrendo algum tipo de viés, resultando em uma maior razão de chance de se reportar um óbito para mães de mais alta renda. De qualquer forma, também há indícios tanto na literatura como no presente trabalho, de que a renda seja uma variável com menor potencial explicativa na análise da MI, principalmente em relação ao seu componente neonatal (CHARMABAGWALA et al., 2003).

No que diz respeito à variável índice de saúde, seu efeito foi não significativo em todos os modelos desagregados por tipos de arranjos domiciliares, corroborando com o resultado encontrado no modelo agregado (Modelo 2). De qualquer forma, a análise do seu efeito não parece ser coerente nos modelos desagregados por tipos de arranjos domiciliares, visto que ela

não faz referência à frequência no atendimento pré-natal da mãe, mas sim à frequência no atendimento pré-natal do município da mãe. Por isso, ela representa uma *proxy* do que teria sido a qualidade no atendimento de saúde da mãe durante seu período perinatal, sendo de fato um índice agregado do município.

Os resultados relativos à variável idade da mãe apontaram aspectos importantes no que diz respeito ao seu efeito entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares. Primeiramente, os resultados mostram uma razão de chance aproximada de 3,9 e 7,2 vezes mais alta de se reportar um óbito infantil para meninas que de 10 a 14 que gestaram em arranjos recenseados como nucleares e monoparentais em relação a mães com idade de 25 a 29 anos nesses mesmos arranjos domiciliares. No caso dos arranjos estendidos e compostos, a razão de chance também foi mais alta, mas o resultado não foi estatisticamente significativo. É evidente que meninas nessa idade não deveriam passar por uma gestação, o que evidencia uma situação de abuso em relação a elas. No que diz respeito à faixa etária de 15 a 19 anos, chamou a atenção a chance aproximadamente 24% mais baixa de se reportar um óbito infantil em arranjos estendidos, enquanto a mesma chance foi 92% mais alta em arranjos monoparentais. Esses resultados reforçam a hipótese de que a presença de parentes, principalmente para gestante jovens adolescentes, pode significar um fator protetivo e um aporte na sua produção de saúde perinatal. Nos demais tipos de arranjos, o resultado não foi estatisticamente significativo para essa faixa etária. A razão de chance associada a mães da idade de 20 a 24 anos em arranjos estendidos e nucleares também se mostrou mais baixa e significativa, resultando em uma chance aproximadamente 22% menor de se reportar um óbito infantil no caso dos arranjos estendidos e 19% menor em arranjos nucleares. Para arranjos compostos e monoparentais, o contrário foi observado, com aumento da razão de chance, apesar de o resultado ter sido não significativo em termos estatísticos.

O efeito da idade da mãe na faixa etária de 30 a 34 anos sobre a MI não mostrou um diferencial de grande relevância quando comparado com o modelo agregado. A partir de 35 a 39 anos, e mais intensamente a partir de 45 a 49 anos, crescem as razões de chance de se reportar um óbito infantil, o que ocorre em todos os tipos de arranjos domiciliares. O que fica evidente é o enorme potencial explicativa da idade da mãe, variável que mostrou grande impacto sobre a chance de reportar um óbito infantil, e apresentou indícios de interação com outras variáveis independentes. Esses resultados eram em parte esperados, tendo em vista evidências já encontradas na literatura (LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011), bem como pelo fato de a idade

da mãe ser um determinante próximo da MI (CHEN; MOSLEY, 1984). Ainda assim, o resultado chamou a atenção por sua magnitude, reforçando a importância dessa variável em contextos de predominância do componente neonatal.

A análise do efeito do número de crianças residentes apontou para diferenças importantes dos resultados desagregados pelo tipo de arranjo domiciliar em relação ao modelo agregado. Para os arranjos nucleares, manteve-se o padrão no qual a presença de um maior número de crianças se mostrou associada à uma diminuição na razão de chance de se reportar um óbito infantil. A presença de apenas uma criança no arranjo nuclear indicou uma diminuição de aproximadamente 56% na chance de se reportar um óbito infantil, tendência que apenas se intensifica com a presença de um maior número de crianças residentes. Para os arranjos domiciliares compostos, o resultado foi significativo apenas para a presença de uma ou duas crianças no domicílio, indicando uma diminuição respectiva de 40% e 55% na chance de se reportar um óbito em relação a arranjos domiciliares sem a presença de crianças (categoria de referência). No caso dos arranjos monoparentais, os resultados também foram significativos, com diminuição de 56% na razão de chance de se reportar um óbito infantil em domicílios com a presença de uma criança, tendência que também tende a ser reforçada de forma significativa na medida em que aumenta o número de crianças residentes. Por fim, apenas arranjos estendidos não apresentaram tendência tão evidente, na medida em que apenas a categoria referente à presença de 3, 5 e 6 crianças se mostrou estatisticamente significativa. Ainda assim, os resultados tendem a indicar uma diminuição nas chances de se reportar um óbito infantil dada a presença de outras crianças residentes no domicílio.

Por fim, os resultados referentes à variável número de idosos residentes indicou diferenças relevantes entre os modelos desagregados por tipo de arranjo domiciliar. Se no modelo agregado a presença de uma pessoa idosa no arranjo domiciliar se mostrou associada com o aumento na chance de se reportar um óbito infantil, essa tendência se mostrou significativa apenas em arranjos nucleares e monoparentais, onde a chance de se reportar um óbito infantil dada a presença de um idoso residentes foi, respectivamente, 2,44 e 5,6 vezes maior em relação à arranjos sem a presença de um idoso em sua composição (categoria de referência). No caso dos arranjos estendidos e compostos, as chances de se reportar um óbito infantil foram inclusive menores na presença de uma pessoa idosa residente, apesar de os resultados não terem sido estatisticamente significativos. Por outro lado, gestantes residentes em arranjos com menos número de parentes residentes e com estrutura familiar mais nuclearizada podem sofrer com

uma redução na produção domiciliar de saúde quando há uma pessoa idosa também residente, a qual possivelmente irá competir pela atenção e cuidado da própria gestante, tendo em vista a ausência de demais parentes no arranjo domiciliar.

Tabela 13 – Razão de chance de se reportar um óbito para cada tipo de arranjo domiciliar (modelo desagregado por tipo de arranjo domiciliar), Brasil, 2010

Variável	Razão de chances			
	Arranjo nuclear	Arranjo estendido	Arranjo composto	Arranjo monoparental
Intercepto	0,0169 *** (0,0128 - 0,0192)	0,0072 *** (0,0047 - 0,0110)	0,0147 *** (0,0038 - 0,0527)	0,0351 *** (0,0168 - 0,0716)
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	0,7414 *** (0,6518 - 0,8416)	0,6926 *** (0,5801 - 0,8241)	0,5953 * (0,3263 - 1,0340)	0,7924 (0,5606 - 1,1057)
Ensino médio	0,5776 *** (0,5059 - 0,6586)	0,5128 *** (0,4227 - 0,6198)	0,5675 * (0,3175 - 0,9836)	0,7727 (0,5470 - 1,0818)
Ensino Superior	0,3361 *** (0,2596 - 0,4311)	0,3298 *** (0,2119 - 0,4939)	0,1091 *** (0,0247 - 0,3376)	0,4190 * (0,1928 - 0,8318)
Estado civil da mãe				
Separada	0,6434 (0,3405 - 1,1262)	0,8891 (0,4899 - 1,5147)	1,5554 (0,2026 - 6,9540)	0,9284 (0,4534 - 1,8153)
Divorciada	0,8819 (0,5746 - 1,2983)	1,0489 (0,6323 - 1,6685)	1,1897 (0,1647 - 5,0261)	0,7431 (0,4020 - 1,3471)
Viúva	1,7048 * (1,0863 - 2,5854)	2,1201 *** (1,4371 - 3,0933)	2,5187 (0,6321 - 8,4834)	0,8705 (0,4982 - 1,5133)
Solteira	1,2248 *** (1,1057 - 1,3572)	1,0444 (0,8866 - 1,2339)	2,0682 * (1,1880 - 3,7961)	0,8229 (0,5659 - 1,2245)
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	0,9399 (0,8306 - 1,0631)	1,2335 * (0,9958 - 1,5306)	1,1831 (0,5759 - 2,4250)	1,1447 (0,8380 - 1,5520)
3º quintil	1,0541 (0,9092 - 1,2201)	1,2846 * (1,0308 - 1,6031)	1,2330 (0,6139 - 2,4911)	1,3801 (0,8953 - 2,0830)
4º quintil	0,9313 (0,7840 - 1,1034)	1,4345 ** (1,1530 - 1,7885)	1,6359 (0,8405 - 3,2528)	1,0974 (0,6277 - 1,8451)
5º quintil	0,8099 * (0,6559 - 0,9958)	1,4131 ** (1,0960 - 1,8213)	1,2789 (0,6393 - 2,6036)	1,0453 (0,5318 - 1,9519)
Índice de Saúde				
Índice 2	0,8876 (0,7604 - 1,0359)	1,0234 (0,8354 - 1,2529)	0,6046 (0,3103 - 1,1525)	1,0551 (0,7240 - 1,5387)
Índice 3	0,9129 (0,7609 - 1,0949)	0,9763 (0,7571 - 1,2560)	0,7404 (0,3270 - 1,6306)	0,8711 (0,5463 - 1,3842)
Índice 4	0,8603 (0,7039 - 1,0514)	1,0448 (0,7832 - 1,3915)	0,4535 (0,1709 - 1,1639)	0,9246 (0,5486 - 1,5526)
Índice 5	1,1138 (0,8947 - 1,3852)	0,9880 (0,7047 - 1,3778)	0,8117 (0,2981 - 2,1496)	1,3326 (0,7315 - 2,4027)
Idade da mãe				
10-14	3,9240 *** (2,5175 - 5,8497)	1,2763 (0,7366 - 2,0751)	1,1372 (0,0614 - 6,0728)	7,2832 *** (2,6222 - 17,2553)
15-19	0,9632 (0,8081 - 1,1469)	0,7562 * (0,6007 - 0,9544)	0,8099 (0,3696 - 1,7876)	1,9203 ** (1,1662 - 3,1543)
20-24	0,8150 **	0,7814 *	1,1485	1,1928

	(0,7 - 0,9487)	(0,6266 - 0,9776)	(0,5895 - 2,3432)	(0,7706 - 1,8595)
30-34	1,4126 *** (1,2086 - 1,6502)	1,4610 ** (1,1180 - 1,9023)	2,6922 ** (1,2889 - 5,7545)	1,1190 (0,6944 - 1,7970)
35-39	2,0942 *** (1,7619 - 2,4843)	2,3743 *** (1,7612 - 3,1747)	2,5363 * (0,9798 - 6,1906)	1,7894 * (1,1159 - 2,8670)
40-44	4,5239 *** (3,7201 - 5,4801)	6,0428 *** (4,4312 - 8,1706)	7,4344 *** (2,91271 - 8,2748)	3,2604 *** (1,9273 - 5,4610)
45-49	20,0950 *** (15,892 - 25,273)	43,2036 *** (31,81 - 58,57)	27,9381 *** (9,5899 - 78,2506)	22,4611 *** (13,156 - 38,494)
50-54	73,4319 *** (55,352 - 97,350)	64,6368 *** (45,468 - 91,77)	53,6896 *** (15,04 - 188,61)	62,7315 *** (34,568 - 115,658)
55-59	82,5452 *** (59,297 - 115,21)	117,4232 *** (81,013 - 171,14)	93,5901 *** (30,38 - 294,26)	83,1886 *** (45,491 - 155,418)
Número de crianças residentes				
1	0,4445 *** (0,3953 - 0,4991)	1,0268 (0,8731 - 1,2078)	0,6045 * (0,3607 - 0,9983)	0,4459 *** (0,3270 - 0,6032)
2	0,4321 *** (0,3689 - 0,5042)	0,8525 (0,6969 - 1,0396)	0,4546 * (0,2377 - 0,8295)	0,2932 *** (0,1883 - 0,4435)
3	0,3826 *** (0,3027 - 0,4780)	0,5853 *** (0,4379 - 0,7717)	0,5695 (0,2563 - 1,1572)	0,1386 *** (0,0605 - 0,2756)
4	0,2461 *** (0,1683 - 0,3478)	0,8508 (0,6114 - 1,1622)	0,4433 (0,1286 - 1,1609)	0,2093 *** (0,0797 - 0,4544)
5	0,2446 *** (0,1479 - 0,3801)	0,6278 * (0,3907 - 0,9640)	0,8361 (0,2395 - 2,2365)	0,5034 (0,1878 - 1,1246)
6	0,3355 *** (0,17600 - ,5788)	0,4736 * (0,2287 - 0,8733)	-	0,2156 (0,0120 - 1,0246)
7	0,1311 *** (0,0314 - 0,3629)	0,4461 (0,1542 - 1,0157)	-	-
8+	-	0,8454 (0,3453 - 1,7520)	-	-
Número de idosos residentes				
1	2,4419 *** (1,9279 - 3,0687)	0,9877 (0,8456 - 1,1509)	0,7974 (0,4474 - 1,3530)	5,6106 *** (3,4575 - 8,9304)
2	5,5720 *** (2,9515 - 9,8128)	0,9013 (0,6886 - 1,1628)	0,7714 (0,2800 - 1,7984)	4,9409 (0,2155 - 57,1086)
3	-	1,5097 (0,4933 - 3,6118)	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

IV. CAPÍTULO – DISCUSSÃO

Na análise descritiva, foi possível ter a clareza de que a presença e apoio de parentes residentes no domicílio é relevante, na medida em que arranjos monoparentais apresentaram os níveis mais elevados na TMI, resultado que se mostrou coerente com evidências na literatura científica (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; SILVEIRA et al., 2008). Ao mesmo tempo, arranjos nucleares apresentaram um nível da TMI mais baixo que a média agregada do Brasil, indicando não apenas um efeito benéfico do maior nível socioeconômico desse tipo de arranjo (Gráficos 3 e 4), mas também um diferencial de estabilidade familiar que ele parece prover, favorecendo o processo mais adequado de produção de saúde durante a gestação. Esse resultado também vai de encontro com as evidências na literatura, a qual evidencia o efeito benéfico do casamento para a saúde materna e para a sobrevivência e saúde infantil (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; RIBAR, 2004; SILVEIRA et al., 2008; SMITH et al., 2017; BARR; MARUGG, 2019).

Nos arranjos estendidos, também se observou um nível mais baixo na TMI em relação à TMI do agregado entre todos os domicílios do Brasil. Foi um resultado surpreendente, na medida em que as mães residentes nestes arranjos são jovens, se encontram no início da vida reprodutiva, e possuem níveis de renda e escolaridade mais baixos. Nesse sentido, o nível da TMI para os arranjos estendidos sugere que, no regime demográfico brasileiro de 2010, caracterizado por baixos níveis de fecundidade e mortalidade, ainda existe o efeito do apoio de parentes sobre a sobrevivência infantil, sendo benéfico sobretudo para reduzir a MI associada a mães jovens residentes em arranjos estendidos. Como já ressaltado, a literatura evidencia que em populações pré-transicionais onde a fecundidade e a mortalidade eram muito altas, a presença e apoio de parentes para a sobrevivência infantil era muito relevante (SEAR et al., 2008; CHAPMAN; LUMMAA, 2024). Os resultados encontrados sugerem que, dada a compressão da MI no componente neonatal devido ao avanço da transição demográfica, ainda existe um efeito importante da presença e apoio de parentes em arranjos estendidos, agora mais significativo durante o período neonatal.

Vale ressaltar que o cenário descrito também encontrou respaldo na análise realizada a partir da desagregação do modelo logístico (Tabela 13), o qual apontou menores chances de reportar óbito infantil para mães de 15 a 19 anos em arranjos estendidos em relação aos demais tipos de arranjos. Ao mesmo tempo, a mesma análise indicou que a presença de uma pessoa idosa não aumenta a chance de reportar um óbito infantil em arranjos estendidos e compostos, enquanto

o contrário se observa nos arranjos nucleares e monoparentais, onde a presença de uma pessoa idosa residente resultou no aumento das chances de se reportar um óbito infantil. Nesse sentido, toda a análise realizada para arranjos estendidos parece reforçar a noção de que a presença e apoio de parentes, inclusive aqueles que potencialmente podem competir por cuidado como idosos, representam uma esfera de apoio à produção perinatal de saúde da gestante.

O cenário descrito corresponde à gestação de uma mulher adolescente ou jovem adulta em arranjos nucleares e monoparentais, a qual permanece no domicílio da mãe, agora classificado como estendido devido ao nascimento do recém-nascido. Neste contexto, a presença da mãe da gestante significa um suporte psicológico e financeiro, principalmente em vista da idade jovem da gestante.

Os resultados relativos aos arranjos estendidos foram surpreendentes e de grande importância na análise. No entanto, permanece a limitação de não ter sido feita uma análise mais detalhada das relações de parentesco e como elas podem significar uma rede de apoio e um mecanismo na proteção à saúde da gestante durante o período perinatal especificamente para mães residentes em arranjos estendidos. Ficou claro que esse tipo de arranjo se mostrou particularmente protetivo para a saúde das gestantes, razão pela qual permanece como uma agenda de pesquisa destrinchar os diferenciais de MI entre mães residentes nesse tipo de arranjo, e como a composição de parentes residentes é importante para esse diferencial.

A análise feita a partir da desagregação do modelo logístico principal (Modelo 2) para as mães residentes nos quatro tipos de arranjos domiciliares confirmou a tendência de diminuição na MI em contextos de maior disponibilidade de parentes no domicílio, tal como foi observado na análise descritiva da TMI de arranjos estendidos. Ao analisar o intercepto de cada modelo, é possível ter uma noção da chance de que a mãe residente em cada tipo de arranjo tenha reportado um óbito infantil, dado o controle pelas variáveis independentes. O resultado indicou que a chance de reportar um óbito infantil é mais baixa em arranjos estendidos, seguido de arranjos compostos. O resultado não significa que nesses arranjos observa-se menos óbitos infantis, mas que o efeito de passar por uma gestação em arranjos domiciliares estendidos e compostos pode ser mais significativo na produção perinatal de saúde e no desfecho do nascimento, dado o controle das variáveis independentes incluídas, em relação a arranjos nucleares e principalmente monoparentais, onde a ausência da presença e apoio de parentes no domicílio parece produzir o efeito contrário.

Dessa forma, as análises descritiva e estatística realizadas permitiram chegar em um primeiro entendimento acerca da relação entre o arranjo familiar do domicílio e a MI, o qual se baseia na observação de que arranjos com um maior número de parentes e residentes apresentam um nível na TMI mais baixo no caso dos arranjos estendidos, e uma chance menor de reportar um óbito infantil no caso dos arranjos estendidos e compostos dado o controle estatístico das variáveis independentes. Este resultado é importante na medida em que agrega o entendimento de que o apoio de parentes permanece como um aspecto relevante a ser considerado para a sobrevivência infantil em contextos de transição demográfica avançada. No entanto, tal como a MI tende a se comprimir no período neonatal com o avanço da transição demográfica, também a relevância do apoio do parentesco parece se comprimir no período perinatal, o qual inclui a gestação e o parto.

A análise do modelo agregado confirmou as tendências apontadas na literatura acerca do efeito da idade (LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011), da escolaridade (THOMAS et al., 1990; PEÑA et al., 2000) e do estado civil da mãe (PEACOCK et al., 1995; BIRD et al., 2000; RIBAR, 2004; SILVEIRA et al., 2008; SMITH et al., 2017; BARR; MARUGG, 2019) sobre a MI neonatal. Ao mesmo tempo, confirmou o peso relativamente menos importante da variável renda (CHARMARBAGWALA et al., 2003). O efeito da idade da mãe foi amplamente significativo entre todos os tipos de arranjos domiciliares. Já o efeito da escolaridade só não foi significativo para mães de ensino fundamental incompleto e completo residentes em arranjos monoparentais, sugerindo que o aumento da escolaridade nem sempre é capaz de compensar pela falta de apoio familiar dentro do domicílio.

A análise do modelo logístico trouxe também um segundo entendimento importante, na medida em que demonstrou que a chance de reportar um óbito infantil é menor em arranjos domiciliares com um maior número de crianças residentes. Esse resultado sugere que a produção de saúde da gestante durante o período perinatal é favorecida quando esta já passou por gestações anteriores, corroborando com a noção de que a gestação do primeiro filho pode ter maiores chances de desfechos negativos (LIMA, 2009; FINLAY et al., 2011). É importante lembrar que a associação encontrada parece indicar antes de tudo uma maior produção de saúde da mãe, tendo em vista que esta já passou por outras gestações sem o desfecho negativo da MI, sugerindo que a associação entre a chance de reportar o óbito infantil e o número de crianças residentes explica principalmente o efeito de uma mãe com produção de saúde adequada. Este resultado foi importante por demonstrar uma mudança na associação que se observava em

populações históricas pré-transicionais, na qual altos níveis de fecundidade se associavam à contextos de altos níveis na TMI (VAN SOEST; SAHA, 2018), resultando igualmente em uma associação entre arranjos familiares com um alto número de crianças e maiores níveis de TMI (GRANT, 1984; AMIGO et al., 1985).

Os resultados referentes à variável número de crianças residentes também reforçam a noção de que as variáveis relativas à saúde crescem em importância na análise da MI em contextos de transição demográfica avançada, onde predomina o componente neonatal. Na medida em que a presença de um maior número de crianças se associa à maiores níveis na TMI nos estágios iniciais da transição, devido à uma maior restrição de recursos intradomiciliar (WOLFE; BEHRMAN, 1982; CHARMARBAGWALA et al., 2003), nota-se que variáveis como a renda tinham um peso muito mais importante para a MI. Em estágios de transição demográfica avançada, pelo contrário, o peso de aspectos relativos à saúde e aos comportamentos de saúde parecem ser mais relevantes. Dessa forma, mulheres que passaram por uma ou mais gestações anteriores podem apresentar um nível mais satisfatório na produção de saúde, resultando em maior sobrevivência infantil; e alterando a associação entre o número de crianças residentes e a MI, a qual, historicamente, era tida como positiva.

Os resultados encontrados na análise descritiva e inferencial ajudam compreender melhor a importância de aspectos associados à produção materna de saúde durante o período perinatal, sendo particularmente relevante observar como a presença de parentes no domicílio da gestante se mostrou um diferencial de grande importância. Esta foi possivelmente a descoberta mais significativa, reforçando o entendimento de que a produção de saúde da gestante é beneficiada pelo apoio de parentes e demais residentes no domicílio, e que a falta deles pode significar um contexto de maior vulnerabilidade e falta de apoio para a saúde da gestante.

Ficou claro tanto pela revisão bibliográfica como pela análise dos resultados que a MI é fortemente explicada por variáveis relativas à saúde em contextos de predominância do componente neonatal, demonstrando o crescimento da importância de determinantes próximos associados à produção de saúde materna para compreender a MI (CHEN; MOSLEY, 1984; FRANÇA; LANSKY, 2008; PREZOTTO et al., 2023). Os resultados também reforçam como a produção domiciliar de saúde associada ao comportamento dos membros residentes apresenta um diferencial importante como um determinante próximo da MI (BERMAN et al., 1994). No caso do presente trabalho, a análise da produção de saúde tem relação com o período perinatal. No entanto, futuros esforços serão necessários para compreender como ela atua em outros

contextos, inclusive com efeitos potenciais na saúde dos indivíduos de todas as idades e na expectativa de vida no geral.

Percebe-se, nesse sentido, que os resultados reforçam a limitação da pesquisa, a qual se ancora em fontes de dados de natureza demográfica e socioeconômica, sendo necessário, em futuros esforços, buscar incluir na análise aspectos relativos à saúde e ao comportamento de saúde da gestante, bem como as características de saúde do próprio recém-nascido, de forma a destrinchar ainda mais os diferenciais na produção de saúde durante o período perinatal entre os diferentes arranjos domiciliares. Essa limitação foi particularmente importante na pesquisa, a qual não foi capaz de analisar e controlar variáveis relativas à produção de saúde da gestante durante o processo perinatal a nível individual.

Dessa forma, o trabalho situa os diferentes tipos de arranjos domiciliares em termos socioeconômicos e lança luz sobre sua capacidade no que diz respeito à produção de saúde da gestante durante o período perinatal. O uso de uma base de dados oriunda de uma pesquisa transversal como Censo Demográfico demonstrou suas potencialidades e seus limites, e possibilitou o entendimento claro de que as tendências encontradas merecem atenção em futuros trabalhos. Apesar disso, demonstrou igualmente a importância de se investigar a relação entre a MI e arranjo domiciliar a partir de pesquisas domiciliares na área da saúde, como forma de incluir na análise variáveis específicas da saúde materna e perinatal a nível da gestante ou mãe.

CONCLUSÃO

Este trabalho lança luz sobre os diferenciais na produção de saúde durante o período perinatal entre os principais tipos de arranjos domiciliares observados na sociedade brasileira. A importância do arranjo familiar do domicílio como uma esfera na qual são agenciados recursos como tempo e cuidado na produção da saúde da gestante parece ser uma realidade a ser considerada na análise da MI neonatal. Nesse sentido, os parentes e membros residentes no domicílio podem representar um diferencial para a saúde da gestante na medida em que podem estar associados à comportamentos relacionados à saúde, ao cuidado e ao suporte financeiro e psicológico durante o período perinatal. Esse arcabouço conceitual se mostrou coerente com a análise e com os resultados, na medida em que determinados arranjos domiciliares com um maior número de parentes residentes demonstraram menores níveis na TMI, e uma menor chance de reportar um óbito infantil.

Este contexto é particularmente relevante para mães residentes em arranjos domiciliares monoparentais, as quais estão sujeitas a maiores complicações durante o período perinatal, o que se traduz em maiores níveis na TMI. Essa mesma tendência foi identificada na análise do modelo logístico desagregado para este arranjo domiciliar, na qual o intercepto se mostrou o mais alto em relação aos demais tipos de arranjos. Ainda que grande parte da MI seja explicada pelo baixo nível socioeconômico dessas mães, a possibilidade de que a falta de suporte financeiro e psicológico da família esteja na origem desses óbitos infantis permanece uma hipótese plausível a ser destrinchada em futuros trabalhos.

Também chamou atenção a baixa TMI para os domicílios estendidos, nos quais as mães residentes são jovens e estão entre aquelas com nível socioeconômico médio e baixo, sugerindo a possibilidade de existir uma esfera de proteção à saúde dessas mães oferecida pela família durante o período perinatal, o que se traduz em menores níveis na TMI apesar do contexto socioeconômico menos favorável. Meninas gestantes jovens e ainda inexperientes podem contar com o apoio financeiro e psicológico de suas mães e demais parentes quando entram em processo de gestação, o que resulta em maior produção domiciliar de saúde e favorece a redução da MI neonatal. Nesse sentido, diferente de arranjos monoparentais, em arranjos estendidos o baixo nível na TMI pode ser interpretado como sendo associado ao apoio familiar, principalmente quando as mães tendem a ser mais jovens e com menor nível socioeconômico.

A tendência de menor nível na TMI associada à arranjos domiciliares estendidos também se observou no baixo intercepto do modelo logístico desagregado para este tipo de arranjo. De

forma semelhante, observou-se um intercepto mais baixo para o modelo desagregado por arranjo domiciliar composto, tendência não observada de forma evidente na análise descritiva da TMI. Esses resultados sugerem que o processo de gestação em arranjos domiciliares com a presença de parentes e demais membros em sua composição, como é o caso dos arranjos estendidos e compostos, pode significar uma esfera de apoio para a gestante, resultando em menores chances de se reportar um óbito infantil.

Também foi possível observar que arranjos domiciliares nucleares apresentaram os níveis mais baixos na TMI, o que se explica tanto pelo nível socioeconômico mais favorável das mães residentes nesse tipo de arranjo domiciliar como também pelo seu contexto de maior estabilidade nas relações conjugais. Ao mesmo tempo, o intercepto do modelo desagregado para arranjos nucleares foi mais alto em relação ao modelo desagregado por arranjos estendidos e compostos, sugerindo que, dado o controle pelas variáveis independentes incluídas na análise, a chance de se reportar um óbito nesse tipo de arranjo é maior. Esse resultado não significa que arranjos nucleares estão associados às maiores chances de óbito infantil, mas que o controle pelas demais variáveis independentes demonstra que o efeito de a mãe residir em arranjos estendidos e compostos na redução da MI é mais intenso em relação aos arranjos nucleares e principalmente em relação aos arranjos estendidos. Ainda assim, os arranjos nucleares se mostraram os mais adequados na produção de saúde durante o período perinatal quando se leva em conta os fatores socioeconômicos a eles associados, tendo em vista seu baixo nível na TMI.

A análise do modelo logístico demonstrou como foram relevantes e estatisticamente significativas as variáveis que, de alguma forma, se associam à saúde ou ao comportamento de saúde da gestante. Dentre elas, se destacou a idade da mãe, a qual teve um potencial explicativo enorme tanto na análise descritiva como na análise inferencial do modelo. Também se destacou a escolaridade da mãe, variável que se associa ao comportamento de saúde e que demonstrou ser muito importante na explicação da MI. Além disso, a variável número de crianças residentes se revelou particularmente importante, indicando existir uma maior chance de óbito infantil para o 1º filho tido. Ela também demonstrou uma mudança na associação positiva observada em estágios iniciais da transição demográfica entre alta fecundidade e número de crianças residentes com a MI, tendo em vista a associação inversa observada entre o número de crianças residentes e a chance de reportar um óbito infantil. Por fim, o estado civil também se revelou importante, reforçando a noção de que mães casadas apresentam níveis mais satisfatórios na produção domiciliar de saúde durante o período perinatal.

O trabalho tem como contribuição principal a noção de que os arranjos familiares apresentam diferenciais importantes a serem considerados na análise e planejamento de políticas públicas direcionadas à saúde perinatal e à redução da MI, o que se confirmou tanto na análise descritiva macro como na análise inferencial micro. Ele serve como um substrato para a orientação e atuação de agentes da saúde que atuam no atendimento de mulheres que se encontram em processo de gestação, com ressalva especial para agentes do programa Estratégia Saúde da Família do SUS, possibilitando a identificação e acompanhamento de gestantes em situação mais vulnerável no que diz respeito ao apoio que recebem no arranjo domiciliar em que residem. Nesse sentido, o trabalho reforçou a necessidade de um olhar atento dos agentes de saúde para gestantes com as seguintes características: gestantes jovens e gestantes com idade avançada no período reprodutivo, gestantes solteiras ou viúvas, gestantes de baixa escolaridade, e gestantes residentes em arranjos monoparentais ou até mesmo em arranjos com pouco apoio familiar. Também reforçou a necessidade de olhar para o número de crianças residentes no arranjo domiciliar da gestante, tendo em vista a maior chance de óbito infantil associada à primeira gravidez.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. E. D. **Transição da Fecundidade e Relações de Gênero no Brasil**. 1994. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, 1994.
- ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. Timing of childbearing in low fertility regime: how and why Brazil is different? In: **IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE**, 26., 2009, Marrocos. Anais. Marrocos: International Union for the Scientific Study of Population, 2009.
- AMATO, P. R.; KEITH, B. Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis. **Psychological Bulletin**, v. 110, n. 1, p. 26-46, 1991.
- AMATO, P. R.; PATTERSON, S. E. Single-parent households and mortality among children and youth. **Social Science Research**, v. 63, p. 253-262, mar. 2017. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2016.09.017.
- AMIGO, Hugo, et al. Mortalidade em menores de cinco anos na cidade de Recife, PE (Brasil): tendências e associações. **Revista de Saúde Pública**, v. 19, p. 531-542, 1985.
- AYLLÓN, S.; FERREIRA-BATISTA, N. N. 'Mommy, I miss daddy'. The effect of family structure on children's health in Brazil. **Economics & Human Biology**, v. 19, p. 75-89, 2015. DOI: 10.1016/j.ehb.2015.08.001.
- BARR, J. J.; MARUGG, L. Impact of marriage on birth outcomes: Pregnancy Risk Assessment Monitoring System, 2012-2014. **Linacre Quarterly**, v. 86, n. 2-3, p. 225-230, maio 2019. DOI: 10.1177/0024363919843019.
- BARUFI, A. M.; HADDAD, E.; PAEZ, A. Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. **BMC Public Health**, v. 12, p. 181, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-181>. Acesso em: 8 jul. 2024.
- BECKER, Gary S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BENNETT, Trude. Marital status and infant health outcomes. **Social Science & Medicine**, v. 35, n. 9, p. 1179-1187, 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90207-S](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90207-S).

BENNETT, Trude; et al. Maternal marital status as a risk factor for infant mortality. **Family Planning Perspectives**, v. 26, n. 6, p. 252-271, 1994. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2135890>.

BERMAN, P.; KENDALL, C.; BHATTACHARYYA, K. The household production of health: Integrating social science perspectives on micro-level health determinants. **Social Science & Medicine**, v. 38, n. 2, p. 205-215, 1994.

BIRD, S. T. et al. Beyond Marital Status: Relationship Type and Duration and the Risk of Low Birth Weight. **Family Planning Perspectives**, v. 32, n. 6, p. 281-287, 2000. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2648196>.

BRADSHAW, C. J. A.; PERRY, C.; JUDGE, M. A.; SARASWATI, C. M.; HEYWORTH, J.; LE SOUËF, P. N. Lower infant mortality, higher household size, and more access to contraception reduce fertility in low- and middle-income nations. **PLoS ONE**, v. 18, n. 2, p. e0280260, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0280260>.

BRASIL. **Ministério da Saúde**. Secretaria de Vigilância em Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal. 2. ed. Brasília: Ministério da Saúde, 2009. 96 p. (Série A. Normas e Manuais Técnicos).

BRASIL. **Ministério da Saúde**. Dados de mortalidade infantil. 2023. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sim/cnv/inf10uf.def>.

BRASIL. Secretaria de Vigilância em Saúde. Ministério da Saúde. **Boletim Epidemiológico** 37, v. 52, 2021.

BRASS, W.; COALE, A. J. Methods of Analysis and Estimation. In: BRASS, W.; COALE, A. J.; et al. The Demography of Tropical Africa. Princeton: **Princeton University Press**, 1973.

BUESCHER, P. A.; MITTAL, M. Racial disparities in birth outcomes increase with maternal age: recent data from North Carolina. **N C Med J**, v. 67, n. 1, p. 16-20, 2006.

CASTRO-MARTÍN, Teresa; CORTINA, Clara; GARCÍA, Teresa Martín; PARDO, Ignacio. Maternidad sin matrimonio en América Latina: Análisis comparativo a partir de datos censales. **Notas de Población: CEPAL**, [S. l.], v. 93, p. 37-76, 2011.

CAVENAGHI, S. M.; BERQUÓ, E. Perfil socioeconômico e demográfico da fecundidade no Brasil de 2000 a 2010. In: VI CONGRESO DE ALAP: DINÁMICA DE POBLACIÓN Y DESARROLLO SOSTENIBLE CON EQUIDAD, 2014, Lima. Programa Científico do VI Congreso de ALAP: **Dinámica de población y desarrollo sostenible con equidad**. Rio de Janeiro: ALAP, 2014. v. 1. p. 1-20.

CELADE. **Los datos demográficos: Alcances, limitaciones y métodos de evaluación**. Santiago de Chile: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, 2014.

CHAPMAN, S. N.; LUMMAA, V. Grandmother effects over the Finnish demographic transition. **Evolutionary Human Sciences**, v. 6, p. e6, 2024. DOI: 10.1017/ehs.2023.36.

CHARMABAGWALA, R.; RANGER, M.; WADDINGTON, H.; WHITE, H. **The Determinants of Child Health and Nutrition: A Meta-Analysis**. The World Bank and the University of Maryland, 2003.

CHEN, X. et al. **Maternal Dietary Patterns and Pregnancy Outcome**. *Nutrients*, v. 8, n. 6, p. 351, jun. 2016. DOI: 10.3390/nu8060351. PMID: 27338455. PMCID: PMC4924192.

CHERLIN, Andrew J.; RIBAR, David C.; YASUTAKE, Suzumi. Nonmarital First Births, Marriage, and Income Inequality. **American Sociological Review**, v. 81, n. 4, p. 749-770, 2016.

COVRE-SUSSAI, M. Características socioeconômicas e culturais das uniões consensuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 33, n. 1, p. 53–74, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.20947/S0102-309820160004>.

DAHLGREN, G.; WHITEHEAD, M. **Policies and Strategies to Promote Social Equity in Health**. Stockholm: Institute for Future Studies, 1991.

DAVIS, E. P.; GLYNN, L. M.; DUNKEL SCHETTER, C.; HOBEL, C.; CHICZ-DEMET, A.; SANDMAN, C. A. Corticotropin-releasing hormone during pregnancy is associated with infant temperament. **Developmental Neuroscience**, v. 27, n. 5, p. 299-305, 2005. DOI: 10.1159/000086709. PMID: 16137987.

DUARTE, L. T.; SILVA, D. B. do N.; BRITO, J. A. de M. Análise de parâmetros do Censo Demográfico 2010: uma investigação de fatores associados a erros não amostrais do

levantamento de dados. **Revista Brasileira De Estudos De População**, v. 33, n. 3, p. 679-701, 2016. DOI: 10.20947/S0102-30982016c0011.

ESTEVE, A.; LESTHAEGHE, R. J.; LÓPEZ-COLÁS, J.; LÓPEZ-GAY, A.; COVRE-SUSSAI, M. Cohabitation in Brazil: historical legacy and recent evolution. In: **Cohabitation and marriage in the Americas: geo-historical legacies and new trends**. Springer, Cham, 2016. p. 217-245.

FERNANDES, A. A. T.; FIGUEIREDO FILHO, D. B.; ROCHA, E. C. da; NASCIMENTO, W. da S. Read this paper if you want to learn logistic regression. **Revista de Sociologia e Política**, v. 28, n. 74, p. 006, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1678-987320287406en>.

FINLAY, J. E.; ÖZALTIN, E.; CANNING, D. The association of maternal age with infant mortality, child anthropometric failure, diarrhoea and anaemia for first births: evidence from 55 low- and middle-income countries. **BMJ Open**, v. 1, n. 2, p. e000226, 2011. DOI: 10.1136/bmjopen-2011-000226.

FRANÇA, E.; LANSKY, S. **Mortalidade Infantil Neonatal no Brasil: Situação, Tendências e Perspectivas**. Texto elaborado por solicitação da RIPSa para o Informe de Situação e Tendências: Demografia e Saúde, 2008 (Textos de Apoio, Texto 3). Departamento de Medicina Preventiva e Social/Faculdade de Medicina/UFMG e Secretaria Municipal de Saúde - Prefeitura de Belo Horizonte, 2008.

GANDRA, Juliana Mara F. Viana. **Mudanças nos padrões de formação das famílias domiciliares brasileiras: um estudo das complexidades recentes, dos diferenciais socioeconômicos e de papéis de gênero**. 2023. Tese (Doutorado em Economia e Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Belo Horizonte, MG.

GOLDSCHIEDER, Frances, et al. The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. **Population and Development Review**, v. 41, n. 2, p. 207-239, 2015. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/24639356>.

GRANT, J. P. Situação mundial da infância. Roma: **UNICEF**, 1984.

HEATON, Tim B.; FORSTE, Renata; HOFFMANN, John P.; FLAKE, Dallen. Cross-national variation in family influences on child health. **Social Science & Medicine**, v. 60, n. 1, p. 97-108, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.04.029>.

HILL, K.; UPCHURCH, D. M. Gender Differences in Child Health: Evidence from the Demographic and Health Surveys. **Population and Development Review**, v. 21, n. 1, p. 127-151, 1995. DOI: 10.2307/2137416.

HOULE, B.; KABUDULA, C.; GARETA, D. et al. Household structure, composition and child mortality in the unfolding antiretroviral therapy era in rural South Africa: comparative evidence from population surveillance, 2000–2015. **BMJ Open**, v. 13, 2023. DOI: 10.1136/bmjopen-2022-070388.

HOULE, Brian, et al. Household context and child mortality in rural South Africa: the effects of birth spacing, shared mortality, household composition and socio-economic status. **International Journal of Epidemiology**, v. 42, n. 5, p. 1444-1454, 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 1999. 45 p. (**Estudos e pesquisas. Informação demográfica e socioeconômica**, ISSN 1516-3296; n. 2). ISBN 85-240-0749-4.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Manual do Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - **PNAD**. Microdados. 2012-2022. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>.

KANG, Y.; WU, L. S. F.; SHAIKH, S.; ALI, H.; SHAMIM, A. A.; CHRISTIAN, P.; LABRIQUE, A.; WEST, K. P. Birth anthropometry predicts neonatal and infant mortality in rural Bangladesh: a focus on circumferential measurements. **American Journal of Clinical Nutrition**, v. 115, n. 5, p. 1334-1343, 1 maio 2022. DOI: 10.1093/ajcn/nqab432. PMID: 35021206; PMCID: PMC9071409.

KIM, D.; SAADA, A. The social determinants of infant mortality and birth outcomes in Western developed nations: a cross-country systematic review. **International Journal of**

Environmental Research and Public Health, v. 10, n. 6, p. 2296-2335, 2013. DOI: 10.3390/ijerph10062296.

KRUEGER, P. M. et al. Family structure and multiple domains of child well-being in the United States: a cross-sectional study. **Population Health Metrics**, v. 13, p. 6, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/s12963-015-0038-0>.

LEMONS, J. A. et al. Very low birth weight outcomes of the National Institute of Child Health and Human Development Neonatal Research Network, January 1995 through December 1996. NICHD Neonatal Research Network. **Pediatrics**, v. 107, n. 1, p. E1, jan. 2001. DOI: 10.1542/peds.107.1.e1. PMID: 11134465.

LESTHAEGHE, R. The second demographic transition in Western countries: an interpretation. **Gender and family change in industrialized countries**, 1995.

LESTHAEGHE, R. The Unfolding Story of the Second Demographic Transition. **Population and Development Review**, v. 36, n. 2, p. 211-251, 2010. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/25699059>.

LIMA, L. C. **Diferenciais de mortalidade infantil no Brasil, por idade da mãe e da criança**. 2009. 91 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

LITTLETON, H. L. et al. Psychosocial stress during pregnancy and perinatal outcomes: a meta-analytic review. **Journal of Psychosomatic Obstetrics & Gynecology**, v. 31, n. 4, p. 219-228, 2010. DOI: 10.3109/0167482X.2010.518776.

LOBEL, M. et al. Pregnancy-specific stress, prenatal health behaviors, and birth outcomes. **Health Psychology**, v. 27, n. 5, p. 604-615, 2008. DOI: 10.1037/a0013242.

MACKELLAR, L. Gøsta Esping-Andersen Families in the 21st Century Stockholm: SNS-Förlag, 2016. 113 p. **Population and Development Review**, v. 42, p. 723-724, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/padr.12019>.

MAILHOT VEGA, R. B.; BALOGUN, O. D.; ISHAQ, O. F.; BRAY, F.; GINSBURG, O.; FORMENTI, S. C. Estimating child mortality associated with maternal mortality from breast and cervical cancer. **Cancer**, v. 125, p. 109-117, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/cncr.31780>.

MARIO, D. N. et al. Qualidade do Pré-Natal no Brasil: Pesquisa Nacional de Saúde 2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, n. 3, p. 1223-1232, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1413-81232018243.13122017>.

MARIO, D. N., RIGO, L., BOCLIN, K. de L. S., MALVESTIO, L. M. M., ANZILIERO, D., HORTA, B. L., WEHRMEISTER, F. C., & MARTÍNEZ-MESA, J. Qualidade do Pré-Natal no Brasil: Pesquisa Nacional de Saúde 2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, n. 3, p. 1223–1232, 2019. DOI: 10.1590/1413-81232018243.13122017.

MARTINS, Paulo Henrique Viegas. Mudanças Recentes na Fecundidade Adolescente no Brasil: a Associação com a Escolaridade Continua a Mesma? 2016. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG. **Repositório Institucional da UFMG**, Disponível em: <https://repositorio.ufmg.br/handle/1843/FACE-AFXMSC>.

MEDEIROS, M.; OSORIO, R. **Arranjos Domiciliares e Arranjos Nucleares no Brasil: Classificação e Evolução de 1977 a 1998**. Texto para Discussão No 788. Brasília: IPEA, 2001.

MENASHE-OREN, A.; BOCQUIER, P.; GINSBURG, C.; COMPAORE, Y.; COLLINSON, M. The dynamic role of household structure on under-5 mortality in southern and eastern sub-Saharan Africa. **Demographic Research**, v. 49, artigo 11, p. 249-294, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.4054/DemRes.2023.49.11>.

MILLER, S.; BELIZÁN, J. M. The true cost of maternal death: individual tragedy impacts family, community and nations. **Reproductive Health**, v. 12, p. 56, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/s12978-015-0046-3>.

MOSLEY, W. H.; CHEN, L. C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. **Population and Development Review**, [S.l.], v. 10, p. 25-45, 1984. Suplemento: Child Survival: Strategies for Research.

NAGHI, I. et al. Sleep disturbance in late pregnancy and type and duration of labour. **Journal of Obstetrics and Gynaecology**, v. 31, n. 6, p. 489-491, ago. 2011. DOI: 10.3109/01443615.2011.579196. PMID: 21823845.

NAJMAN, J. M. et al. Impact of family type and family quality on child behavior problems: a longitudinal study. **J Am Acad Child Adolesc Psychiatry**, v. 36, n. 10, p. 1357-1365, 1997. DOI: 10.1097/00004583-199710000-00017.

NGUYEN, D.T.N. et al. Risk of childhood mortality associated with death of a mother in low-and-middle-income countries: a systematic review and meta-analysis. **BMC Public Health**, v. 19, p. 1281, 2019.

NORBECK, J. S.; TILDEN, V. P. Life stress, social support, and emotional disequilibrium in complications of pregnancy: a prospective, multivariate study. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 24, n. 1, p. 30-46, mar. 1983. PMID: 6853997.

NTOIMO, L. F.; ODIMEGWU, C. O. Health effects of single motherhood on children in sub-Saharan Africa: a cross-sectional study. **BMC Public Health**, v. 14, p. 1145, 2014. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-1145>.

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **Milbank Quarterly**, v. 83, n. 4, p. 731-757, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x>.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **Declaração do Milênio**. 2000. Disponível em: <https://www.un.org/en/development/devagenda/millennium.shtml>.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **Transformando nosso mundo: a Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável**. 2015. Disponível em: <https://www.un.org/sustainabledevelopment/>.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **World Population Prospects 2022: Data**. 2023. Disponível em: <https://population.un.org/wpp/Download/Standard/MostUsed/>.

PEACOCK, J. L.; BLAND, J. M.; ANDERSON, H. R. Preterm delivery: effects of socioeconomic factors, psychological stress, smoking, alcohol, and caffeine. **BMJ**, v. 311, p. 531, 1995. DOI: 10.1136/bmj.311.7004.531.

PEDRAZA, D. F. Sistema de informações sobre nascidos vivos: uma análise da qualidade com base na literatura. **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 29, n

PEÑA, R.; WALL, S.; PERSSON, L. A. The effect of poverty, social inequity, and maternal education on infant mortality in Nicaragua, 1988-1993. **American Journal of Public Health**, v. 90, n. 1, p. 64-69, jan. 2000. DOI: 10.2105/ajph.90.1.64.

PEREIRA, S. B.; DIAZ, C. M. G.; BACKES, M. T. S.; FERREIRA, C. L. de L.; BACKES, D. S.. Good practices of labor and birth care from the perspective of health professionals. **Revista Brasileira De Enfermagem**, v. 71, p. 1313–1319, 2018.
<https://doi.org/10.1590/0034-7167-2016-0661>

PETERSON, K. The acceptable R-square in empirical modelling for social science research. 2023. **Munich Personal RePEc Archive**. Disponível em: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/116496/>.

POYATOS-LEÓN, R. et al. Effects of exercise-based interventions on postpartum depression: **A meta-analysis of randomized controlled trials**. *Birth*, v. 44, n. 3, p. 200–208, set. 2017. DOI: 10.1111/birt.12294. PMID: 28589648.

PREZOTTO, K. H. et al. Mortalidade neonatal precoce e tardia: causas evitáveis e tendências nas regiões brasileiras. **Acta Paulista de Enfermagem**, v. 36, p. eAPE02322, 2023.

QUARESMA, G. **Tendências regionais da transição da fecundidade brasileira corrente e de coorte ao longo do século XX**. 2019. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, 2019.

RAHMAN, Md. Mosfequr, et al. Impact of Maternal Household Decision-Making Autonomy on Child Nutritional Status in Bangladesh. **Asia Pacific Journal of Public Health**, v. 27, n. 5, p. 509-520, 2015. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/26725567>.

RAMSEY Jr, C. N.; ABELL, T. D.; BAKER, L. C. The relationship between family functioning, life events, family structure, and the outcome of pregnancy. **J Fam Pract**, v. 22, n. 6, p. 521-527, 1986.

REIS, M.; CRESPO, A. **O impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil no Brasil**. Texto para Discussão. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.

RIBAR, D. C. **What Do Social Scientists Know About the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies**. Discussion Paper No. 998. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (Institute for the Study of Labor), 2004.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. **Health Economics**, v. 19, p. 126–158, 2010. DOI: 10.1002/hec.1607.

RUGGLES, Steven. The transformation of American family structure. **The American Historical Review**, v. 99, n. 1, p. 103-128, 1994. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2166164>.

SEAR, Rebecca; MACE, Ruth. Who keeps children alive? A review of the effects of kin on child survival. **Evolution and Human Behavior**, v. 29, n. 1, p. 1-18, 2008. DOI: 10.1016/j.evolhumbehav.2007.10.001.

SEAR, R.; STEELE, F.; MCGREGOR, I. A.; MACE, R. The Effects of Kin on Child Mortality in Rural Gambia. **Demography**, v. 39, n. 1, p. 43-63, 2002.

SHAH, N. R.; BRACKEN, M. B. A systematic review and meta-analysis of prospective studies on the association between maternal cigarette smoking and preterm delivery. **American Journal of Obstetrics and Gynecology**, v. 182, n. 2, p. 465-472, 2000. DOI: 10.1016/s0002-9378(00)70240-7.

SILVEIRA, M. F. et al. Diferenciais socioeconômicos na realização de exame de urina no pré-natal. **Revista de Saúde Pública**, v. 42, n. 3, p. 389-395, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0034-89102008000300001>.

SMITH, C.; CROSNOE, R.; CAVANAGH, S. E. Family Instability and Children's Health. **Family Relations**, v. 66, n. 4, p. 601-613, out. 2017. Publicado por: National Council on Family Relations.

SOLAR, O.; IRWIN, A. A conceptual framework for action on the social determinants of health. Social Determinants of Health Discussion Paper 2 (**Policy and Practice**).

SPERANDEI, S. Understanding logistic regression analysis. **Biochem Med (Zagreb)**, v. 24, n. 1, p. 12-8, 2014. DOI: 10.11613/BM.2014.003.

SURITA, F. G.; PAULINO, D. S. M.; PINHO-POMPEU, M. Health-related Behaviors in Pregnancy: A Key to Achieve Better Outcomes. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia*, v. 42, n. 3, p. 121-123, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1055/s-0040-1708094>.

THOMAS, D.; STRAUSS, J.; HENRIQUES, M. Child survival, height for age and household characteristics in Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 33, n. 2, p. 197-234, 1990. DOI: 10.1016/0304-3878(90)90022-4.

TOMASI, E. et al. Qualidade dos serviços de pré-natal na atenção básica no Brasil: indicadores e desigualdades sociais. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 33, n. 3, p. 1-11, 2017.

TOMASI, E., FERNANDES, P. A. A., FISCHER, T., SIQUEIRA, F. C. V., SILVEIRA, D. S. da., THUMÉ, E., DURO, S. M. S., SAES, M. de O., NUNES, B. P., FASSA, A. G., & FACCHINI, L. A. Qualidade da atenção pré-natal na rede básica de saúde do Brasil: indicadores e desigualdades sociais. **Cadernos De Saúde Pública**, v. 33, n. 3, e00195815, 2017. DOI: 10.1590/0102-311X00195815.

VAN SOEST, A.; SAHA, U. R. Relationships between infant mortality, birth spacing and fertility in Matlab, Bangladesh. **PLoS ONE**, v. 13, n. 4, p. e0195940, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0195940>.

VICTORA, C. G.; AQUINO, E. M.; do CARMO LEAL, M.; MONTEIRO, C. A.; BARROS, F. C.; SZWARCOWALD, C. L. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9780, p. 1863-76, 28 maio 2011. DOI: 10.1016/S0140-6736(11)60138-4. Epub 2011 May 9. PMID: 21561656.

WAJNMAN, S. Demografia das famílias e dos domicílios brasileiros. Belo Horizonte: UFMG/Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Demografia, 2012.

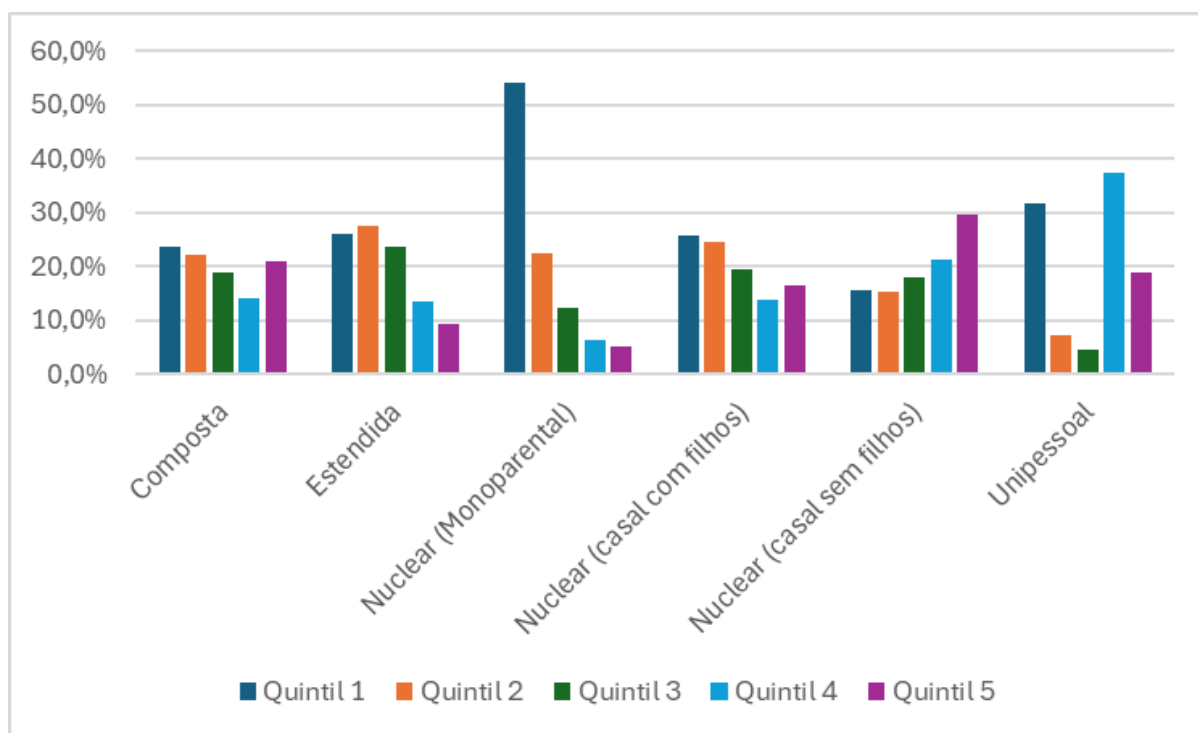
WEITOFT, G. R. et al. Mortality, severe morbidity, and injury in children living with single parents in Sweden: a population-based study. **The Lancet**, v. 361, n. 9354, p. 289-295, jan. 2003. DOI: 10.1016/S0140-6736(03)12324-0.

WOLFE, Barbara L.; BEHRMAN, Jere R. Determinants of child mortality, health, and nutrition in a developing country. **Journal of Development Economics**, v. 11, n. 2, p. 163-193, 1982. ISSN 0304-3878. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(82\)90002-5](https://doi.org/10.1016/0304-3878(82)90002-5).

YUNES, J.; RONCHEZEL, V. S. C. Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 8, n. supl., p. 3-48, 1974.

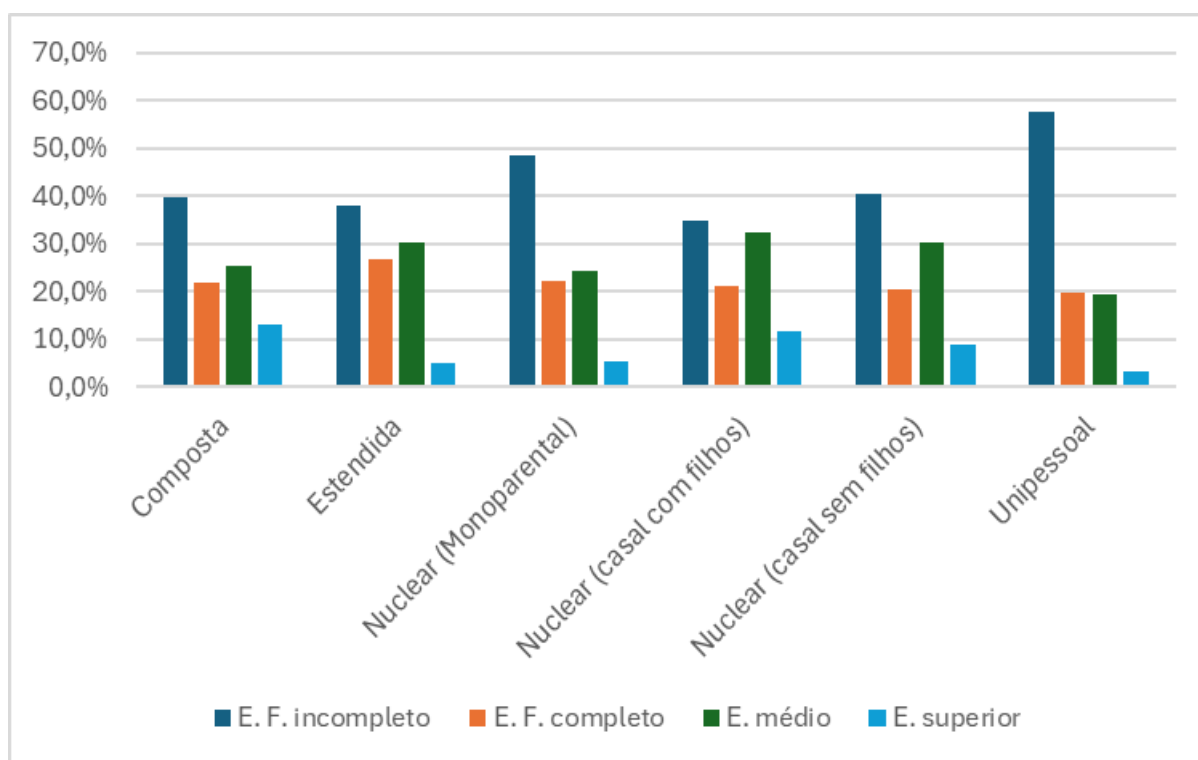
APÊNDICE

APÊNDICE A - Proporção de mães residentes por quintis de renda per capita entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



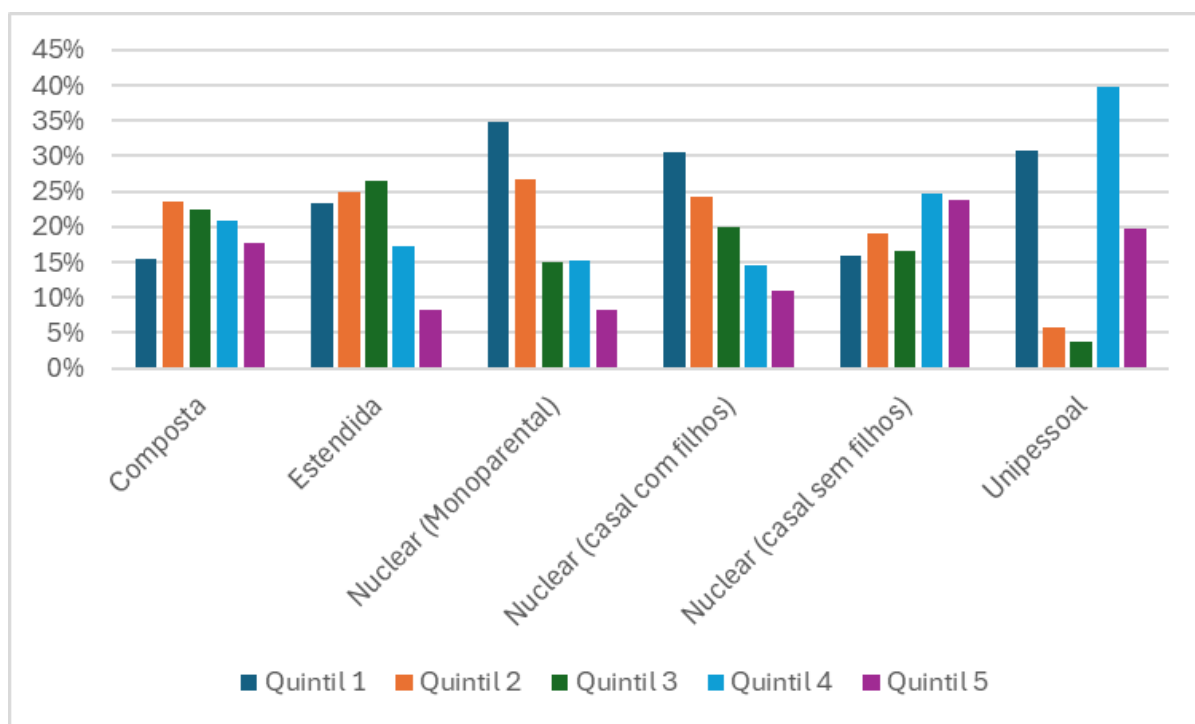
Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE)

APÊNDICE B - Proporção de mães residentes por nível educacional entre os diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



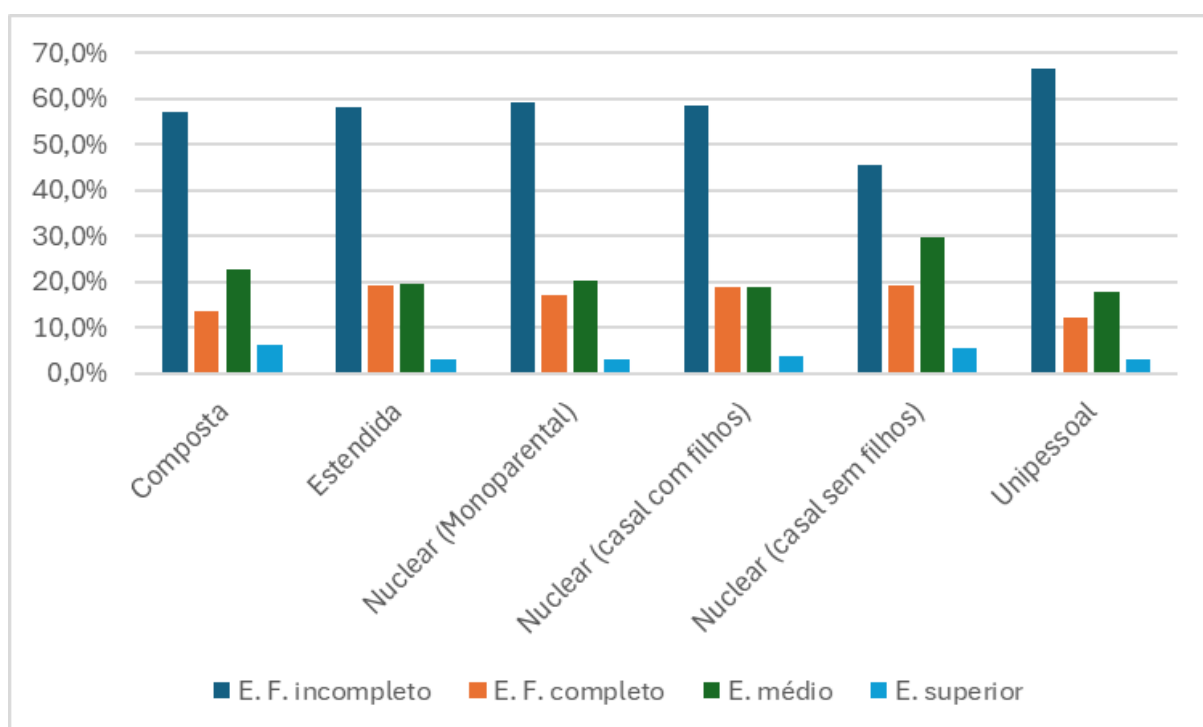
Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE)

APÊNDICE C - Proporção de óbitos infantis por quintis de renda per capita das mães residentes nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE)

APÊNDICE D - Proporção de óbitos infantis por nível educacional das mães residentes nos diferentes tipos de arranjos domiciliares, Brasil, 2010



Fonte: Censo demográfico brasileiro de 2010 (IBGE)

APÊNDICE E - Parâmetros do modelo com apenas o tipo de arranjo domiciliar como variável dependente (Modelo 1)

	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
Intercepto	-4,4583	0,0222	-200,7966	0,0000 ***
Arranjo domiciliar				
Composto	0,4255	0,0979	4,3469	0,0000 ***
Estendido	0,0169	0,0380	0,4449	0,6564
Monoparental	1,0605	0,0567	18,7106	0,0000 ***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

APÊNDICE F - Parâmetros do modelo incluindo as variáveis independentes (Modelo 2)

	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
Intercepto	-4,2495	0,0814	-52,1834	0,0000 ***
Arranjo domiciliar				
Composto	0,2453	0,1087	2,2564	0,0240 *
Estendido	-0,0691	0,0483	-1,4316	0,1522
Monoparental	0,5272	0,0686	7,6874	0,0000 ***
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	-0,3286	0,0495	-6,6454	0,0000 ***
Ensino médio	-0,5771	0,0515	-11,1974	0,0000 ***
Ensino Superior	-1,1573	0,1025	-11,2903	0,0000 ***
Estado civil da mãe				
Separada	-0,0757	0,1651	-0,4586	0,6466
Divorciada	-0,0162	0,1322	-0,1227	0,9024
Viúva	0,4636	0,1197	3,8725	0,0001 ***
Solteira	0,1488	0,0425	3,5043	0,0005 ***
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	0,0122	0,0501	0,2445	0,8068
3º quintil	0,1093	0,0573	1,9064	0,0466 *
4º quintil	0,0961	0,0624	1,5401	0,1235
5º quintil	0,0015	0,0746	0,0201	0,9839
Índice de Saúde				
Índice 2	-0,0685	0,0581	-1,1776	0,2390
Índice 3	-0,0740	0,0701	-1,0550	0,2914
Índice 4	-0,1045	0,0783	-1,3347	0,1820
Índice 5	0,0934	0,0869	1,0750	0,2824
Idade da mãe				
10-14	0,9281	0,1533	6,0550	0,0000 ***

15-19	-0,0835	0,0671	-1,2437	0,2136
20-24	-0,1605	0,0603	-2,6609	0,0078 **
30-34	0,3256	0,0647	5,0332	0,0000 ***
35-39	0,7261	0,0709	10,2412	0,0000 ***
40-44	1,5555	0,0777	20,0286	0,0000 ***
45-49	3,2969	0,0846	38,9908	0,0000 ***
50-54	4,2921	0,1006	42,6482	0,0000 ***
55-59	4,6892	0,1095	42,8374	0,0000 ***
Número de crianças residentes				
1	-0,5738	0,0439	-13,0659	0,0000 ***
2	-0,6971	0,0578	-12,0556	0,0000 ***
3	-0,9424	0,0846	-11,1379	0,0000 ***
4	-0,9593	0,1119	-8,5701	0,0000 ***
5	-0,9952	0,1477	-6,7360	0,0000 ***
6	-1,0870	0,2179	-4,9892	0,0000 ***
7	-1,6481	0,3708	-4,4450	0,0000 ***
8+	-1,0953	0,3914	-2,7987	0,0051 **
Número de idosos residentes				
1	0,3292	0,0604	5,4533	0,0000 ***
2	0,1642	0,1153	1,4242	0,1544
3	0,2882	0,4995	0,5770	0,5639

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

APÊNDICE G - Parâmetros do modelo logístico desagregado por tipo de arranjo domiciliar nuclear

	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
Intercepto	-4,0800	0,1296	-31,4747	0,0000 ***
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	-0,2993	0,0652	-4,5902	0,0000 ***
Ensino médio	-0,5489	0,0673	-8,1558	0,0000 ***
Ensino Superior	-1,0904	0,1292	-8,4372	0,0000 ***
Estado civil da mãe				
Separada	-0,4409	0,3039	-1,4507	0,1469
Divorciada	-0,1257	0,2073	-0,6061	0,5444
Viúva	0,5334	0,2208	2,4156	0,0157 *
Solteira	0,2028	0,0523	3,8793	0,0001 ***
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	-0,0619	0,0629	-0,9842	0,3250

3º quintil	0,0526	0,0750	0,7017	0,4829
4º quintil	-0,0712	0,0872	-0,8169	0,4140
5º quintil	-0,2108	0,1065	-1,9800	0,0477 *
Índice de Saúde				
Índice 2	-0,1193	0,0789	-1,5124	0,1304
Índice 3	-0,0912	0,0928	-0,9820	0,3261
Índice 4	-0,1504	0,1024	-1,4698	0,1416
Índice 5	0,1077	0,1115	0,9663	0,3339
Idade da mãe				
10-14	1,3671	0,2142	6,3825	0,0000 ***
15-19	-0,0375	0,0893	-0,4196	0,6748
20-24	-0,2046	0,0775	-2,6399	0,0083 **
30-34	0,3455	0,0794	4,3509	0,0000 ***
35-39	0,7392	0,0876	8,4383	0,0000 ***
40-44	1,5094	0,0988	15,2840	0,0000 ***
45-49	3,0005	0,1183	25,3699	0,0000 ***
50-54	4,2964	0,1439	29,8482	0,0000 ***
55-59	4,4133	0,1693	26,0688	0,0000 ***
Número de crianças residentes				
1	-0,8108	0,0594	-13,6412	0,0000 ***
2	-0,8391	0,0797	-10,5318	0,0000 ***
3	-0,9608	0,1164	-8,2558	0,0000 ***
4	-1,4018	0,1846	-7,5925	0,0000 ***
5	-1,4081	0,2396	-5,8779	0,0000 ***
6	-1,0920	0,3011	-3,6269	0,0003 ***
7	-2,0320	0,6045	-3,3615	0,0008 ***
8+	-12,4508	104,6867	-0,1189	0,9053
Número de idosos residentes				
1	0,8928	0,1186	7,5308	0,0000 ***
2	1,7178	0,3051	5,6298	0,0000 ***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

APÊNDICE H - Parâmetros do modelo logístico desagregado pelo tipo de arranjo domiciliar estendido

	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
Intercepto	-4,9279	0,2171	-22,6937	0,0000 ***
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	-0,3672	0,0895	-4,1024	0,0000 ***
Ensino médio	-0,6679	0,0976	-6,8467	0,0000 ***
Ensino Superior	-1,1094	0,2151	-5,1585	0,0000 ***

Estado civil da mãe				
Separada	-0,1175	0,2868	-0,4098	0,6819
Divorciada	0,0477	0,2469	0,1933	0,8467
Viúva	0,7515	0,1955	3,8438	0,0001 ***
Solteira	0,0434	0,0843	0,5150	0,6066
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	0,2099	0,1096	1,9152	0,0455 *
3º quintil	0,2504	0,1126	2,2240	0,0262 *
4º quintil	0,3608	0,1119	3,2237	0,0013 **
5º quintil	0,3458	0,1295	2,6699	0,0076 **
Índice de Saúde				
Índice 2	0,0232	0,1033	0,2242	0,8226
Índice 3	-0,0240	0,1291	-0,1856	0,8528
Índice 4	0,0438	0,1466	0,2990	0,7650
Índice 5	-0,0120	0,1710	-0,0703	0,9439
Idade da mãe				
10-14	0,2440	0,2626	0,9291	0,3528
15-19	-0,2795	0,1180	-2,3684	0,0179 *
20-24	-0,2466	0,1134	-2,1753	0,0296 *
30-34	0,3791	0,1354	2,8000	0,0051 **
35-39	0,8647	0,1501	5,7621	0,0000 ***
40-44	1,7989	0,1558	11,5427	0,0000 ***
45-49	3,7659	0,1556	24,2038	0,0000 ***
50-54	4,1688	0,1790	23,2913	0,0000 ***
55-59	4,7658	0,1906	25,0029	0,0000 ***
Número de crianças residentes				
1	0,0265	0,0827	0,3202	0,7488
2	-0,1596	0,1020	-1,5655	0,1175
3	-0,5357	0,1444	-3,7108	0,0002 ***
4	-0,1615	0,1636	-0,9875	0,3234
5	-0,4656	0,2296	-2,0283	0,0425 *
6	-0,7474	0,3385	-2,2083	0,0272 *
7	-0,8071	0,4714	-1,7122	0,0869
8+	-0,1680	0,4089	-0,4108	0,6812
Número de idosos residentes				
1	-0,0124	0,0786	-0,1574	0,8749
2	-0,1039	0,1335	-0,7784	0,4363
3	0,4119	0,5003	0,8233	0,4104

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

APÊNDICE I - Parâmetros do modelo logístico desagregado pelo tipo de arranjo domiciliar composto

	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
--	-------------	---------------	---------------	---------

Intercepto	-4,2193	0,6718	-6,2808	0,0000 ***
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	-0,5187	0,2924	-1,7736	0,0761
Ensino médio	-0,5665	0,2873	-1,9717	0,0486 *
Ensino Superior	-2,2153	0,6469	-3,4247	0,0006 ***
Estado civil da mãe				
Separada	0,4418	0,8713	0,5070	0,6122
Divorciada	0,1737	0,8393	0,2069	0,8361
Viúva	0,9238	0,6555	1,4092	0,1588
Solteira	0,7267	0,2949	2,4645	0,0137 *
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	0,1681	0,3641	0,4618	0,6442
3º quintil	0,2094	0,3551	0,5897	0,5554
4º quintil	0,4922	0,3434	1,4332	0,1518
5º quintil	0,2460	0,3566	0,6899	0,4903
Índice de Saúde				
Índice 2	-0,5031	0,3337	-1,5076	0,1317
Índice 3	-0,3006	0,4094	-0,7341	0,4629
Índice 4	-0,7907	0,4881	-1,6199	0,1053
Índice 5	-0,2087	0,5026	-0,4152	0,6780
Idade da mãe				
10-14	0,1286	1,0585	0,1215	0,9033
15-19	-0,2108	0,3979	-0,5298	0,5962
20-24	0,1385	0,3489	0,3968	0,6915
30-34	0,9904	0,3779	2,6206	0,0088 **
35-39	0,9307	0,4634	2,0086	0,0446 *
40-44	2,0061	0,4628	4,3344	0,0000 ***
45-49	3,3300	0,5303	6,2798	0,0000 ***
50-54	3,9832	0,6390	6,2335	0,0000 ***
55-59	4,5389	0,5753	7,8894	0,0000 ***
Número de crianças residentes				
1	-0,5034	0,2586	-1,9464	0,0416 *
2	-0,7883	0,3170	-2,4867	0,0129 *
3	-0,5630	0,3810	-1,4776	0,1395
4	-0,8135	0,5475	-1,4860	0,1373
5	-0,1790	0,5563	-0,3218	0,7476
6	-16,0566	1062,5756	-0,0151	0,9879
7	-16,5005	1462,9274	-0,0113	0,9910
8+	-16,1254	1667,6192	-0,0097	0,9923
Número de idosos residentes				
1	-0,2264	0,2811	-0,8053	0,4206
2	-0,2596	0,4698	-0,5526	0,5805

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

APÊNDICE J - Parâmetros do modelo logístico desagregado pelo tipo de arranjo domiciliar monoparental

	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística z	p-valor
Intercepto	-3,3491	0,3696	-9,0622	0,0000 ***
Escolaridade da mãe				
Fundamental completo	-0,2327	0,1730	-1,3450	0,1786
Ensino médio	-0,2579	0,1737	-1,4844	0,1377
Ensino Superior	-0,8699	0,3703	-2,3488	0,0188 *
Estado civil da mãe				
Separada	-0,0742	0,3525	-0,2107	0,8332
Divorciada	-0,2969	0,3077	-0,9650	0,3345
Viúva	-0,1387	0,2830	-0,4902	0,6240
Solteira	-0,1950	0,1966	-0,9919	0,3213
Quintis de renda domiciliar total				
2º quintil	0,1352	0,1571	0,8606	0,3895
3º quintil	0,3222	0,2151	1,4977	0,1342
4º quintil	0,0930	0,2744	0,3389	0,7347
5º quintil	0,0443	0,3308	0,1339	0,8935
Índice de Saúde				
Índice 2	0,0536	0,1921	0,2790	0,7803
Índice 3	-0,1380	0,2370	-0,5823	0,5603
Índice 4	-0,0784	0,2652	-0,2958	0,7674
Índice 5	0,2872	0,3030	0,9476	0,3433
Idade da mãe				
10-14	1,9856	0,4731	4,1973	0,0000 ***
15-19	0,6525	0,2530	2,5789	0,0099 **
20-24	0,1763	0,2240	0,7873	0,4311
30-34	0,1125	0,2416	0,4656	0,6415
35-39	0,5819	0,2398	2,4263	0,0153 *
40-44	1,1819	0,2647	4,4655	0,0000 ***
45-49	3,1118	0,2733	11,3849	0,0000 ***
50-54	4,1389	0,3076	13,4556	0,0000 ***
55-59	4,4211	0,3129	14,1279	0,0000 ***
Número de crianças residentes				
1	-0,8076	0,1560	-5,1772	0,0000 ***
2	-1,2269	0,2179	-5,6307	0,0000 ***
3	-1,9759	0,3821	-5,1709	0,0000 ***
4	-1,5639	0,4367	-3,5808	0,0003 ***
5	-0,6864	0,4494	-1,5272	0,1267
6	-1,5343	1,0234	-1,4992	0,1338
Número de idosos residentes				

1	1,7247	0,2416	7,1385	0,0000 ***
2	1,5975	1,2790	1,2491	0,2116

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).

* (p-valor com nível de significância estatística a 0,05),

** (p-valor com nível de significância estatística a 0,01),

*** (p-valor com nível de significância estatística a 0,001).

Apêndice K - Critério de Informação de Akaike (AIC) e R^2 de cada modelo logístico analisado

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo (arranjo nuclear)	Modelo (arranjo estendido)	Modelo (arranjo composto)	Modelo (arranjo monoparental)
AIC	38.465	32.625	19.389	9.532,5	1.037,7	2.506,6
R^2	0,0076 (0,76%)	0,161 (16,1%)	0,14 (14%)	0,185 (18,5%)	0,191 (19,1%)	0,289 (28,9%)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010 (IBGE) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – MINISTÉRIO DA SAÚDE).