

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

**Influência do poder de barganha das mulheres no desenvolvimento infantil no
Brasil: evidências sobre saúde e educação**

Maria Caroline Rodrigues da Costa
Magister Scientiae

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2025**

MARIA CAROLINE RODRIGUES DA COSTA

**Influência do poder de barganha das mulheres no desenvolvimento infantil no
Brasil: evidências sobre saúde e educação**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientadora: Ana Cecilia de Almeida

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2025**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

C837i
2025

Costa, Maria Caroline Rodrigues da, 1999-
Influência do poder de barganha das mulheres no
desenvolvimento infantil no Brasil: evidências sobre saúde e
educação / Maria Caroline Rodrigues da Costa. – Viçosa, MG,
2025.

1 dissertação eletrônica (80 f.): il.

Inclui apêndices.

Orientador: Ana Cecília de Almeida.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa,
Departamento de Economia Rural, 2025.

Referências bibliográficas: f. 63-74.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2025.734>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Negociação. 2. Mães. 3. Crianças - Desenvolvimento.
4. Crianças - Cuidado e tratamento. I. Almeida, Ana Cecília de ,
1991-. II. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de
Economia Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia
Aplicada. III. Título.

CDD 22. ed. 158.5

MARIA CAROLINE RODRIGUES DA COSTA

Influência do poder de barganha das mulheres no desenvolvimento infantil no Brasil: evidências sobre saúde e educação

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 6 de agosto de 2025.

Assentimento:

Maria Caroline Rodrigues da Costa
Autora

Ana Cecília de Almeida
Orientadora

Essa dissertação foi assinada digitalmente pela autora em 03/11/2025 às 10:11:35 e pela orientadora em 03/11/2025 às 10:59:00. As assinaturas têm validade legal, conforme o disposto na Medida Provisória 2.200-2/2001 e na Resolução nº 37/2012 do CONARQ. Para conferir a autenticidade, acesse <https://siadoc.ufv.br/validar-documento>. No campo 'Código de registro', informe o código **CX59.7V91.LLM4** e clique no botão 'Validar documento'.

Dedico este trabalho à Carol de vinte anos atrás, que sonhava em fazer ciência sem sequer saber o que isso significava, mas que plantou o desejo de aprender e me trouxe até aqui. Que este trabalho seja a prova de que os sonhos, mesmo os mais ingênuos, podem se transformar em propósito.

AGRADECIMENTOS

Meu coração se enche de alegria, e me faltam palavras para expressar toda a minha gratidão a todos que fizeram parte desta jornada.

Agradeço, primeiramente, a Deus e a Nossa Senhora das Graças, por terem sido minha fonte de força nos momentos difíceis. Foram eles que me guiaram e protegeram em cada passo, renovando minha fé e coragem para seguir adiante.

Aos meus pais, Ronis e Joelma, que sempre me ensinaram o valor da educação e o quanto ela pode ser transformadora. Obrigada por todo o incentivo, apoio e amor incondicional; por acreditarem em mim e nunca medirem esforços para que eu chegasse até aqui. Ao meu irmão Evaristo, sou imensamente grata por estar sempre ao meu lado disposto a me ajudar.

À minha família, minha avó Leonor, minhas tias, tios e primas, meu carinho e gratidão. Tenho a sorte de ter uma família acolhedora, que sempre cuidou de mim e me apoiou com amor. O carinho de vocês foi essencial, e sem ele eu não teria conseguido chegar até aqui.

Agradeço imensamente à minha orientadora, professora Ana Cecília, que vem me acompanhando desde a graduação. Obrigada por todo o aprendizado, pela paciência, pelos conselhos e, sobretudo, por me incentivar a seguir no mestrado e por ter se dedicado à esse trabalho tanto quanto eu. Sua orientação fez desta jornada uma experiência de crescimento e aprendizado da qual me orgulho profundamente. Você é, sem dúvida, uma grande inspiração.

Aos demais professores que tive ao longo dessa jornada e que, de alguma forma, contribuíram para minha formação e crescimento acadêmico, deixo meu sincero agradecimento.

A todos os meus amigos, em especial ao Willian, que sempre torceu e acreditou em mim. Obrigada por me apoiar e me encorajar a nunca desistir. Por todas as conversas, conselhos, risadas e momentos de descontração, que tornavam os dias conturbados em dias mais leves.

A todos os amigos que fiz ao longo dessa jornada, deixo meu sincero agradecimento, especialmente a Ana, Maurício, Felipe Nathan e Allan. Obrigada por compartilharem momentos incríveis comigo, pelos conselhos, pela parceria e por terem me motivado a seguir no doutorado. Espero levar a amizade de vocês comigo por toda a vida.

À UFV, ao Departamento de Economia Rural e ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, onde fui tão bem acolhida, deixo minha profunda gratidão pelas oportunidades, pelos aprendizados e pela infraestrutura oferecida, que fizeram toda a diferença nesta trajetória.

Por fim, agradeço e dedico este trabalho a todos que, de alguma forma, contribuíram para que esta caminhada fosse possível. Cada gesto de apoio, palavra de incentivo e demonstração de carinho foram fundamentais para que eu seguisse firme até aqui. Esta conquista não é apenas minha, mas também de todos que acreditaram em mim e caminharam ao meu lado.

Este trabalho foi realizado com o apoio das seguintes agências de pesquisa brasileiras: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

"Por um mundo onde sejamos socialmente iguais,
humanamente diferentes e totalmente livres"
(Rosa Luxemburgo).

RESUMO

COSTA, Maria Caroline Rodrigues da, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2025. **Influência do poder de barganha das mulheres no desenvolvimento infantil no Brasil: evidências sobre saúde e educação.** Orientadora: Ana Cecilia de Almeida.

O desenvolvimento infantil está fortemente condicionado ao contexto familiar, sendo especialmente influenciado pelas dinâmicas de tomada de decisão dentro dos domicílios. Em particular, o poder de barganha das mulheres tem sido apontado como um fator determinante para a melhoria dos resultados de saúde e educação das crianças. Nesse contexto, este trabalho analisou a relação entre o poder de barganha das mulheres e o desenvolvimento infantil no Brasil, medido através de indicadores de saúde e educação, sendo eles: frequência à pré-escola, realização dos testes neonatais, amamentação e completude do ciclo vacinal. Para medir o poder de barganha das mulheres foi construído um índice multidimensional utilizando a técnica de Análise de Componentes Principais (ACP), e seus efeitos sobre os indicadores de bem-estar infantil foram estimados utilizando o Modelo de Probabilidade Linear (MPL), a partir dos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019. Os resultados mostram que o maior poder de barganha feminino está associado a maior frequência escolar de crianças de 4 a 6 anos e a maior realização de exames neonatais em crianças de 0 a 2 anos. Por outro lado, não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos sobre os indicadores de amamentação e vacinação completa. Com o objetivo de investigar possíveis heterogeneidades, foram testadas interações entre o poder de barganha e a renda per capita familiar, sexo e ordem de nascimento. A interação com a renda revelou que o impacto do poder de barganha da mulher sobre a frequência escolar é mais pronunciado entre famílias de menor renda. Já as interações com o sexo da criança e a ordem de nascimento não apresentaram significância estatística, sugerindo que o efeito do poder de barganha materno sobre o desenvolvimento infantil não difere segundo essas características. Os achados deste estudo reforçam a importância de políticas voltadas à ampliação da autonomia feminina como estratégia para promover o desenvolvimento infantil.

Palavras-chave: poder de barganha feminino; desenvolvimento infantil; primeira infância

ABSTRACT

COSTA, Maria Caroline Rodrigues da, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, August, 2025. **Influence of women's bargaining power on child development in Brazil: evidence on health and education.** Adviser: Ana Cecilia de Almeida.

Child development is strongly conditioned by the family context, being especially influenced by decision-making dynamics within households. Women's bargaining power has been identified as a determining factor in improving children's health and education outcomes. In this context, this study analyzed the relationship between women's bargaining power and child development in Brazil. The child development was measured through health and education indicators such as preschool attendance, neonatal screening, breastfeeding, and complete vaccination cycle. To measure women's bargaining power, a multidimensional index was constructed using Principal Component Analysis (PCA). And the effects on child well-being indicators were estimated using the Linear Probability Model (LPM) based on microdata from the 2019 National Health Survey (PNS). The results show that greater women's bargaining power is associated with higher school attendance for children aged 4 to 6 and with higher neonatal screening for children aged 0 to 2. On the other hand, no statistically significant effects were found on breastfeeding and full vaccination indicators. To investigate possible heterogeneities, interactions between bargaining power and family per capita income, sex, and birth order were tested. The interaction with income indicates that the impact of women's bargaining power on school attendance is more pronounced among lower-income families. Interactions with the child's sex and birth order were not statistically significant, suggesting that the effect of maternal bargaining power on children's development is not different based on these characteristics. The findings of this study reinforce the importance of policies aimed at expanding female autonomy as a strategy to promote child development.

Keywords: women's bargaining power; child development; early childhood

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1. Distribuição do índice de poder de barganha materno (IPBM) (0 a 100) para a amostra contendo apenas crianças com idade entre 4 a 6 anos, para o ano de 2019. 48
- Figura 2. Distribuição do índice de poder de barganha materno (IPBM) (0 a 100) para a amostra contendo apenas crianças com idade entre 0 a 2 anos, para o ano de 2019. 49

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Descrição das variáveis utilizadas na estimação do modelo econométrico.....	26
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Características dos pais de crianças com idade entre 4 e 6 anos.	38
Tabela 2. Características dos pais de crianças com idade entre 0 e 2 anos.	38
Tabela 3. Características socioeconômicas de mulheres de 25 a 60 anos com e sem filhos.	41
Tabela 4. Características do domicílio para ambas amostras	42
Tabela 5. Características das crianças das duas amostras.	43
Tabela 6. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres	46
Tabela 7. Autovetores.....	46
Tabela 8. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019).....	50
Tabela 9. Efeito da renda per capita sobre os efeitos do Poder de Barganha Materno sobre indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019).	54
Tabela 10. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019).....	55
Tabela 11. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde Infantil no Brasil (2019)	57
Tabela 12. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019), utilizando índice alternativo construído a partir da escolaridade da mulher e da idade ao se casar pela primeira vez.....	59
Tabela 13. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019), utilizando índice alternativo acrescentando a dimensão econômica: renda da mulher.	60
Tabela 14. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.....	75
Tabela 15. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres.	75
Tabela 16. Autovetores.....	76
Tabela 17. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.....	76
Tabela 18. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres.	76
Tabela 19. Autovetores.....	77

Tabela 20. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, renda, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.	77
Tabela 21. Moderação da renda per capita na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.	77
Tabela 22. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.	78
Tabela 23. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.	78
Tabela 24. Moderação da renda per capita na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.	79
Tabela 25. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.	79
Tabela 26. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.	79

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	14
1.1 Considerações Iniciais	14
1.2 O Problema e a sua Importância	16
1.3 HIPÓTESE.....	18
1.4 OBJETIVOS	18
1.4.1. Objetivo Geral	18
1.4.2. Objetivos específicos.....	18
2. REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO	19
2.1 Modelo Unitário <i>versus</i> Coletivo de Alocação de Recursos Domiciliares.....	19
2.2 Medidas de Poder de Barganha	21
2.3 Poder de Barganha das mulheres e Desenvolvimento Infantil	23
3. METODOLOGIA.....	25
3.1 Estratégia empírica: Poder de Barganha Materno e o Desenvolvimento Infantil.....	26
3.2 Variáveis de desenvolvimento infantil.....	31
3.3 Índice de Poder de Barganha Materno.....	32
3.4 Fonte de Dados	36
4. RESULTADOS	37
4.1 Análise das Estatísticas Descritivas	38
4.2 Resultados Econométricos	45
4.3 Verificação de Robustez	58
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	61
6. REFERÊNCIAS	63
APÊNDICE A – Resultado dos testes de Bartlett e KMO	75
APÊNDICE B – Resultado dos índices alternativos para análise de robustez.....	75
APÊNDICE C – Resultados das interações entre renda per capita, sexo e ordem de nascimento com os índices alternativos de poder de barganha	77

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Iniciais

A primeira infância, compreendida como o período que vai da concepção até os seis anos de idade, constitui uma fase decisiva para o desenvolvimento da saúde física e mental, bem como das capacidades de aprendizagem. Estudos como os de Grantham-McGregor *et al.* (2007) e Cunha e Heckman (2010) destacam que, nessa fase, são formadas as bases das habilidades cognitivas, motoras e socioemocionais, responsáveis por influenciar diversos resultados ao longo da vida. Isso ocorre devido ao rápido desenvolvimento do cérebro durante esse período, tornando a criança especialmente sensível às experiências e condições ambientais às quais está exposta (Knudsen *et al.*, 2006). De acordo com Attanasio *et al.* (2020), estímulos cognitivos adequados e acesso a cuidados de saúde apropriados na primeira infância estão associados à melhor desempenho educacional e no mercado de trabalho, menor incidência de problemas de saúde e redução da exposição a situações de vulnerabilidade social. Trata-se, portanto, de uma etapa formativa fundamental, fazendo com que os investimentos realizados nesse período sejam mais eficientes e com maior retorno social.

No contexto deste trabalho, a avaliação do desenvolvimento infantil foca em dois pilares essenciais: a saúde e a educação na primeira infância. Os investimentos em saúde infantil, em particular, constituem um componente importante para o desenvolvimento humano. O acesso a serviços de saúde apropriados na infância, como programas de imunização e práticas alimentares nutricionalmente adequadas exercem papel decisivo na melhoria da qualidade de vida das crianças, além de reduzir substancialmente os riscos de morbidade e mortalidade infantil, conforme demonstrado por Seidu *et al.* (2022). Para além dos efeitos imediatos sobre o bem-estar infantil, essas intervenções geram impactos persistentes, influenciando positivamente o desenvolvimento de habilidades cognitivas, a produtividade e a renda ao longo do ciclo de vida, como evidenciam os estudos de Attanasio, Meghir e Nix (2020), Attanasio, Cattan e Meghir (2022) e Roberts *et al.* (2022).

De forma complementar, o acesso à educação pré-primária, de qualidade e gratuita, se mostra fundamental para o desempenho escolar, o desenvolvimento de competências comportamentais e retornos econômicos futuros, principalmente em países e famílias de baixa renda (Barnett, 2011; Yoshikawa *et al.*, 2013; Earle, Milovantseva e Heymann, 2018; Kim, 2022). No contexto brasileiro, estudos como o de Curi e Menezes Filho (2009b) indicam que a frequência à creche (0 a 3 anos) está associada a maiores chances de conclusão do ensino médio e superior, enquanto a participação na pré-escola (4 a 6 anos) contribui para o avanço

educacional, resultando, em média, em um acréscimo de 1,6 ano de escolaridade e em um aumento de 16% da renda na vida adulta. Evidências mais recentes para o Brasil indicam que a frequência à pré-escola tem efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre o desempenho escolar futuro, embora sua magnitude seja modesta (Reyna, Silva e Lirio, 2024; Castro e Cruz, 2024).

No âmbito familiar, o desenvolvimento infantil está intrinsecamente ligado às escolhas realizadas, as quais, em grande parte, são tomadas pelos pais ou responsáveis. Decisões como matrícula e permanência escolar, acesso a serviços médicos e vacinação, fornecimento de insumos nutricionais e recursos materiais são determinantes para o bem-estar e o futuro das crianças (Ferreira e Schady, 2009; Bliznashka *et al.*, 2021; Seidu *et al.*, 2022). Essas decisões, porém, nem sempre refletem uma distribuição igualitária de poder no interior da família, sendo influenciadas pela capacidade de negociação de cada cônjuge.

Nesse contexto, o poder de barganha pode ser definido como a capacidade relativa de um indivíduo influenciar decisões dentro de uma unidade familiar, especialmente no que diz respeito à alocação de recursos (Doss, 2013). A teoria coletiva da família oferece um marco analítico relevante para compreender essas dinâmicas, ao postular que cada membro da família possui preferências individuais e que o poder de barganha, determinado por fatores como renda, escolaridade e normas culturais, influencia diretamente as escolhas familiares. Essa distribuição assimétrica de poder resulta em diferentes alocações de recursos, variando conforme o indivíduo que detém maior influência nas decisões (Browning, Chiappori e Weiss, 2014). Por exemplo, Lundberg; Pollak; Wales (1997) observam que quando as mulheres têm maior controle ou influência sobre a alocação dos recursos familiares e estão mais envolvidas nas decisões domésticas, elas tendem a investir mais no bem-estar dos filhos, priorizando gastos em áreas essenciais como alimentação, vestuário e educação.

Essa dinâmica gera efeitos positivos em múltiplas dimensões do desenvolvimento infantil. Estudos como os de Lépine e Strobl (2013), Kadengye *et al.* (2020) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024) comprovam que o aumento do poder decisório feminino está associado a melhores resultados de saúde infantil. Paralelamente Afoakwah, Deng e Onur (2020) corroboram os achados originais de Lundberg, Pollak e Wales (1997), demonstrando que a maior participação das mulheres nas decisões familiares resulta em melhores indicadores educacionais para os filhos.

Embora a literatura tenha avançado na compreensão da relação entre o poder de barganha das mulheres e os resultados de saúde e educação infantil, ainda persistem lacunas na compreensão dos mecanismos que explicam essa relação. Um dos principais obstáculos

reside na natureza intangível do poder de barganha, que não é diretamente observável, dificultando sua mensuração precisa (Doss, 2013). Para superar essa limitação, estudos anteriores recorreram a *proxies* ou variáveis substitutas que, embora úteis, oferecem apenas uma aproximação do poder de barganha.

Posto isso, o presente trabalho busca contribuir para o debate metodológico ao propor uma medida de poder de barganha das mulheres no contexto das famílias brasileiras. Para isso, foi construído um índice agregando três variáveis: escolaridade, idade ao se casar pela primeira vez e diferença de idade em relação ao parceiro. A partir dessa medida, é analisado o efeito do poder de barganha materno sobre os resultados de saúde e educação na primeira infância, com o objetivo de compreender como a influência da mulher nas decisões familiares afeta o desenvolvimento infantil no Brasil.

1.2 O Problema e a sua Importância

A participação feminina nas decisões familiares tem se mostrado consistentemente associada a melhores resultados de saúde e educação infantil (Lundberg, Pollak e Wales, 1997; Doss, 2006; Fafchamps *et al.*, 2009; Lépine e Strobl, 2013; Kadengye *et al.*, 2020; Hartarto, Aravena e Bhattacharjee, 2024). Essa relação é especialmente relevante em países em desenvolvimento, como o Brasil, onde desigualdades sociais e limitações no acesso a serviços básicos comprometem o desenvolvimento das crianças. Diante desse cenário, o problema central que este trabalho se propõe a responder é: O maior poder de barganha materno, mensurado por um índice multidimensional que engloba a escolaridade da mulher, a idade em que ela iniciou a união conjugal e a diferença de idade com o parceiro, está associado a melhores resultados nos indicadores de saúde e educação das crianças brasileiras na primeira infância?

Essa pergunta se justifica diante da importância dos primeiros anos de vida para a formação humana. Os efeitos negativos de um desenvolvimento inadequado na infância podem perdurar ao longo da vida, afetando oportunidades de emprego e renda (Schady, 2006). Dessa forma, investir na primeira infância se apresenta como uma solução estratégica para mitigar esses impactos. Como destacado por Heckman (2012), ao promover um desenvolvimento cognitivo e socioemocional adequado nessa fase, criam-se as bases para a formação de um capital humano mais qualificado, com impactos na produtividade, na redução das desigualdades e na ampliação de oportunidades econômicas na fase adulta.

Apesar da relevância desses investimentos, estudos alertam para a persistência de trajetórias de desenvolvimento infantil inadequado e suas consequências. Segundo Black *et*

al. (2017), em 2017, cerca de 219 milhões de crianças com menos de cinco anos em países de baixa e média renda estavam em risco de não atingir seu pleno potencial de desenvolvimento, o que pode resultar em uma perda média de 19,8% na renda anual na fase adulta. No Brasil, os dados do Projeto PIPAS de 2022 revelam que aproximadamente uma em cada dez crianças entre 0 e 35 meses apresenta suspeita de atraso no desenvolvimento, podendo resultar em déficits de aprendizagem e piora nos indicadores de saúde (Brasil, 2023).

A literatura internacional tem destacado a importância do poder de barganha das mulheres nos resultados de saúde e educação infantil. Em países da África Subsaariana, estudos como os de Schmidt (2012), Seidu *et al.* (2022) e Bliznashka *et al.* (2022) mostram que mães com maior poder de barganha tendem a utilizar mais os serviços de saúde infantil, resultando em melhores indicadores de bem-estar. Na Indonésia, Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024) também identificaram efeitos positivos, com filhos de mulheres com maior poder de barganha apresentando melhores medidas antropométricas.

No âmbito educacional, Afoakwah *et al.* (2020) observaram, que um maior poder de barganha materno reduz as taxas de repetência escolar em Gana. Na China, Li e Sun (2023) demonstraram que a perda desse poder está associada à queda nos gastos com educação infantil. No Brasil, contexto marcado por desigualdades de gênero¹ e renda², o tema ainda é pouco explorado. No entanto, o estudo de Pozzobon, Junior e Da Cruz (2024) indica que o aumento do poder de barganha da mãe está associado a maiores investimentos em educação, sugerindo que a autonomia feminina contribui para o bem-estar infantil.

Apesar do reconhecimento crescente da importância do poder de barganha feminino para o desenvolvimento infantil, ainda há grande divergência na forma como esse conceito é mensurado. Enquanto a literatura internacional tem avançado na criação de índices multidimensionais que sintetizam essa condição em uma única medida, os estudos brasileiros seguem, em grande parte, baseados em indicadores isolados, como escolaridade, renda e participação no mercado de trabalho. Como exemplo tem-se os trabalhos de Rocha, Mattos e Coelho (2024), que utilizaram o aumento de renda via programas sociais, e Pozzobon, Junior e Da Cruz (2024), que adotam a razão entre a renda da mulher e a renda total do domicílio como *proxy* para poder de barganha. Embora úteis, essas variáveis, quando analisadas isoladamente, podem limitar a compreensão da real capacidade de influência da mulher nas decisões familiares.

¹ Ver Santos e Almeida (2024); Almeida; Costa e Bohn (2022); Teixeira e Menezes Filho (2012) e Matavelli, Botulozzo e Madalozzo (2016).

² Ver Trovão e de Araújo (2021).

Diante desse cenário, este estudo busca contribuir para a literatura nacional ao preencher essa lacuna por meio de dois objetivos principais: propor e calcular um índice de poder de barganha materno (IPBM) através da técnica de Análise de Componentes Principais, na qual permite agregar diferentes dimensões do empoderamento em uma única medida sintética; e analisar, a partir desse índice, sua influência sobre os resultados de saúde e educação infantil no Brasil, ampliando o debate sobre a influência do poder de barganha materno sobre os desfechos dos filhos.

Embora este estudo explore a relação entre o poder de barganha materno e o desenvolvimento infantil, não se pretende reforçar a ideia de que o cuidado das crianças é responsabilidade exclusiva das mulheres. Pelo contrário, parte-se do entendimento de que o cuidado é uma responsabilidade coletiva, que deve ser compartilhada entre famílias, Estado e sociedade. Ao evidenciar como a autonomia feminina pode influenciar positivamente os resultados infantis, busca-se também reforçar a necessidade de políticas públicas que ampliem as redes de apoio, promovam a corresponsabilidade e reconheçam o cuidado como um bem social essencial e não como um dever individualmente atribuído às mulheres.

1.3 HIPÓTESE

- A escolaridade da mulher, a idade em que ela passou a viver com o primeiro companheiro e a diferença entre a idade atual com a do parceiro são fatores que influenciam o poder de barganha dentro do lar.
- Os domicílios em que a mulher possui maior poder de barganha, apresentam melhores resultados de desenvolvimento infantil, medido através de indicadores de saúde e educação.

1.4 OBJETIVOS

1.4.1. Objetivo Geral

Analisar a possível influência do poder de barganha das mães sobre o bem-estar infantil, com foco nos resultados de saúde e educação no contexto das famílias brasileiras.

1.4.2. Objetivos específicos

- Construir um índice para determinar o poder de barganha da mãe no domicílio, considerando diferentes componentes da capacidade de barganha feminina:

escolaridade, idade que foi viver com o primeiro parceiro e a diferença de idade com o parceiro;

- Investigar se um maior poder de negociação das mulheres está associado a melhores indicadores de saúde e educação infantil;
- Analisar se os efeitos do poder de barganha materno no desenvolvimento infantil variam conforme os níveis de renda familiar, o sexo dos filhos e a ordem de nascimento.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

O referencial empírico deste trabalho fundamenta-se nos modelos de negociação intrafamiliar, com destaque para a abordagem de barganha coletiva proposta por Chiappori (1988). Esses modelos reconhecem que recursos e atributos individuais influenciam o poder relativo dos membros do domicílio nas decisões familiares, afetando diretamente o bem-estar dos demais. Diante disso, esta seção está organizada em três partes. A primeira abordará o Modelo Coletivo de Alocação de Recursos Domiciliares, discutindo seus principais pressupostos e implicações. Em seguida, são apresentadas as principais formas utilizadas na literatura para mensurar o poder de barganha intrafamiliar. E por fim, é feita uma análise teórica e empírica dos efeitos do poder de barganha feminino sobre o desenvolvimento infantil.

2.1 Modelo Unitário *versus* Coletivo de Alocação de Recursos Domiciliares

O modelo unitário de Becker (1981) é uma abordagem clássica para entender a alocação de recursos dentro das famílias. Ele propõe que a família opere como um único agente econômico, buscando maximizar uma função de utilidade única que reflete o bem-estar de todos os seus membros. Este modelo se baseia em duas suposições principais: (1) os recursos são reunidos e alocados de maneira centralizada e altruísta, e (2) as preferências de todos os membros da família são homogêneas, ou seja, Becker assume que os membros agregam seus recursos, os quais são posteriormente redistribuídos por um "ditador benevolente", geralmente o chefe da família. Com base nessas premissas, mudanças no controle dos recursos entre os membros não afetariam o bem-estar familiar, pois as preferências individuais permanecem constantes.

Contudo, pesquisas posteriores demonstraram que mudanças no controle dos recursos resultam em diferentes estágios de bem-estar. McElroy (1990) e Hoddinot e Haddad (1995) destacam que o poder e o controle sobre os recursos entre os membros influenciam de forma substancial o bem-estar da família, evidenciando que o modelo unitário subestima as dinâmicas de poder, ao ignorar as diferenças individuais e a possibilidade de que cada membro tenha preferências e interesses distintos.

Nesse cenário, surgem os modelos coletivos Pareto-eficientes (Chiappori, 1988, 1992) ou Barganha (Manser; Brown, 1980; Lundberg e Pollak, 1996). Ao contrário do modelo unitário, o modelo coletivo reconhece que cada membro da família possui preferências e utilidades próprias, as quais são levadas em conta na alocação de recursos. Isso implica que as decisões familiares refletem um equilíbrio entre os diferentes interesses individuais.

Os modelos coletivos podem ser divididos em duas abordagens: cooperativa e não cooperativa (conflitual). Na abordagem cooperativa, os parceiros buscam maximizar suas utilidades individuais dentro das restrições orçamentárias da família, sob duas condições: (1) não há assimetria de informação, ou seja, todos possuem conhecimento completo sobre os recursos familiares, e (2) os contratos são totalmente móveis, permitindo uma alocação eficiente de recursos em termos de Pareto (Browning e Chiappori, 1998; Duflo, 2012).

No entanto, a estabilidade da cooperação depende dos "pontos de ameaça" dos participantes, definidos pelos Parâmetros Extra Ambientais (EEPs). Esses parâmetros incluem fatores como renda, escolaridade, ativos financeiros e propriedades (Manser e Brown, 1980; McElroy e Horney, 1981), que determinam o poder de barganha de cada indivíduo na relação. De acordo com as análises de Folbre e Nelson (2000) pode-se acrescentar também às EEPs fatores não observados como aspectos históricos e culturais, a forma e a qualidade com que os pais se dedicam ao cuidado dos filhos, suas competências e inclinações para essa função, bem como traços individuais mais amplos. Quanto mais elevados os EEPs de um indivíduo, maior será seu poder de negociação dentro da família (McElroy, 1990).

O modelo não cooperativo, por sua vez, parte da premissa de que os membros da família não buscam cooperar plenamente na alocação de recursos, mas sim agem de acordo com seus próprios interesses, resultando em um processo de barganha contínuo. Nesse modelo, o ponto de ameaça se manifesta internamente, com os membros se especializando em tarefas específicas, geralmente de acordo com normas sociais e de gênero. Isso cria uma divisão de tarefas baseada em papéis tradicionais, minimizando conflitos de alocação, mas resultando em uma eficiência subótima para a família (Lundberg e Pollak, 1996; 2008).

Embora essa abordagem seja prática em alguns contextos, ela não maximiza totalmente os recursos disponíveis, já que a falta de uma negociação cooperativa impede uma alocação mais eficiente (Lundberg e Pollak, 1996; 2008).

Dessa forma, é importante considerar que as decisões tomadas no interior da família podem variar de acordo com quem detém o poder de barganha, uma vez que diferentes membros podem ter prioridades e preferências distintas. Tornando-se, assim, particularmente relevante analisar separadamente os efeitos do poder de barganha da mulher e do homem sobre as decisões intradomiciliares e seus consequentes impactos no bem-estar familiar, buscando compreender empiricamente esses distintos efeitos.

2.2 Medidas de Poder de Barganha

Dentro dos modelos de alocação de recursos familiares, o poder de barganha surge como um fator fundamental nas dinâmicas internas da família. No entanto, a medição desse poder representa um desafio metodológico, pois, embora os ajustes e negociações das preferências possam ocorrer entre os membros, esses processos nem sempre são observáveis de maneira direta (Samman; Santos, 2009). Para superar essa dificuldade, pesquisadores recorrem a indicadores diretos ou indiretos (*proxies*), que são variáveis associadas ao poder de barganha e oferecem uma aproximação de sua influência real (Kishor; 2000).

Os indicadores de evidência direta são baseados em dados provenientes de pesquisas detalhadas sobre a tomada de decisão dentro dos lares, com foco no controle de recursos e na autonomia das mulheres. Essas variáveis abordam questões sobre quem toma as decisões em aspectos da vida doméstica, como grandes compras, despesas diárias, cuidados e educação dos filhos, visitas a amigos e familiares e o planejamento das refeições diárias (Ahmedi; Nobi, 2013).

A literatura econômica mais recente passou a incorporar indicadores diretos que incluem a percepção das mulheres sobre comportamentos controladores de seus parceiros, como violência doméstica (Pratley, 2016; Deutsch e Silber, 2017, Abreha e Zereyesus, 2021), e a limitação das mulheres na tomada de decisão sobre sua sexualidade, incluindo a decisão de frequência com que tem relações sexuais e a negociação do uso de preservativos e outros métodos contraceptivos (Yaya *et al.*, 2018).

Além das evidências diretas, existem também indicadores indiretos que auxiliam na medição do poder de barganha intrafamiliar. Esses indicadores podem ser divididos em duas categorias principais: as fontes de poder e o contexto do poder (Kishor; 2000). As fontes de poder referem-se aos recursos que contribuem para a construção do poder dentro da família,

como o acesso à educação, emprego, renda e bens (Thomas, 1990; Quisumbing, 1994; Allendorf, 2007). Já as variáveis de contexto, referem-se às condições em que as mulheres vivem, tomam decisões e acessam recursos, abrangendo normas e costumes relacionados ao casamento, como o casamento precoce, o nível educacional dos pais e dos cônjuges, as diferenças de idade e educação entre os parceiros (Gibson, Le e Scobie, 2008; Afoakwah, Deng e Onur, 2020; Retamal *et al.*, 2023). Para entender melhor o impacto desses indicadores, é necessário considerar que o poder de barganha das mulheres é influenciado por uma série de fatores interligados, que vão além da simples análise de um único elemento.

A escolaridade é amplamente reconhecida como uma medida significativa de poder de barganha, pois trata-se de um fator estruturante que influencia tanto a autonomia nas decisões familiares quanto as opções fora do casamento, ao ampliar o acesso ao mercado de trabalho, à informação e à mobilidade social (Malhotra e Mather, 1997; Moeeni, 2021).

Outros indicadores relevantes são a renda e a participação feminina no mercado de trabalho, que confere à mulher maior autonomia nas decisões e no controle dos recursos familiares, uma vez que, ela contribui para a renda familiar (Kabeer, 1997; Samman e Santos, 2009; Schmidt, 2012). Entretanto, a decisão de trabalhar pode ser, em muitos casos, fruto de negociações intradomiciliares, permitindo que a mulher escolha entre ser dona de casa ou gerar sua própria renda, o que depende não só de suas habilidades de barganha, mas também de suas preferências pessoais. Isso faz com que os indicadores econômicos corram risco de ser endógenos, confundindo o impacto real do poder de barganha. Além disso, o trabalho nem sempre é empoderador, pois pode restringir o tempo livre ou expor a mulher a riscos (Shahzad, 2021) e, em muitos casos, não decorre de uma escolha individual, mas da necessidade de complementar a renda familiar.

A posse de bens, como terras e imóveis, também tem sido destacada como um importante fator para aumentar o poder de barganha das mulheres, pois amplia suas opções externas e fontes de renda. Quisumbing e Maluccio (2003) e Doss (2006) focaram nos ativos circulantes para investigar o poder de barganha das mulheres no contexto familiar. Mas essa medida também apresenta limitações, pois a posse desses ativos pode ser resultado de negociações entre parceiros. Além disso, a falta de dados individuais sobre a posse de bens dificulta uma análise precisa (Quisumbing; Maluccio, 2003; Doss, 2006; Fafchamps e Quisumbing, 2009).

A idade também é comumente utilizada na literatura como *proxy* do poder de barganha intradomiciliar. A diferença de idade entre os cônjuges reflete suas opções externas, isto é, a chance de formarem novas uniões fora do relacionamento atual. À medida que os indivíduos

envelhecem, essas oportunidades diminuem, reduzindo o poder de negociação (Woolley, 2003). A literatura aponta que uma menor diferença de idade entre os parceiros pode fortalecer o poder de barganha das mulheres (McElroy, 1990). No entanto, quando a diferença etária é significativa, o parceiro mais jovem tende a ter melhores opções externas, o que pode aumentar seu poder de barganha relativo (Browning *et al.*, 1994).

Outro aspecto etário relevante para mensurar o poder de barganha feminino é a idade da mulher ao iniciar a união conjugal, dado que, casamentos precoces estão associados à menor escolaridade, à limitação de oportunidades econômicas e à redução da autonomia das mulheres, o que enfraquece sua capacidade de decisão dentro do lar (Riley, 1997; Kishor, 1999). Segundo Field e Ambrus (2008), a cada um ano de adiamento do casamento aumenta a escolaridade em 0,22 anos e contribui para maior autonomia e mobilidade. Já Afoakwah, Deng e Onur (2020) estimam que esse adiamento eleva o poder de barganha da mulher em 0,5 desvios padrão.

A literatura brasileira tem adotado diferentes *proxies* como medida de poder de barganha intradomiciliar. O estudo de Fernandes e Scorzafave (2009), por exemplo, utilizaram a diferença de idade entre os cônjuges e a razão de sexo, esta última calculada em nível regional, como indicadores. Rocha, Mattos e Coelho (2018) empregaram a renda proveniente de programas sociais, enquanto Pozzobon, Junior e Da Cruz (2023) utilizaram a razão entre a renda relativa da mulher como medida de barganha.

Assim, observa-se que o poder de barganha é um conceito complexo, que envolve várias dimensões, como controle sobre recursos, fontes e contexto de poder e autonomia nas decisões. Analisar apenas um desses fatores pode ser limitante, pois não reflete a complexidade da dinâmica intrafamiliar. Por isso, utilizar um índice composto, que capture múltiplas dimensões, é fundamental para oferecer uma avaliação mais completa e precisa do poder de barganha das mulheres dentro do lar, como feito por Smith *et al.* (2003), Afoakwah, Deng e Onur (2020), Seidu *et al.* (2022) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024).

2.3 Poder de Barganha das mulheres e Desenvolvimento Infantil

A dinâmica de poder dentro das famílias desempenha um importante papel na distribuição de recursos no domicílio. Quando as mulheres possuem maior poder de barganha, independente da fonte de medição desse poder, tende-se a observar uma maior prioridade dada aos investimentos no bem-estar dos filhos.

Em Gana, Afoakwah, Deng e Onur (2020) construíram um índice de poder de barganha utilizando a educação e a idade das mulheres quando seus filhos completam 6 anos,

em comparação com a do parceiro. Os autores constataram que o poder de barganha materno está positivamente associado a uma redução na probabilidade de repetência nas séries escolares, e negativamente à intensidade da repetência (ou seja, o número de vezes que uma série é repetida), especialmente para os primogênitos e para as filhas. A pesquisa de Li e Sun (2023), revela que o declínio no poder de barganha das mulheres na China, medido através de uma emenda legislativa que as priva de sua propriedade habitacional, leva a uma redução significativa nas despesas dos casais com a educação dos filhos. E esse efeito é ainda mais pronunciado quando o marido possui uma vantagem maior em termos de educação e renda. No Brasil, Pozzobon, Junior e Da Cruz (2023) identificaram que o aumento do poder de barganha materno, medido pela participação relativa da renda da mãe sobre a renda familiar, eleva em 1,15 ponto percentual os gastos com educação das filhas.

Em relação à saúde infantil, Smith *et al.* (2003) investigaram se o poder de decisão das mulheres medido através de um índice com base em quatro variáveis (se a mulher trabalha para obter rendimentos em dinheiro, a idade da mulher no primeiro casamento, a diferença percentual entre a idade da mulher e do seu parceiro e a diferença entre os anos de escolaridade da mulher e do seu parceiro) tem impacto sobre o estado nutricional das crianças nas regiões do Sul da Ásia, da África Subsaariana e da América Latina e Caribe. Os resultados indicaram que o aumento do poder de decisão das mulheres está positivamente associado à melhora do estado nutricional infantil em todas as regiões analisadas.

Seidu *et al.* (2022), ao analisarem o poder de negociação feminino com base em indicadores como a rejeição a justificativas para a violência doméstica, a autonomia em decisões cotidianas (como visitas a familiares e compras domésticas) e o nível de conhecimento (escolaridade e acesso a informações) em 26 países da África Subsaariana, constataram que mulheres com maior poder de negociação apresentavam maior probabilidade de utilizar serviços de saúde infantil, incluindo o tratamento para diarreia e a cobertura vacinal.

Da mesma forma, Bliznashka *et al.* (2022) ao examinarem o empoderamento feminino através de quatro dimensões: i) acesso e controle sobre bens financeiros e econômicos, ii) autonomia para decidirem sobre diferentes esferas da vida, incluindo saúde reprodutiva, uso do tempo e outras questões domésticas, iii) recursos sociais (possuem redes de apoio e os vínculos comunitários) e, iv) atitudes de gênero (capacidade de expressar crenças, questionar normas e resistir a padrões tradicionais de gênero), identificaram uma associação positiva entre maiores níveis de empoderamento e melhores indicadores de desenvolvimento cognitivo na primeira infância, em nove países da África Subsaariana.

No contexto asiático, Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024) adotaram uma abordagem direta para medir o poder de barganha, utilizando dados sobre a liderança feminina em decisões domésticas específicas (alimentação, educação infantil, saúde e participação no mercado de trabalho) na Indonésia. Seus resultados indicaram que crianças cujas mães tinham maior poder de barganha apresentavam menor prevalência de desnutrição crônica e melhores indicadores antropométricos gerais. O estudo de Schmidt (2012) revelou que um maior poder de barganha das mulheres, mensurado por meio de perguntas presentes na Pesquisa Demográfica e de Saúde de Bangladesh de 2007, sendo elas: "Quem geralmente toma as decisões sobre cuidados de saúde infantil, compras diárias e grandes compras para a casa?", está associado a melhores indicadores de saúde, como maiores escores de altura das crianças.

Chen *et al.* (2024), ao examinarem a relação entre empoderamento materno e nutrição infantil em áreas rurais do oeste da China, identificaram que a capacidade da mãe de participar das decisões sobre os cuidados com os filhos está associada à maior probabilidade de aleitamento materno exclusivo em bebês com menos de seis meses. O estudo chama atenção para o fato de que a dinâmica decisória sobre o cuidado infantil, em contextos familiares multigeracionais, frequentemente se estabelece entre mães e cuidadores secundários, sobretudo as avós, e não apenas entre o casal, como pressuposto por grande parte da literatura anterior.

Diante do exposto, e considerando o problema de pesquisa proposto, é possível averiguar que o poder de barganha das mulheres no contexto familiar exerce influência significativa sobre os resultados de saúde e educação das crianças. A literatura nacional e internacional aponta que a maior autonomia feminina na tomada de decisões está associada a melhores condições de bem-estar infantil, embora persistam lacunas metodológicas quanto à forma de mensurar esse poder. Nesse sentido, esta pesquisa se insere no esforço de aprimorar a compreensão sobre esse tema, propondo uma medida mais robusta de poder de barganha baseada em variáveis estáveis e explorando seus efeitos sobre o desenvolvimento infantil no Brasil. A partir dessa base conceitual e empírica, o estudo busca responder se mulheres com maior poder de barganha promovem, de fato, melhores condições de saúde e educação para seus filhos.

3. METODOLOGIA

Esta seção está organizada em quatro subseções. A primeira apresenta a estratégia econométrica adotada no estudo. A segunda descreve as variáveis utilizadas para mensurar os desfechos de desenvolvimento infantil. A terceira detalha a construção do índice de poder de

barganha, incluindo as variáveis que o compõem. Por fim, a quarta subseção traz a descrição da base de dados utilizada na análise.

3.1 Estratégia empírica: Poder de Barganha Materno e o Desenvolvimento Infantil

Para avaliar os efeitos do poder de barganha das mães sobre os indicadores de saúde e educação infantil, foi estimada a seguinte equação:

$$y_i^S = \alpha + \beta IPBM_i + Cc'_i\mu + Cd'_i\delta + Cp'_i\zeta + V_i'\Upsilon + u_i \quad (1)$$

em que y_i^S representa os S indicadores de desenvolvimento infantil da criança i , sendo eles: frequência à pré-escola, a realização dos exames neonatais básicos, o consumo de leite materno e a completude do ciclo vacinal, sendo estimada uma equação específica para cada um desses resultados. $IPBM_i$ é a medida utilizada para poder de barganha da mãe medida através do índice multidimensional, enquanto Cc_i , Cd_i e Cp_i , são vetores contendo variáveis de controle que capturam características da criança, do domicílio e dos pais respectivamente, permitindo isolar o efeito do poder de barganha materno.

O vetor V_i' contém variáveis *dummies* de coorte de nascimento dos pais, agrupadas em intervalos de cinco anos³, com o objetivo de controlar efeitos geracionais. Essa abordagem foi utilizada, visto que, mulheres de coortes mais recentes tendem a postergar a maternidade e a formação da família, devido a mudanças nos padrões de escolaridade e participação no mercado de trabalho (ONU, 2009). Ao controlar essas diferenças, evita-se que os efeitos estimados do poder de barganha sejam confundidos com variações intergeracionais que afetam simultaneamente as decisões familiares e os investimentos na primeira infância. O u_i é o termo de erro. As variáveis utilizadas, bem como sua descrição e classificação, estão detalhadas no Quadro 1.

Quadro 1. Descrição das variáveis utilizadas na estimação do modelo econométrico.

Variável	Descrição	Fonte
Variáveis Dependentes		
<i>Frequenta Pré-Escola</i>	Assume valor 1 se a criança frequenta a creche ou pré-escola e 0 caso contrário.	Emerson e Souza (2007)

³ De 1965 a 2004.

<i>Exames Neonatais</i>	A variável de triagem neonatal assume o valor 1 se a criança fez os quatro exames obrigatórios (pezinho, orelhinha, olhinho e coraçãozinho) e 0 indica a ausência de pelo menos um deles.	
<i>Ciclo Completo Vacinação</i>	Assume valor 1 se a criança tiver tomado todas as vacinas recomendadas para a sua faixa etária e 0 indica a ausência de pelo menos uma delas.	Smith <i>et al.</i> (2003) e Seidu <i>et al.</i> (2022)
<i>Amamentação</i>	Assume valor 1 se a criança ainda é amamentada e 0 caso contrário.	Abdurazzakova, Kosec e Parpiev (2024)
Variáveis do índice de poder de barganha⁴		
<i>Escolaridade da mulher</i>	Representa o número total de anos de estudo formal concluídos até o momento da entrevista;	Smith <i>et al.</i> (2003), Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Idade no primeiro casamento</i>	Corresponde à idade (em anos) que a mulher tinha quando passou a coabitar com o primeiro parceiro, sendo uma medida pontual do tempo.	Smith <i>et al.</i> (2003), Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Diferença de idade</i>	Idade da mulher no momento da entrevista subtraída pela idade do parceiro	Browning <i>et al.</i> (1994), Smith <i>et al.</i> (2003) e Woolley (2003).
Característica das crianças		
<i>Branco</i>	Assumirá o valor de 1 se a criança for branca e 0, se for não branca (pretos, pardos, indígenas ou amarelos).	Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Menina</i>	Assume valor 1 se a criança for menina e 0, caso for menino.	Frempong; Stadelmann (2024) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee, 2024

⁴ A variável de renda da mulher foi incorporada em um segundo índice de poder de barganha materno, adicionando uma dimensão econômica à medida da autonomia feminina. Esse índice alternativo, composto por escolaridade, renda, idade ao primeiro casamento e diferença de idade entre os cônjuges, será utilizado como teste de robustez, a fim de avaliar a consistência dos resultados e a sensibilidade das estimativas à inclusão de fatores relacionados à capacidade financeira da mulher.

<i>Primogênito</i>	Assume o valor 1 se a criança é a mais velha do domicílio (primogênita) e zero, caso contrário.	Lépine e Strobl (2013) e Afoakwah, Deng e Onur (2020)
Características do domicílio		
<i>Tamanho da família</i>	Número de indivíduos que moram no mesmo domicílio.	Lépine e Strobl (2013) e Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Quantidade de crianças</i>	Número de indivíduos com até 12 anos de idade residentes no mesmo domicílio.	Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Renda per capita</i>	Renda <i>per capita</i> familiar de todas as fontes.	Lépine e Strobl (2013)
<i>Urbano</i>	Assume valor 1 se a criança reside na zona urbano e 0, caso for na zona rural.	Seidu <i>et al.</i> (2022)
<i>sul;</i> <i>centro_oeste;</i> <i>nordeste;</i> <i>sudeste</i>	Assume valor 1 se a criança reside na região correspondente e 0, caso contrário. A região Norte é utilizada como base.	Seidu <i>et al.</i> (2022)
Características dos pais		
<i>Branco - pai</i>	Assume valor 1 se o pai se autodeclara branco, e 0 caso contrário (pretos, pardos, indígenas ou amarelos).	Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Branco - mãe</i>	Assume valor 1 se a mãe se autodeclara branca, e 0 caso contrário (pretos, pardos, indígenas ou amarelos).	Afoakwah, Deng e Onur (2020)
<i>Idade do pai</i>	Corresponde à idade do pai da criança, em anos completos, no momento da entrevista.	Hartarto, Aravena e Bhattacharjee, 2024
<i>Idade da mãe</i>	Corresponde à idade da mãe da criança, em anos completos, no momento da entrevista.	Hartarto, Aravena e Bhattacharjee, 2024
<i>Coorte nascimento pai</i>	Variável <i>dummy</i> de coorte de nascimento do pai. Recebe valor 1 se o pai pertence a	Almeida, Lima e Costa (2018)

	respectiva faixa de nascimento e 0 caso contrário. As faixas de coorte são organizadas em intervalos de 5 anos.	
<i>Coorte nascimento mãe</i>	Variável <i>dummy</i> de coorte de nascimento da mãe. Recebe valor 1 se a mãe pertence a respectiva faixa de nascimento e 0 caso contrário. As faixas de coorte são organizadas em intervalos de 5 anos.	Almeida, Lima e Costa (2018)

Fonte: Elaboração própria

Dado que os efeitos do poder de barganha feminino podem variar de acordo com o perfil da criança, torna-se relevante considerar fatores como o gênero e a ordem de nascimento. Evidências internacionais demonstram que essas características influenciam o bem-estar das crianças de formas distintas, refletindo tanto desigualdades culturais quanto dinâmicas intrafamiliares. Por exemplo, na África Subsaariana, os meninos apresentam maior prevalência de desnutrição (Wamani *et al.*, 2007), enquanto no Sul da Ásia as meninas são mais afetadas, sobretudo em razão da discriminação de gênero (Gupta, 1987). Em Gana, o poder de barganha das mulheres está mais fortemente associado a melhores resultados educacionais para as meninas (Afoakwah, Deng e Onur, 2020). De forma semelhante, no Brasil, o poder de barganha da mãe tem impacto positivo nos gastos com educação apenas para meninas e para os filhos primogênitos (Pozzobon, Junior e Da Cruz, 2024). Gupta (1990) aponta que a ordem de nascimento influencia a saúde infantil, ao afetar a distribuição de recursos entre irmãos.

A renda familiar, por sua vez, pode modular os efeitos do poder de barganha, uma vez que famílias com diferentes níveis de renda tendem a adotar estratégias distintas na priorização dos investimentos em saúde e educação das crianças (Smith *et al.*, 2003). Isso reforça a necessidade de considerar o contexto econômico ao analisar os mecanismos de tomada de decisão no interior das famílias.

Com isso, para avaliar se os efeitos do poder de barganha materno sobre a saúde e educação infantil variam conforme a renda per capita familiar, o gênero e a ordem de nascimento da criança, são estimadas três equações adicionais: a primeira inclui a interação entre poder de barganha e renda per capita (equação 2); a segunda, entre poder de barganha e sexo da criança (equação 3); e a terceira, entre poder de barganha e ordem de nascimento (equação 4). Essas estimativas permitem avaliar se o empoderamento feminino produz

impactos diferenciados de acordo com o perfil da criança e o contexto familiar. Como destacam Lépine e Strobl (2013), compreender essas variações é fundamental para captar as preferências familiares nos investimentos em saúde e educação infantil.

$$y_i^S = \alpha + \beta IPBM_i + \beta IPBM_i * renda_i + Cc'_i\mu + Cd'_i\delta + Cp'_i\zeta + V_i'\Upsilon + u_i \quad (2)$$

$$y_i^S = \alpha + \beta IPBM_i + \beta IPBM_i * menina_i + Cc'_i\mu + Cd'_i\delta + Cp'_i\zeta + V_i'\Upsilon + u_i \quad (3)$$

$$y_i^S = \alpha + \beta IPBM_i + \beta IPBM_i * primogênito_i + Cc'_i\mu + Cd'_i\delta + Cp'_i\zeta + V_i'\Upsilon + u_i \quad (4)$$

Todas as equações foram estimadas utilizando o Modelo de Probabilidade Linear (MPL), estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁵. Nesse modelo, a expectativa condicional ($E(Y_i | X_i)$) representa a probabilidade de $Y_i = 1$ dado X_i ou seja, $\Pr(Y_i = 1 | X_i)$. Essa especificação permite avaliar o efeito marginal de cada fator sobre a probabilidade nos S indicadores de desenvolvimento infantil da criança i : (a) frequentar a pré-escola, (b) realizar todos os exames neonatais, (c) ser amamentada e (d) completar o esquema vacinal. O modelo facilita a interpretação, pois os coeficientes representam mudanças diretas nas probabilidades (Angrist e Pischke, 2009).

Por fim, embora fatores não observáveis, como normas culturais, expectativas sociais, habilidades e preferências parentais no cuidado dos filhos, influenciem tanto o poder de barganha quanto às decisões relativas à saúde e à educação infantil, esses elementos não devem ser tratados necessariamente como fontes de viés ou confundimento. Ao contrário, constituem dimensões centrais do próprio conceito de barganha intrafamiliar, conforme argumentam Folbre e Nelson (2000). Dessa forma, não se faz necessário isolá-los por meio de variáveis instrumentais ou estratégias empíricas que busquem apenas a parte exógena, pois a dimensão endógena aqui analisada também é o objeto de interesse. No entanto, não é possível definir com certeza se essas variáveis não observáveis superestimam ou subestimam o coeficiente de poder de barganha materno⁶. Dessa forma, os resultados apresentados refletem correlações entre as variáveis, sem necessariamente indicar causalidade. Mesmo com

⁵O uso da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para variáveis dependentes binárias não garante que os valores estimados estejam restritos ao intervalo $[0, 1]$. Entretanto, Angrist e Pischke (2009), ao fazerem testes utilizando o método de MPL em comparação com modelos de variáveis binárias, como é o caso do Logit e Probit, obtiveram resultados, que na média, foram semelhantes.

⁶ Uma solução para verificar se esses fatores não observáveis superestimam ou subestimam os efeitos do empoderamento seria utilizar Variáveis Instrumentais (VI) com estimação por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) para verificar apenas o efeito exógeno do poder de barganha e comparar com os resultados aqui estimados. No entanto, as informações disponíveis nas bases de dados utilizadas para o caso brasileiro não permitem identificar instrumentos válidos e robustos para mensurar o poder de barganha das mães, o que inviabiliza essa abordagem no presente estudo.

isso, a análise dessas correlações é essencial para verificar e caracterizar os efeitos do poder de barganha sobre os resultados de saúde e educação na primeira infância no Brasil e direcionar políticas públicas que ajudem na equidade de gênero, no desenvolvimento infantil e no bem-estar da família.

3.2 Variáveis de desenvolvimento infantil

Neste trabalho, o desenvolvimento infantil é analisado a partir de indicadores de educação e saúde. Para avaliar a dimensão educacional, o foco recai sobre o acesso à educação infantil, medido pela frequência escolar de crianças entre 4 e 6 anos de idade, faixa etária correspondente à pré-escola, que no Brasil é garantida por lei⁷ como obrigatória e gratuita desde 2013. A variável utilizada é uma *dummy* que assume valor 1 para crianças matriculadas e frequentando a pré-escola, e 0 caso contrário. A importância dessa análise vai além da simples verificação de matrículas. A frequência à pré-escola tem papel fundamental no desenvolvimento infantil integral, influenciando dimensões físicas, psicológicas, intelectuais e sociais (Curi; Menezes Filho, 2009a; Cunha *et al.*, 2010).

Em relação aos indicadores de saúde⁸ são utilizadas três variáveis. A primeira variável examinada refere-se à completude dos exames neonatais, avaliada por meio da realização dos quatro exames fundamentais: teste do pezinho, da orelhinha, do olhinho e do coraçãozinho. Esses exames compõem um protocolo essencial de saúde pública, permitindo a detecção precoce de diversas condições clínicas, como doenças metabólicas, deficiências auditivas, problemas visuais e cardiopatias congênitas, possibilitando intervenções rápidas que reduzem complicações, sequelas e a morbimortalidade infantil (Mendes *et al.*, 2020). Para essa variável foi construída uma *dummy*, no qual recebe o valor 1 caso a criança tenha realizado todos os exames e 0 caso tenha deixado de realizar ao menos um deles. Cabe destacar que o uso da completude dos exames neonatais como indicador de saúde infantil representa uma contribuição inédita neste estudo, uma vez que esse tipo de variável ainda é pouco explorado na literatura sobre poder de barganha e bem-estar infantil, especialmente no contexto brasileiro.

⁷ Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013.

⁸ A seleção das variáveis de saúde considerou tanto sua fundamentação teórica, quanto a disponibilidade de indicadores relacionados à saúde infantil presentes na base de dados utilizada Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), sendo eles: hábitos alimentares, vacinação e exames neonatais. A PNS não contém dados antropométricos para crianças (apenas adultos ≥ 18 anos).

A segunda variável é sobre a prática do aleitamento materno, que assume valor 1 quando a criança é amamentada⁹ e 0 caso contrário. Essa variável é particularmente relevante devido aos comprovados benefícios da amamentação para a saúde infantil, que incluem a redução da mortalidade (Jones *et al.*, 2003), proteção contra doenças infecciosas como diarreias e infecções respiratórias (Victoria *et al.*, 1992; Cesar *et al.*, 1999; Albernaz, Menezes, Cesar, 2003), e diminuição do risco de desenvolver condições crônicas na vida adulta, tais como hipertensão, diabetes e obesidade (Dewey, 2003; Horta *et al.*, 2007). Além dos benefícios à saúde física, o aleitamento materno também está associado a melhores resultados no desenvolvimento cognitivo ao longo da vida. De acordo com Victora *et al.* (2015), crianças amamentadas por 12 meses ou mais apresentam, em média, um QI de 3,76 pontos superior ao daquelas que foram amamentadas por menos de um mês, além de um aumento de 10% na escolaridade e de 33% na renda na vida adulta.

Por fim, a terceira variável analisada é o ciclo vacinal completo, que assume valor 1 quando a criança recebeu todas as imunizações recomendadas para sua faixa etária, conforme o calendário do Ministério da Saúde¹⁰, e 0 quando há pelo menos uma dose em atraso, assim como feito por Seidu *et al.* (2022). A adesão integral ao esquema vacinal, além de proteger contra doenças infecciosas, é reconhecida pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como um importante indicador de acesso e utilização dos serviços de saúde, refletindo que a família está buscando ativamente atendimento médico e acompanhando o calendário de imunização infantil (WHO, 2020).

3.3 Índice de Poder de Barganha Materno

Dada a ausência de variáveis diretas no conjunto de dados que mensuram explicitamente o poder de barganha das mães, serão utilizados indicadores indiretos para capturar esse fenômeno. Adaptando a metodologia utilizada por Smith *et al.* (2003), este trabalho utilizará três variáveis para calcular um índice único que mensura o poder de

⁹ A OMS recomenda o aleitamento materno exclusivo até os 6 meses e sua continuidade, com alimentação complementar, até pelo menos os 2 anos de idade, devido aos seus comprovados benefícios para a saúde infantil. (WHO, 2000).

¹⁰ De acordo com o Ministério da Saúde, o esquema básico de vacinação nos primeiros anos de vida no Brasil inclui as seguintes vacinas: BCG, hepatite B, pentavalente (DTP/Hib/HB), poliomielite (VIP), rotavírus (VORH), pneumocócica (VPC10), meningocócica C, tríplice viral (SCR), tetraviral (SCRV) e hepatite A (BRASIL, 2025). No entanto, base de dados utilizada no presente trabalho não inclui todas essas vacinas, assim foram consideradas para ciclo vacinal completo apenas as disponíveis, sendo elas: pentavalente e poliomielite, com doses aplicadas aos 2 meses (1ª dose), 4 meses (2ª dose), 6 meses (3ª dose) e reforço aos 15 meses; VPC10, com 1ª dose aos 2 meses, 2ª dose aos 4 meses e reforço aos 12 meses; e tríplice viral, com uma dose administrada aos 12 meses de idade.

barganha materno, sendo elas: a escolaridade da mulher, a idade que tinha quando foi viver com o primeiro parceiro e a diferença da idade atual da mulher com a do parceiro.

A variável de escolaridade é amplamente utilizada por refletir o papel do capital humano na dinâmica de poder intrafamiliar, já que mulheres com níveis educacionais mais elevados tendem a exercer maior controle sobre as finanças domésticas e maior autonomia nas decisões familiares (Malhotra e Mather, 1997).

A segunda variável, referente à idade no primeiro casamento, possui relevância central, pois, casamentos precoces tendem a limitar a acumulação de capital humano, dificultando a conclusão da escolaridade, o desenvolvimento de uma carreira remunerada e a construção de redes de apoio extrafamiliares (Riley, 1997; Kishor, 1999). Esses fatores, por sua vez, reduzem a autonomia da mulher nas decisões intradomiciliares, influenciando suas preferências e impactando diretamente seu poder de barganha (Christiaensen e Alderman, 2004; Chari *et al.*, 2017).

Por fim, a variável de diferença de idade entre os parceiros é frequentemente utilizada como um indicador indireto do poder de barganha no âmbito familiar. Segundo Browning *et al.* (1994), essa variável influencia tanto a alocação de recursos dentro do domicílio quanto a regra de compartilhamento entre os parceiros. Relações com menor diferença etária tendem a ser mais igualitárias, favorecendo uma situação de barganha mais compartilhada entre os cônjuges e reduzindo as assimetrias na tomada de decisão (McElroy, 1990). Por outro lado, quando essa diferença é mais acentuada, o parceiro mais jovem tende a ter melhores opções externas, especialmente no mercado matrimonial, o que pode aumentar seu poder de barganha relativo dentro da relação (Woolley, 2003).

Essas variáveis foram selecionadas por serem características relativamente estáveis ao longo da vida adulta e, portanto, menos suscetíveis a flutuações de curto prazo (Thomas; 1990). Essa estabilidade contribui para uma mensuração mais consistente do poder de barganha no contexto familiar, reduzindo a influência de fatores transitórios, como mudanças recentes no mercado de trabalho ou na renda, que podem afetar temporariamente a capacidade de decisão da mulher dentro do domicílio. Além disso, são formadas anteriormente às decisões familiares e, portanto, exógenas a tomada de decisão, diferentemente das variáveis econômicas, que são frequentemente associadas ao poder de barganha feminino, que podem ser endógenas, ou seja, determinadas a partir de decisões tomadas em conjunto pelo casal e, portanto, influenciadas pelo próprio poder de barganha (Smith *et al.* 2003). Para garantir maior consistência na análise, a amostra foi restrita a filhos de mães com idade igual ou superior a 25 anos. Essa delimitação busca captar trajetórias mais consolidadas, uma vez que,

a partir dessa faixa etária, é mais provável que as mulheres tenham concluído sua formação educacional, estabelecido vínculos mais estáveis no mercado de trabalho e formado unidades familiares permanentes. Essa escolha também se justifica diante da situação de vulnerabilidade que caracteriza o grupo mais jovem no Brasil. No último trimestre de 2024, o desemprego entre pessoas de 18 a 29 anos foi mais que o dobro do observado entre aquelas de 30 a 59 anos, sendo que entre os ocupados 38,6% dos jovens trabalhavam na informalidade, e seu rendimento médio era cerca de 37,8% inferior à média nacional (Feijó; Peruchetti, 2025).

Esses fatores evidenciam que, entre as mulheres mais jovens, o poder de barganha pode refletir condições transitórias e ainda em formação, mais associadas à inserção precária no mercado de trabalho do que à autonomia consolidada. Assim, a exclusão de mães muito jovens evita a inclusão de casos em fase de transição escolar, laboral ou conjugal, garantindo maior comparabilidade e precisão na mensuração do poder de barganha (Kabeer, 2001).

Com base nessas variáveis, constrói-se um índice que visa mensurar o poder de barganha feminino a partir de diferentes dimensões do empoderamento. Do ponto de vista metodológico, a utilização de um índice agregado oferece vantagens significativas. Ao combinar múltiplos indicadores em uma única medida, essa abordagem permite capturar a complexidade das interações entre as diversas dimensões do poder de barganha, superando as limitações de análises unidimensionais. Além disso, contribui para a redução da dimensionalidade dos dados, facilitando a interpretação dos resultados, ao mesmo tempo em que preserva a complexidade das relações entre os componentes (Chakraborty e De, 2011).

Essa estratégia é particularmente relevante, porque as diversas dimensões do empoderamento feminino estão intrinsecamente relacionadas e influenciam-se mutuamente. Analisá-las separadamente poderia resultar em uma compreensão fragmentada e imprecisa do fenômeno. Além disso, a consideração isolada dessas variáveis nos modelos de regressão pode gerar multicolinearidade, o que compromete a precisão das estimativas dos coeficientes. Para contornar essas limitações, optou-se pela construção de um índice agregado por meio da técnica de Análise de Componentes Principais (ACP), conforme adotado em estudos recentes, como os de Afoakwah, Deng e Onur (2020), Seidu et al. (2022) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024).

A ACP ou PCA (*Principal Component Analysis*) é uma técnica estatística multivariada, utilizada para reduzir a dimensionalidade de um conjunto de variáveis correlacionadas, por meio da criação de novos componentes ortogonais que preservam a maior parte da variância presente nos dados originais. Esses componentes, são combinações

lineares das variáveis iniciais, ordenadas conforme a variância explicada, sendo que, o primeiro capta a maior proporção da variância total, o segundo a maior parte da variância restante, sendo não correlacionado com o primeiro, e assim por diante. A extração dos componentes é feita por meio da decomposição da matriz de covariância ou correlação, quando as variáveis estão em escalas distintas (Raykov e Marcoulides, 2008; Everitt e Hothorn, 2011).

Formalmente, considere um conjunto de k variáveis associadas ao empoderamento feminino, que em conjunto determinam o poder de barganha. A ACP permite combinar essas variáveis em componentes sintéticos:

$$C_j = a_{1j}X_1 + a_{2j}X_2 + \dots + a_{kj}X_k \quad (5)$$

em que, C_j é o j -ésimo componente principal, X_k corresponde às variáveis observadas inicialmente. Os coeficientes a_{kj} são os pesos atribuídos a cada variável X_k na construção do componente e são determinados de modo a maximizar a variância explicada por esse componente.

A realização da ACP requer, inicialmente, a verificação da correlação entre as variáveis originais, a fim de assegurar que seja possível reduzir a dimensionalidade dos dados sem perda significativa de informação. Para isso, aplicou-se o teste de esfericidade de Bartlett, que avalia se a matriz de correlação é significativamente diferente de uma matriz identidade. Também é preciso verificar a adequação da amostra por meio do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que mede a proporção de variância comum entre as variáveis, sendo que, um valor acima de 0,5 é considerado aceitável, indicando que os dados apresentam nível mínimo de homogeneidade para a aplicação da técnica (Raykov e Marcoulides, 2008). A correlação empírica entre variáveis frequentemente utilizadas na literatura como *proxies* de poder de barganha, reforça a validade do uso da Análise de Componentes Principais (ACP), fazendo com que a técnica represente um avanço na forma de mensurar o poder de barganha materno, constituindo uma contribuição metodológica deste trabalho.

Por fim, o índice foi padronizado para variar entre 0 e 1 por meio de uma transformação linear, na qual cada valor foi reescalado com base nos valores mínimo e máximo do componente na amostra. Em seguida, o índice foi multiplicado por 100, resultando em uma escala de 0 a 100, conforme adotado por Smith et al. (2003) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024). Essa padronização visa facilitar a interpretação dos resultados e permitir a comparação com a literatura existente. Nesse intervalo, valores próximos de 0

representam o menor poder de barganha, enquanto valores próximos de 100 indicam o máximo poder possível.

3.4 Fonte de Dados

Para atender aos objetivos deste estudo, foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) referente ao ano de 2019. A PNS é realizada pelo Ministério da Saúde em parceria com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com o objetivo de fornecer dados sobre a saúde e qualidade de vida da população brasileira. Com periodicidade quinquenal, a pesquisa teve apenas duas edições até o momento, sendo a primeira em 2013 e a segunda em 2019.

A PNS segue uma metodologia amostral em três estágios, dentro do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD). No primeiro estágio, as Unidades Primárias de Amostragem (UPA) são selecionadas por amostragem probabilística proporcional ao tamanho (PPT), com base no número de domicílios permanentes. No segundo estágio, os domicílios são escolhidos por amostragem aleatória simples (AAS) dentro das UPAs. Finalmente, no terceiro estágio, um morador adulto (18 anos ou mais) é selecionado aleatoriamente em cada domicílio para responder ao questionário principal. Devido à natureza complexa deste desenho amostral, que envolve probabilidades distintas de seleção em cada estágio, a análise dos dados da PNS exige a utilização de fatores de expansão ou pesos amostrais para garantir a representatividade dos resultados para toda a população brasileira (Stopa *et al.*, 2020).

Na presente análise, a unidade de observação é a criança residente no domicílio, identificada a partir dos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS). Cada criança é analisada dentro de seu contexto domiciliar, e os domicílios são avaliados a nível estadual, de acordo com a unidade da federação de residência. Essa estrutura permite capturar diferenças regionais nas condições socioeconômicas e no acesso a serviços públicos. Além disso, os dados da PNS permitem agregações e desagregações por unidades da federação, o que possibilita análises comparativas e o controle de variações territoriais relevantes. Atualmente, a PNS é uma das principais fontes de dados sobre a saúde da população brasileira, fornecendo indicadores essenciais sobre a utilização de serviços médicos e outros determinantes do bem-estar (Szwarcwald *et al.*, 2014). Ela também abrange aspectos demográficos, incluindo características habitacionais, condições de trabalho e outros fatores relevantes para a análise da realidade socioeconômica do país. Dessa forma, a PNS configura-se como uma base de dados robusta, permitindo análises integradas entre condições de vida e fatores socioeconômicos.

Entretanto, ela apresenta limitações significativas em sua estrutura de dados. A principal restrição diz respeito à descontinuidade na cobertura etária dos indicadores. Enquanto as informações sobre saúde infantil estão restritas a crianças de 0 a 2 anos de idade, os dados relativos à frequência escolar só estão disponíveis a partir dos 4 anos, faixa etária que marca o início da obrigatoriedade escolar no Brasil. Essa descontinuidade nos dados fez com que o presente trabalho adotasse uma estratégia analítica baseada em duas amostras distintas: uma para crianças com idade entre 0 a 2 anos, com foco em indicadores de saúde, e outra para crianças em idade pré-escolar (4 a 6 anos), voltada para análise do resultado educacional.

Além da limitação relacionada aos dados disponíveis, a escolha em utilizar a faixa etária de 4 a 6 anos para compor o indicador educacional justifica-se por outros dois motivos. O primeiro é devido a obrigatoriedade da pré-escola a partir dos quatro anos, o que garante maior consistência nos dados. O segundo é que o acesso à creche (0 a 3 anos), embora relevante, apresenta desafios estruturais significativos, como a insuficiência de vagas na rede pública, dificultando o acesso de crianças em situação de vulnerabilidade socioeconômica (De Sordi; Nelson; Galindo, 2014).

A unidade de observação deste trabalho são as crianças cujos pais (de sexos opostos) coabitam no mesmo domicílio, excluindo-se outros arranjos familiares, como aqueles que envolvem primos, netos ou outras configurações. Essa escolha metodológica visa garantir maior homogeneidade no ambiente decisório das famílias analisadas, uma vez que, em configurações familiares mais amplas, as decisões tendem a envolver outros membros do domicílio (Hartarto; Aravena; Bhattacharjee, 2024). Ademais, a amostra também foi restrita a filhos com mães com idade igual ou superior a 25 anos a fim de capturar trajetórias mais consolidadas das mães para uma mensuração mais robusta do indicador de empoderamento feminino.

Ademais, outra limitação importante da PNS diz respeito à modificação das informações coletadas ao longo do tempo, o que inviabiliza a construção de uma base com cortes transversais empilhados. Essa limitação impede o controle de fatores não observáveis fixos no tempo, o que poderia aumentar a robustez das análises empíricas.

4. RESULTADOS

A discussão desta seção está organizada em três subseções. A primeira apresenta as variáveis do estudo e suas estatísticas descritivas. Na segunda, são discutidos os resultados

econométricos, com ênfase na possível influência do poder de barganha da mãe sobre os indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil. Por fim, a terceira subseção traz uma análise complementar com base em dois índices alternativos, com o objetivo de realizar testes de robustez e verificar se a forma de mensuração do poder de barganha altera seus efeitos sobre os desfechos analisados.

4.1 Análise das Estatísticas Descritivas

Esta subseção apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, com o objetivo de traçar o perfil socioeconômico das famílias e das crianças nas duas amostras analisadas. As Tabelas 1 e 2 reúnem informações sobre idade, cor/raça dos pais, escolaridade e renda, permitindo a caracterização dos perfis familiares.

Tabela 1. Características dos pais de crianças com idade entre 4 e 6 anos.

Variáveis	Mulheres		Homens	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Idade	34,2	5,977715	38,1	7,751102
Idade que se casou pela primeira vez	20,4	6,528039	22,4	8,81743
Idade ao ter o primeiro filho	25,6	6,211867	29,5	7,722194
Anos de estudo	11	4,83036	9,8	5,235246
Renda	1.305,40	2.710,36	2.497,08	4.412,71
Branco	31%	0,4627734	32,4%	0,4679716

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Tabela 2. Características dos pais de crianças com idade entre 0 e 2 anos.

Variáveis	Mulheres		Homens	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Idade	32,1	4,831529	35,5	7,443825
Idade que se casou pela primeira vez	21,8	5,283817	23,4	8,082401
Idade ao ter o primeiro filho	26,7	6,202702	30,1	7,834447
Anos de estudo	11,6	4,671762	10,3	5,123874
Renda	1.310,46	2.780,38	2.514,12	3.998,46
Branco	33,6%	0,4725107	33,9%	0,4735933

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Ao comparar as características dos pais nas duas amostras, observa-se que as mulheres são, em média, mais jovens que seus parceiros. Nas famílias com crianças de 4 a 6 anos, as mães têm idade média de 34,2 anos e os pais, 38,1 anos. Já entre as famílias com crianças de 0 a 2 anos, os perfis são mais jovens, 32,1 anos para as mães e 35,5 anos para os pais, diferença

esperada devido à menor idade dos filhos. A idade média em que as mulheres passaram a viver com o primeiro parceiro foi de 20,4 anos entre as mães de crianças de 4 a 6 anos e 21,8 anos entre aquelas com filhos de 0 a 2 anos. Entre os homens, as médias foram de 22,4 e 23,4 anos, respectivamente. Já a idade dos pais no nascimento do primeiro filho apresentou variações maiores, sendo de 25,6 anos para as mulheres e 29,5 para os homens na amostra de crianças mais velhas, e de 26,7 e 30,1 anos, respectivamente, na amostra de crianças mais novas.

Cabe destacar um aspecto relevante observado nos dados: as mulheres destas amostras apresentam, em média, um intervalo de cinco anos entre o casamento e o nascimento do primeiro filho. Esse período pode estar relacionado à busca por maior escolaridade, inserção no mercado de trabalho ou planejamento familiar, fatores que refletem maior autonomia feminina e contribuem para o aumento do poder de barganha nas decisões do domicílio (Kishor, 1999). Dessa forma, o espaçamento entre casamento e maternidade podem ser interpretados como indicativos relevantes da capacidade das mulheres de tomar decisões. Ademais, a idade média de 25 anos no nascimento do primeiro filho reforça a escolha metodológica de restringir a amostra a mães de 25 anos ou mais, de forma a garantir a maior estabilidade das variáveis que compõem o índice de empoderamento materno (IPBM).

Em relação à educação, em ambas as amostras, as mulheres apresentam maior escolaridade que os homens, com uma vantagem média de 1,3 ano. Entre as crianças de 4 a 6 anos, as mães têm, em média, 11 anos de estudo, enquanto os pais têm 9,8. Já entre as crianças de 0 a 2 anos, as mães estudaram, em média, 11,6 anos, e os pais, 10,3. Outro fator importante para destacar refere-se à relação entre a média educacional e a idade dos filhos. Nota-se que as mães de filhos mais novos (com menos de 2 anos) são, em média, mais escolarizadas do que as mães de crianças mais velhas (entre 4 a 6 anos), o que pode estar relacionado ao adiamento da maternidade para investimento em fatores fora do casamento, conforme discutido anteriormente, indicando possíveis impactos positivos sobre seu poder de barganha dentro do domicílio nesta amostra.

Em relação à composição racial, ambas as amostras apresentam padrões similares, com aproximadamente um terço dos pais se autodeclarando brancos. Na amostra de crianças de 4 a 6 anos, 31% das mães e 32,4% dos pais se identificam como brancos. Entre as famílias com crianças de 0 a 2 anos, os percentuais são ligeiramente maiores, 33,6% das mães e 33,9% dos pais. No contexto brasileiro a cor/raça está fortemente associada a desigualdades socioeconômicas. Pessoas brancas, em média, têm maior acesso à educação, melhores condições no mercado de trabalho e rendimentos mais altos (Salata, 2020). Assim, a

composição racial dos domicílios analisados pode refletir disparidades no acesso a recursos que impactam o desenvolvimento infantil, uma vez que famílias negras e pardas, tendem a enfrentar maiores barreiras de acesso a serviços públicos de qualidade, o que pode impactar negativamente as condições de saúde e educação das crianças (Brasil, 2012). Essas desigualdades também podem impactar negativamente o poder de barganha das mulheres da amostra deste estudo, especialmente considerando que a maioria é formada por mulheres não brancas. A literatura aponta que esse grupo tende a enfrentar barreiras adicionais para converter educação e renda em autonomia nas decisões familiares, limitando sua influência no âmbito doméstico (Pinheiro *et al.*, 2023).

A variável de renda per capita revela uma disparidade significativa entre os gêneros. Em ambas as amostras, os homens apresentaram rendimentos médios aproximadamente duas vezes superiores aos das mulheres. Nas famílias com crianças de 4 a 6 anos, a renda média feminina foi de R\$ 1.305,40, frente a R\$2.497,08 dos homens. Já na amostra de crianças de 0 a 2 anos, as médias foram de R\$ 1.310,46 para as mulheres e R\$2.514,12 para os homens. Essa diferença acompanha os dados da PNAD Contínua de 2019, segundo a qual, o rendimento masculino foi aproximadamente, 28,7% maior que o feminino (IBGE, 2020).

Essa desigualdade de renda pode refletir não apenas disparidades salariais, mas também o menor acesso das mulheres a ocupações mais bem remuneradas e a sobrecarga de responsabilidades domésticas e de cuidado, que limitam sua inserção plena no mercado de trabalho. A menor renda das mulheres pode reduzir sua autonomia financeira e capacidade de decisão dentro do domicílio, enfraquecendo seu poder de barganha (Schmidt, 2012). No contexto das famílias com crianças, essas assimetrias ganham ainda mais relevância, pois a dependência econômica das mães pode comprometer a qualidade e a estabilidade dos investimentos feitos no cuidado dos filhos, especialmente em contextos de vulnerabilidade social (Barros *et al.*, 2010).

Adicionalmente, a Tabela 3 compara as características de mulheres com¹¹ e sem filhos, permitindo identificar possíveis diferenças associadas à maternidade, contribuindo para uma melhor compreensão do perfil das mulheres incluídas na amostra principal do estudo que são mães.

¹¹ Aqui foram considerados filhos com até 12 anos de idade.

Tabela 3. Características socioeconômicas de mulheres de 25 a 60 anos¹² com e sem filhos.

Variáveis	Mulheres que são mães		Mulheres que não são mães	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Idade	35,7	6,535467	45	10,34174
Idade que se casou pela primeira vez	20,6	6,66033	21,6	9,477216
Anos de estudo	11	4,869765	9,5	5,648844
Renda	1.324,14	2.757,46	1.412,57	2.497,50

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Verificou-se que as diferenças entre as duas amostras são estatisticamente significativas para todas as variáveis analisadas¹³. Em média, as mulheres com filhos são mais jovens, casam-se mais cedo e possuem menor renda, o que pode indicar menor empoderamento relativo em comparação às não mães. No entanto, de forma contrária ao que sugere a literatura, observa-se que, nesta amostra, as mães apresentam níveis de escolaridade superiores aos das não mães. Esse resultado pode estar associado a diferenças geracionais, uma vez que as mães da amostra pertencem a grupos etários mais jovens, cujas coortes foram mais expostas à expansão do acesso à educação formal. Tal avanço educacional reflete mudanças recentes no perfil das mulheres brasileiras e pode, em alguma medida, compensar outras desvantagens observadas, como rendimentos mais baixos.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis relacionadas às características locais e do domicílio. A distribuição regional mostra relativa estabilidade entre as amostras, com o Nordeste se destacando como a região com maior concentração de famílias, sendo composta por 34,3% da amostra de crianças de 4 a 6 anos e 33,9% da amostra de 0 a 2 anos. Em seguida, aparecem as regiões Norte (23,8% e 21,9%), Sudeste (19,2% e 20,4%), Centro-Oeste (11,9% e 12,4%) e Sul (10,8% e 11,4%).

A maior presença de crianças nas regiões Norte e Nordeste pode ser parcialmente explicada por fatores sociais, como maiores taxas de fecundidade, início mais precoce da vida reprodutiva e menor acesso a serviços de planejamento familiar nessas regiões (UNFPA, 2018). Esse padrão demográfico pode implicar em maiores desafios para o acesso a condições adequadas de desenvolvimento infantil. De acordo com dados da UNICEF (2018), crianças que

¹²Nessa análise, consideraram-se apenas mulheres de 25 a 60 anos, por se tratar de uma faixa etária em que as condições socioeconômicas tendem a estar mais consolidadas (escolaridade concluída, inserção no mercado de trabalho e renda).

¹³Através dos testes t rejeitam-se a hipótese nula de igualdade de médias entre mulheres com e sem filhos no domicílio ao nível de 1% de significância, indicando diferenças estatisticamente significativas para todas as variáveis analisadas: idade, escolaridade e idade que se casou (p-valor = 0,0000) e renda (p = 0,0037).

vivem na região Norte apresentam uma incidência de privação em educação duas vezes maior do que aquelas da região Sudeste (28,7% contra 14,6%).

Tabela 4. Características do domicílio para ambas amostras

Variáveis	4 a 6 anos		0 a 2 anos	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Norte	23,8%	0,425674	21,9%	0,4135109
Nordeste	34,4%	0,4748568	33,9%	0,4733787
Centro-Oeste	11,9%	0,3237069	12,4%	0,3300985
Sudeste	19,2%	0,3939281	20,4%	0,4027847
Sul	10,8%	0,3105499	11,4%	0,3182301
Urbano	70,6%	0,4554948	72,2%	0,4481739
Tamanho da família	4,4	1,443333	4,4	1,369897
Crianças no domicílio	1,9	1,048378	2	1,034288
Renda per capita	1.042,30	1.778,89	1.095,86	1.855,20
Renda per capita de até ½ SM	45,5%	0,4980531	45,5%	0,4980213

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Complementando a análise das características locacionais, observa-se que 70,6% dos domicílios com crianças de 4 a 6 anos estão localizados em áreas urbanas, em comparação com 72,2% nas famílias com crianças de 0 a 2 anos. Essa semelhança nos índices de urbanização reflete um padrão consistente de distribuição espacial da população estudada, o que já era esperado, visto que, em 2021, 81,7% das crianças e adolescentes (de 0 a 19 anos) viviam em áreas urbanas (Fundação Abrinq, 2022).

Em relação ao número de crianças no domicílio, observa-se uma média de 2 crianças entre os lares com crianças de 0 a 2 anos, e de 1,9 entre aqueles com crianças de 4 a 6 anos. Esse padrão está alinhado com os dados do IBGE (2021), que indicam uma taxa de fecundidade de 1,77 filhos por mulher no país no ano de 2019. Apesar dessa leve diferença, a composição familiar total se mantém estável nas duas amostras, com uma média de 4,4 membros por domicílio.

A renda per capita apresenta valores médios bastante próximos entre os grupos estudados, com R\$ 1.042,30 para as famílias com crianças de 4 a 6 anos e R\$ 1.095,86 para as famílias com crianças de 0 a 2 anos. Quanto à distribuição de renda, destaca-se que cerca de 45,5% das famílias em ambas as amostras vivem com até meio salário mínimo per capita. Esse dado é compatível com a PNAD Contínua (Fundação Abrinq, 2022), que aponta que 44,5% das

crianças e adolescentes de 0 a 14 anos vivem em domicílios com essa mesma faixa de rendimento.

Essa vulnerabilidade econômica observada em domicílios com crianças pode estar relacionada ao impacto que a presença dos filhos exerce sobre a inserção dos pais no mercado de trabalho. Segundo dados do IBGE (2021), a taxa de ocupação de adultos entre 25 e 49 anos é 4 pontos percentuais menor em famílias com filhos pequenos (71%), em comparação àquelas sem filhos pequenos (75%). Esse cenário evidencia as dificuldades de conciliar trabalho, estudo (para aqueles que ainda não concluíram a escolarização) e cuidados com os filhos, especialmente para as mães, que são as principais responsáveis por esse cuidado.

A análise da Tabela 5 revela aspectos demográficos importantes das crianças estudadas, como sexo, idade, raça, educação e saúde.

Tabela 5. Características das crianças das duas amostras.

Variáveis	Crianças com idade entre 4 e 6 anos		Crianças com idade entre 0 e 2 anos	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Sexo Feminino	49,6%	0,5000261	51,1%	0,4999533
Idade	5	0.8201798	14,4	7,359964
Raça	37,8%	0,4850508	43,9%	0,4962923
Primogênito	49,2%	0,4999848	41,3%	0,4924522
Pré-Escola	92,4%	0,2657041	-	-
Exames Neonatais Completo	-	-	71,8%	0,3632353
Teste do pezinho	-	-	96,6%	0,1823276
Teste da orelhinha	-	-	77,1%	0,4202061
Teste do olhinho	-	-	73,4%	0,4421976
Teste do coraçãozinho	-	-	65%	0,4770995
Amamentação	-	-	55,3%	0,4973069
Ciclo Completo	-	-	56,2%	0,4962137

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Em relação à distribuição por sexo, observa-se que a amostra de crianças de 4 a 6 anos é composta em sua maioria por meninos, enquanto na amostra de crianças menores (0 a 24 meses), por meninas, apesar da diferença entre os sexos ser pequena nas duas bases (0,8 p.p e 2,2 p.p., respectivamente). As idades médias das amostras são de 5 anos e 14,4 anos, respectivamente. Em termos de composição racial, a maioria das crianças em ambas as

amostras são não brancas. Quanto à ordem de nascimento, a maioria da amostra é formada de não primogênitos.

Quanto ao acesso à educação (Tabela 5), observa-se que 92,4% das crianças entre 4 e 6 anos frequentam regularmente a pré-escola ou creche. Esse resultado está próximo aos dados do INEP 2022, que indicam que o percentual de atendimento em pré-escola para a população de 4 a 5 anos foi de 85,75% em 2019.

Passando a análise para os indicadores de saúde, pode-se observar na Tabela 5, que cerca de 71,8% das crianças com idade entre 0 e 24 meses presentes na amostra realizaram a triagem neonatal completa (todos os quatro exames). O teste do pezinho apresentou a maior cobertura, com 96,6% das crianças realizando o exame, seguido pelo teste da orelhinha (7,1%), do olhinho (73,4%) e, por último, o teste do coraçãozinho (65%), uma diferença de 31,6 pontos percentuais em relação ao teste do pezinho. A maior adesão a este exame, em comparação aos demais, pode ser atribuída a fatores estruturais e de acesso. O Programa Nacional de Triagem Neonatal foi instituído em 2001 e contemplava inicialmente apenas esse exame, o que favoreceu sua consolidação como uma prática rotineira na atenção à saúde infantil. Os demais testes foram incorporados mais recentemente às diretrizes oficiais, o que ajuda a explicar suas taxas de cobertura ainda inferiores (Mallmann; Tomasi; Boing, 2020). Além disso, o teste do pezinho é amplamente ofertado nas Unidades Básicas de Saúde (UBS), o que facilita seu acesso e adesão, especialmente em regiões com infraestrutura limitada de saúde (Victora *et al.*, 2011).

Em relação a prática de amamentação, observa-se que 55,3% das crianças da amostra ainda são amamentadas, o que indica a permanência dessa prática em uma parcela significativa das famílias. Esse resultado está em conformidade com os dados da pesquisa Enani 2019, que apontam que metade das crianças brasileiras mantêm a amamentação por períodos superiores a 1 ano e 4 meses (Enani, 2021). Apesar disso, ainda há espaço para melhorias, especialmente no que se refere à promoção do aleitamento exclusivo nos primeiros seis meses de vida e à manutenção do aleitamento complementar até os dois anos, conforme recomenda a Organização Mundial da Saúde.

Ao analisar os padrões de adesão à vacinação, observa-se que apenas 56,2% das crianças da amostra receberam todas as vacinas recomendadas para a sua faixa etária, evidenciando uma cobertura abaixo do ideal. Esse dado reflete a tendência de queda nas taxas de imunização no Brasil. Segundo dados do Ministério da Saúde, entre 2014 e 2015 a cobertura vacinal nacional superava os 80%, mas, a partir de 2016, iniciou-se uma trajetória de queda contínua, com a cobertura vacinal recuando para 75,6% em 2019 (Brasil, 2023).

As estatísticas descritivas revelam um perfil familiar caracterizado pelo adiamento da união conjugal e da maternidade, além de níveis educacionais mais elevados entre as mães de crianças mais novas (0 a 2 anos), em comparação com aquelas que têm filhos de 4 a 6 anos. Essa diferença pode estar associada a um maior poder de barganha entre as mulheres com filhos mais jovens, refletido em decisões que indicam maior autonomia sobre sua trajetória reprodutiva e educacional, o que pode ser um indicativo de empoderamento destas. Em ambas as amostras, as mães apresentaram maiores médias de anos de estudos que os pais e tiveram em média 5 anos entre o casamento e o nascimento do primeiro filho, o que também evidencia um possível poder de barganha delas. Em relação às condições de vida, os dados evidenciam um quadro de vulnerabilidade, com cerca de metade das crianças vivendo em domicílios com renda per capita de até meio salário mínimo, o que pode restringir o acesso a bens e serviços essenciais. Além disso, os indicadores de cobertura vacinal e realização de alguns exames neonatais apresentaram baixa cobertura, sugerindo falhas na atenção básica à saúde.

4.2 Resultados Econométricos

Esta subseção tem como objetivo apresentar o índice de poder de barganha materno (IPBM) e os resultados econométricos obtidos a partir da estimativa das equações por meio do modelo de probabilidade linear (MPL), com o intuito de verificar se o poder de barganha da mãe, controlado por fatores socioeconômicos, locacionais e familiares, afeta os resultados em educação e saúde na primeira infância.

Assim, a Tabela 6 apresenta os resultados da Análise de Componentes Principais (ACP), utilizada para construir um índice sintético de poder de barganha das mulheres com base em três variáveis: escolaridade da mulher, idade ao casar-se pela primeira vez e diferença da idade atual dela com a de seu parceiro. Já a Tabela 7 exhibe os autovetores, indicando a intensidade e o sentido da contribuição de cada variável na formação do índice. O resultado dos testes para a utilização do ACP se encontra no Apêndice A.

Tabela 6. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres

<i>Variáveis</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Diferença dos autovalores</i>	<i>Proporção (%)</i>	<i>Proporção acumulada (%)</i>
Amostra de 4 a 6 anos				
Componente 1	1,40907	0,575633	46,97	46,97
Componente 2	0,905758	0,220585	30,19	77,16
Componente 3	0,685174	-	22,84	100,00
Amostra de 0 a 2 anos				
Componente 1	1,44146	0,536233	48,05	48,05
Componente 2	0,90523	0,251923	30,17	78,22
Componente 3	0,653307	-	21,78	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 7. Autovetores

<i>Variáveis</i>	<i>Componente 1</i>	<i>Componente 2</i>	<i>Componente 3</i>
Amostra de 4 a 6 anos			
Escolaridade da mulher	0,5946	- 0,5165	0,6161
Idade que se casou	0,6554	- 0,1324	- 0,7436
Diferença de idade	0,4657	0,8460	0,2598
Amostra de 0 a 2 anos			
Escolaridade da mulher	0,6184	- 0,4239	0,6617
Idade que se casou	0,6547	- 0,1879	- 0,7322
Diferença de idade	0,4347	0,8860	0,1613

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Os autovalores obtidos indicam a quantidade de variância explicada por cada componente principal, enquanto os autovetores refletem como as variáveis se agrupam em torno de padrões comuns, revelando as direções da máxima variabilidade dos dados. Isso permite identificar quais variáveis mais contribuem para a construção do índice de poder de barganha feminino (Raykov e Marcoulides, 2008; Everitt e Hothorn, 2011).

A partir disso, por meio dos dados da Tabela 6, pode-se observar que o primeiro componente apresentou autovalores de 1,40 e 1,44, explicando aproximadamente 47% e 48% da variância total nas amostras de crianças de 4 a 6 anos e de 0 a 2 anos, respectivamente. O segundo componente teve autovalores de 0,90 em ambas as amostras, com cerca de 30,2% da variância explicada. Já o terceiro componente explicou 22,8% da variância na primeira amostra (autovalor de 0,68) e 21,8% na segunda (autovalor de 0,65). Além de ser responsável pela maior parte da variabilidade explicada, o Componente 1 apresentou autovalores significativamente superiores aos dos demais, indicando que ele concentra a maior quantidade de informação relevante para a construção do índice.

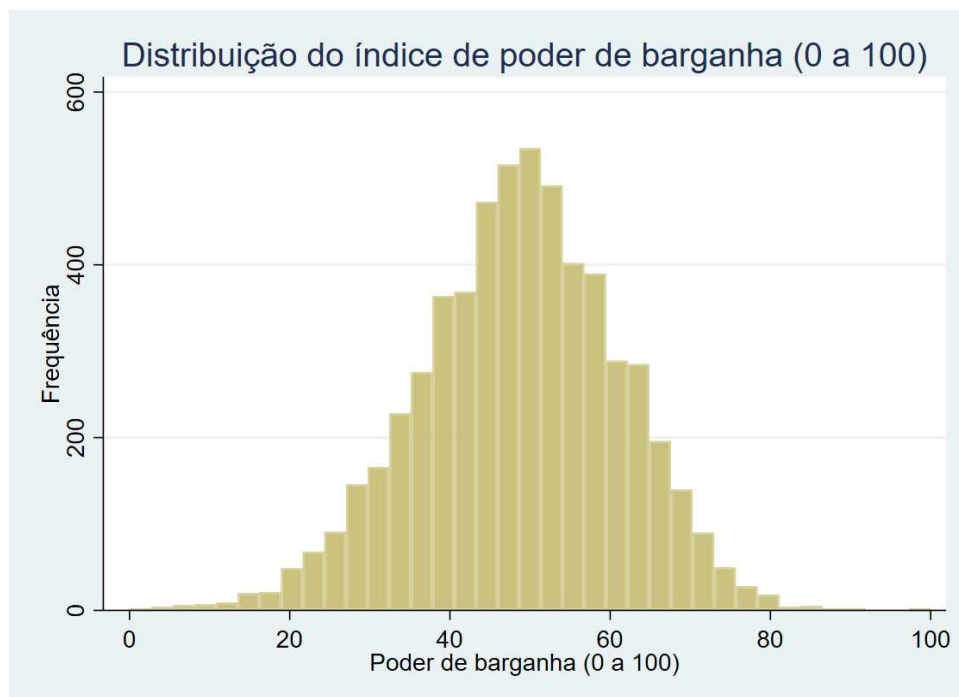
A análise dos autovetores (Tabela 7) revela a correlação entre cada variável original e os componentes principais. Quanto maior o valor da carga, maior a influência da variável na formação do componente, e o sinal (positivo ou negativo) indica a direção dessa relação (Raykov e Marcoulides, 2008). Em ambas as amostras, apenas o Componente 1 apresentou cargas positivas para todas as variáveis, o que indica uma relação direta: quanto maior o valor das variáveis originais, maior tende a ser o valor do componente. Isso sugere que essas variáveis caminham na mesma direção e capturam uma dimensão comum, neste caso, associada ao poder de barganha feminino. Em contraste, os Componentes 2 e 3 exibiram sinais opostos entre as variáveis, indicando ausência de uma estrutura comum entre elas e, portanto, menor adequação para representar o fenômeno em análise.

Além disso, o Componente 1 foi fortemente influenciado pela escolaridade da mulher e pela idade ao se casar pela primeira vez, que apresentaram as maiores cargas entre as variáveis incluídas na (ACP). Esse resultado indica que essas duas dimensões são as que mais explicam a variação conjunta entre os indicadores utilizados para mensurar o poder de barganha.

Assim, os dados das Tabelas 6 e 7 permitem escolher o Componente 1, como medida representativa do poder de barganha feminino. Isso, pois esse componente, de forma isolada, explica a maior parte da variância entre as variáveis analisadas, possui autovalor significativamente superior aos demais e apresenta autovetores positivos e expressivos para todas as variáveis do modelo, o que permite concluir que ele sozinho captura de forma consistente as dimensões mais relevantes associadas à autonomia das mulheres. Também é possível concluir, por meio dos dados da Tabela 6 e da Tabela 7, que os valores estimados para construção do índice são bastante semelhantes entre as duas amostras, indicando uma estabilidade na estrutura do índice ACP, permitindo sua interpretação de forma consistente entre os grupos etários.

A Figura 1 apresenta o histograma da distribuição do IPBM das mulheres para a amostra de crianças em idade pré-escolar (4 a 6 anos). Observa-se que a distribuição do índice é simétrica, com maior concentração de observações em torno do valor médio do índice (em torno de 50). O desvio padrão do índice foi de 12,6. Isso indica que as mulheres da amostra, em geral, apresentam um nível intermediário de poder de barganha dentro do domicílio.

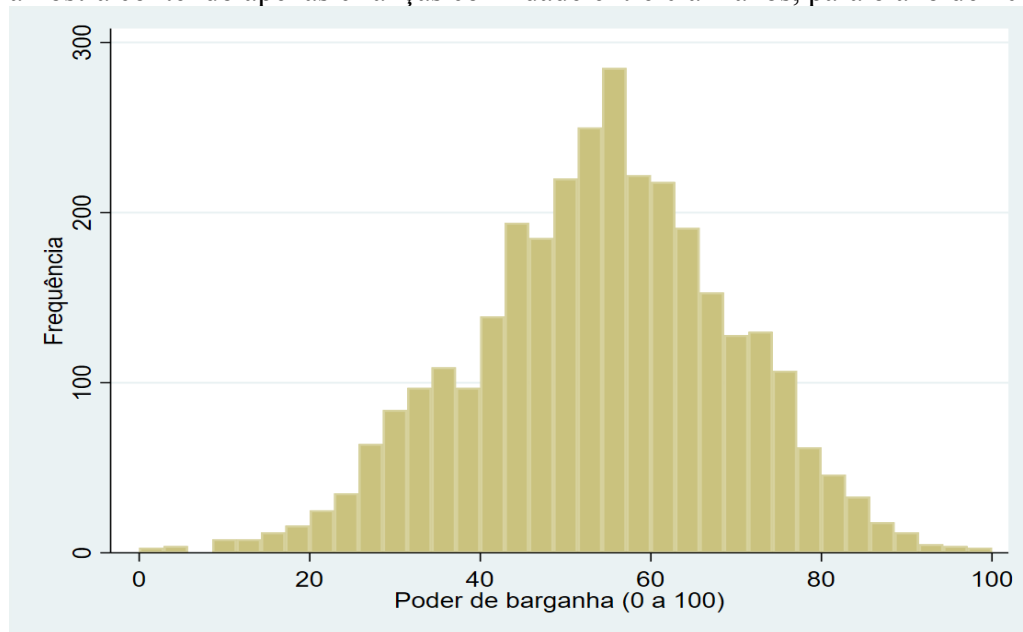
Figura 1. Distribuição do índice de poder de barganha materno (IPBM) (0 a 100) para a amostra contendo apenas crianças com idade entre 4 a 6 anos, para o ano de 2019.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Na Figura 2 tem-se o histograma da distribuição do índice para a amostra de crianças entre 0 e 2 anos. A média foi de aproximadamente 54, com desvio padrão de 15,4. A distribuição revela uma leve assimetria à esquerda, indicando maior concentração de mulheres com poder de barganha intermediário a alto (entre 50 e 70), em comparação àquelas com valores mais baixos. Isso sugere um poder de barganha intermediário para alto das mulheres dessa amostra.

Figura 2. Distribuição do índice de poder de barganha materno (IPBM) (0 a 100) para a amostra contendo apenas crianças com idade entre 0 a 2 anos, para o ano de 2019.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Em ambas as amostras, observa-se que são raros os casos de mulheres com poder de barganha muito baixo (próximo de 0), o que indica que a completa ausência de influência nas decisões domésticas é pouco comum. Da mesma forma, também são poucos os casos com índices próximos de 100, sugerindo que o controle total sobre as decisões por parte das mulheres também é incomum.

Esses resultados indicam uma distribuição equilibrada do poder decisório entre os membros do domicílio, com predomínio de situações de barganha compartilhada ou parcial. Na prática, um poder de barganha moderado reflete uma posição em que a mulher exerce influência significativa, ainda que não exclusiva, sobre as decisões familiares, condição que, segundo Weiland (2022), já é suficiente para gerar efeitos relevantes sobre os resultados econômicos de longo prazo. Os autores demonstram que mães com poder de barganha médio de 45% acumulam cerca de €35 a mais em pensões mensais após dez anos, em comparação àquelas com apenas 20%.

De forma complementar, Novella, Ripani e Vázquez (2021) evidenciam que níveis médios de poder de barganha configuram um ponto de equilíbrio nas decisões familiares. Entre as famílias beneficiárias do *Programa de Asignación Familiar* (PRAF), verificou-se que, à medida que aumenta a influência feminina nas decisões domésticas, há uma redução na probabilidade de participação materna no mercado de trabalho, sugerindo uma reorientação das escolhas familiares em direção ao cuidado infantil e ao bem-estar dos filhos. Entretanto, quando o poder é equilibrado entre os cônjuges, observa-se uma resposta mais cooperativa,

no qual as mães mantêm algum nível de inserção laboral. Assim, o cenário de barganha compartilhada representa um equilíbrio nas relações intrafamiliares, em que nem a dominação masculina nem o controle exclusivo feminino predominam, mas prevalece a construção de estratégias familiares mais integradas e coordenadas.

Após a construção do IPBM, passa-se à análise de seus efeitos sobre os indicadores de desenvolvimento infantil, apresentados na Tabela 8. Como o índice foi normalizado para variar entre 0 e 100, seus efeitos são interpretados com base em uma variação de um desvio padrão, conforme abordagem de Gibson, Le e Scobie (2006), Chakraborty e De (2011), Afoakwah, Deng e Onur (2020) e Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024). Como o desvio padrão foi de aproximadamente 13 pontos para a amostra de 4 a 6 anos e de 15 pontos para a de 0 a 2 anos, os coeficientes estimados foram multiplicados por esses valores para expressar o efeito correspondente a uma variação de um desvio padrão. Todas as tabelas a seguir apresentam coeficientes ajustados para facilitar a interpretação dos resultados.

Tabela 8. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019)

Variáveis	Frequente Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,4*** (0,0004)	5,5*** (0,0012)	-2,4 (0,0012)	-1,8 (0,0013)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	5,226	3,167	4,246	4,246
R^2	0.055	0.136	0.040	0.021

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Os resultados obtidos evidenciam que o poder de barganha das mulheres exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo, ao nível de 1%, sobre os resultados educacionais das crianças. Em termos de magnitude, estima-se que um aumento de um desvio padrão no poder de barganha materno esteja associado a um acréscimo de aproximadamente 1,4 pontos percentuais na probabilidade de uma criança estar matriculada na pré-escola. Embora esse efeito seja modesto, ele sugere que o aumento do poder de decisão das mulheres no ambiente doméstico pode contribuir positivamente para a frequência escolar na primeira infância, evidenciando o poder de barganha como um fator determinante para investimentos em capital humano infantil.

Corroborando esses resultados, têm-se os de Afoakwah, Deng e Onur (2020), que mostram que um aumento de um desvio padrão no poder de barganha das mulheres está associado a uma redução de 8,7 pontos percentuais na probabilidade de repetência escolar entre crianças. Além disso, entre aquelas que já repetiram ao menos uma vez, observa-se uma redução média de 3,8 p.p. no número de repetições. Pozzobon, Junior e Da Cruz (2024) também identificaram uma relação positiva entre o poder de barganha das mulheres e os investimentos educacionais nos domicílios brasileiros. Os autores estimam que um aumento no poder, medido pela renda relativa da mãe, está associado a um crescimento médio de 1,15 pontos percentuais nos gastos com educação.

Esses achados reforçam a hipótese de que o crescimento do poder de barganha feminino promove melhorias significativas nos resultados educacionais infantis, seja por meio de investimentos diretos, como a garantia de frequência escolar e a promoção de hábitos de estudo, ou por meio de gastos com educação. Esses investimentos são particularmente relevantes, pois o acesso a ambientes educativos na primeira infância contribui significativamente para o desenvolvimento cognitivo, social e emocional das crianças, estabelecendo bases mais sólidas para sua trajetória escolar (Yoshikawa *et al.*, 2013; Earle, Milovantseva e Heymann, 2018; Attanasio *et al.*, 2020; Kim, 2022). O que os resultados desse trabalho ajudam a corroborar.

Ao analisar os resultados econométricos referentes à realização dos exames neonatais, podemos observar que a variável relacionada ao poder de barganha feminino também foi significativamente positiva a 1%. Especificamente, para um aumento de um desvio padrão no poder de barganha das mulheres, a probabilidade de a criança realizar todos os testes (pezinho, orelhinha, olhinho e coraçãozinho) aumentou em aproximadamente 5,5 pontos percentuais.

Esse resultado pode estar relacionado ao maior acesso à informação por parte das mães com maior poder de barganha, uma vez que, o conhecimento das mães sobre os exames neonatais, especialmente quando transmitido durante as consultas pré e pós-natais, é um fator essencial para garantir a realização desses exames. Nesse contexto, o estudo de Hussein *et al.* (2022), realizado no Egito, identificou uma correlação positiva entre o nível de conhecimento materno sobre o Programa de Triagem Neonatal e a maior adesão ao diagnóstico e à busca ativa pelos exames. Os achados evidenciam que o fortalecimento do acesso à informação das mães pode desempenhar um papel decisivo na ampliação da cobertura dos exames neonatais, impactando positivamente os indicadores de saúde infantil.

A relação entre o conhecimento e a adesão aos cuidados neonatais é reforçada quando se observa o papel do empoderamento feminino. Winters *et al.* (2023) constataram que

mulheres com maior envolvimento nas decisões domésticas e/ou maior controle sobre os bens apresentaram uma probabilidade de 9,1 pontos percentuais superior de realizar quatro ou mais consultas pré-natais, momentos fundamentais para o repasse de orientações sobre os exames neonatais. De forma complementar, Doku, Bhutta e Neupane (2020) reforçam essa evidência, ao demonstrar que uma maior autonomia das mulheres sobre cuidados de saúde, decisões domésticas e a percepção sobre a violência doméstica, ou seja, maior poder de barganha, está diretamente relacionada a melhores desfechos infantis, com redução significativa no risco de mortalidade neonatal.

Para a variável de consumo de leite materno, o poder de barganha feminino não apresentou efeito estatisticamente significativo, indicando que uma maior autonomia da mulher na tomada de decisão não influencia a probabilidade da criança ser alimentada com leite materno. Ainda assim, trata-se de um comportamento que merece atenção, dado que a amamentação está amplamente associada a uma série de benefícios para a saúde infantil, conforme demonstrado por Jones *et al.* (2003), Albernaz, Menezes e Cesar (2003) e Horta *et al.* (2007).

Embora esse resultado possa parecer contra intuitivo, ele encontra respaldo na literatura. Abdurazzakova, Kosec e Parpiev (2024), por exemplo, identificaram efeitos mais consistentes do poder de barganha materno, medido pelo controle da renda própria, sobre práticas de alimentação complementar à amamentação, como a diversidade alimentar mínima e a dieta mínima aceitável, do que sobre o aleitamento materno.

Nesse sentido, é importante destacar que a decisão de manter o aleitamento materno envolve uma série de fatores que transcendem a esfera da autonomia da mulher no âmbito doméstico, abrangendo também aspectos estruturais e institucionais. Quando a mãe precisa se ausentar de casa para o trabalho remunerado ou outras atividades, o contexto em que ela está inserida, especialmente no que diz respeito ao suporte à amamentação, desempenha papel fundamental na continuidade dessa prática. No contexto brasileiro, por exemplo, essa decisão é fortemente influenciada por políticas de apoio no ambiente de trabalho, como o cumprimento da legislação vigente e a postura dos empregadores frente às necessidades das mães (Fernandes *et al.*, 2024). Assim, é possível que a ausência de efeito observado reflita o fato de que, mesmo com maior poder de barganha, muitas mulheres ainda enfrentam barreiras sociais e institucionais que limitam o exercício efetivo dessa autonomia, sobretudo fora do ambiente familiar.

Em relação à vacinação, o poder de barganha da mãe também não teve impacto significativo nos resultados observados. No entanto, pesquisas como a de Seidu *et al.* (2022),

que investigaram a influência do poder de barganha feminino na utilização de serviços de saúde infantil na África Subsaariana, revelaram que mães com alto poder de decisão são mais propensas a buscar a vacinação completa para seus filhos em comparação àquelas cujas mães possuíam baixo poder. Antai (2012), verificou que na Nigéria filhos de mulheres que não tinham autonomia para tomar decisões tiveram menor probabilidade de receber imunização completa na infância.

A ausência de efeito significativo observada pode estar relacionada ao recente contexto de queda nas coberturas vacinais no Brasil, especialmente entre o público infantil. Desde 2016, o país vem enfrentando uma redução significativa na adesão às campanhas de imunização. Esse padrão de redução está diretamente associado ao crescimento da hesitação vacinal, que é caracterizado pelo atraso na aceitação ou pela recusa da vacinação, mesmo diante da disponibilidade dos imunizantes nos serviços de saúde. Esse fenômeno é influenciado por diversos fatores, como alterações no sistema de imunização e, sobretudo, pela disseminação de desinformação (Sato, 2018).

De acordo com Couto e Barbieri (2015), o sucesso do Programa Nacional de Imunizações (PNI) no controle de doenças preveníveis acabou reduzindo a percepção de risco dessas enfermidades. Com isso, os efeitos adversos das vacinas passaram a ter maior visibilidade, gerando, em certos grupos, especialmente os de maior renda e escolaridade, a ideia de que as doenças são leves ou pouco ameaçadoras, enquanto os imunizantes passaram a ser vistos como mais arriscados.

Assim, ainda que a literatura aponte que o maior poder de barganha das mulheres esteja associado a uma maior probabilidade de vacinação completa dos filhos, o contexto brasileiro, marcado pelo aumento da hesitação vacinal e pela consequente queda das coberturas, sobretudo entre crianças, pode estar anulando esse efeito, o que ajuda a explicar os resultados encontrados neste estudo. Além disso, é importante reconhecer que o acesso à vacinação infantil pode ser influenciado por diversos fatores que vão além das variáveis incluídas nesta análise. Questões estruturais, como a disponibilidade dos imunizantes nas unidades de saúde, podem limitar a imunização mesmo quando há intenção por parte das famílias.

É importante destacar que a ausência de um efeito estatisticamente significativo nos indicadores de amamentação e vacinação não implica que o poder de barganha materno seja irrelevante para a saúde infantil. Esses resultados sugerem que a influência do poder de barganha pode ser mais pronunciada em aspectos específicos do cuidado infantil, que vão além das práticas analisadas. Dessa forma, compreender o papel do poder de barganha exige

uma análise mais detalhada e segmentada dos diversos aspectos do cuidado infantil, considerando também fatores contextuais e estruturais que podem mediar ou limitar esse impacto.

Com o objetivo de complementar a análise e verificar se o impacto do poder de barganha sobre os resultados de desenvolvimento infantil varia conforme a renda familiar, foi incluída uma interação entre o IPBM e a variável de renda per capita. Essa abordagem permite explorar como a influência das mulheres na tomada de decisão opera em diferentes contextos socioeconômicos, oferecendo uma compreensão mais precisa sobre os mecanismos de transmissão da autonomia materna sobre a saúde e educação infantil. Os resultados dessas estimativas estão apresentados na Tabela 9.

Tabela 9. Efeito da renda per capita sobre os efeitos do Poder de Barganha Materno sobre indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019).

Variáveis	Frequente Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,8*** (0,000428)	5,2*** (0,00124)	-3,4 (0,00139)	-2,1 (0,00143)
Renda per capita	0,03** (9,09e-06)	-0,002055 (4,73e-05)	-0,01029 (4,57e-05)	-0,00363 (5,03e-05)
Poder de Barganha X Renda per capita	-0,0004186** (1,41e-07)	0,0000414 (6,17e-07)	0,00012075 (6,47e-07)	0,0000318 (7,09e-07)
Controles	sim	Sim	Sim	sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	sim	Sim	Sim	sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

A interação entre o poder de barganha e a renda per capita foi estatisticamente significativa apenas para a variável de frequência na pré-escola, sendo significativa ao nível de 5% e apresentando efeito negativo. Esse resultado sugere que o efeito positivo do poder de barganha sobre a frequência escolar tende a ser menor em domicílios com maior renda per capita, indicando que o poder de barganha das mães é especialmente relevante entre famílias de menor renda. Para os demais desfechos, a interação com a renda per capita não apresentou significância estatística, o que indica que o impacto do poder de barganha sobre esses indicadores não varia de forma significativa conforme o nível de renda do domicílio.

Uma possível explicação para o efeito negativo observado neste estudo é que, em famílias de maior renda, os investimentos em educação infantil tendem a ocorrer de forma mais sistemática e independente da influência direta da mãe. Como sugerem Kang, Fu e Zhao

(2024), domicílios mais favorecidos economicamente já priorizam o bem-estar das crianças, o que pode reduzir a importância relativa do poder de barganha materno nesses contextos. Esse resultado reforça ainda mais a relevância de políticas voltadas à ampliação da autonomia feminina como estratégia de combate às desigualdades em saúde infantil principalmente entre os mais pobres. Um exemplo disso é o Programa Bolsa Família, voltado para famílias de baixa renda, no qual os recursos são prioritariamente transferidos às mães (Couto e Saiani, 2021).

Diante disso, é importante ressaltar que a literatura ainda carece de evidências robustas que sustentem de forma consistente as diferenças do efeito do poder de barganha feminino entre os diferentes estratos de renda. Essa lacuna reforça a necessidade de aprofundar as investigações sobre os mecanismos pelos quais a tomada de decisão das mulheres influencia o desenvolvimento infantil. Nesse sentido, este trabalho representa um avanço ao explorar empiricamente se, e em que medida, os efeitos do poder de barganha das mulheres sobre o desenvolvimento infantil variam conforme o nível de renda. Os resultados aqui encontrados indicam que a renda pode moderar a relação entre o poder de barganha das mulheres e os resultados educacionais dos filhos, influenciando a intensidade desse efeito.

No mesmo sentido, as Tabelas 10 e 11 apresentam os resultados da estimativa que incorpora uma interação entre o poder de barganha materno e características da criança, sexo e primogenitura, respectivamente, com o objetivo de investigar a existência de uma possível preferência parental por investimentos em desenvolvimento infantil.

Tabela 10. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019)

Variáveis	Frequente Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,2* (0,000529)	6,9*** (0,00139)	-1,2 (0,00156)	-2,8 (0,00160)
Menina	-20,3 (0,0345)	143,3 (0,0908)	134,3 (0,101)	-77,1 (0,102)
Poder de Barganha X Menina	0,4 (0,000634)	-2,7 (0,00156)	-2,2 (0,00177)	1,7 (0,00182)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Os resultados indicam que a interação entre o poder de barganha da mãe e o sexo da criança não foi estatisticamente significativa para nenhum dos desfechos de desenvolvimento infantil considerados. Esse resultado aponta que, no contexto analisado, não há evidências de que a autonomia materna esteja associada a uma preferência sistemática por investir no desenvolvimento do filho com base em seu gênero.

A literatura apresenta resultados divergentes ao analisar os efeitos do poder de barganha feminino a partir do sexo dos filhos. De modo geral, é mais comum encontrar efeitos positivos mais pronunciados para as meninas do que para os meninos, principalmente em contextos marcados por maiores desigualdades de gênero (Duflo, 2003; Qian, 2008). Afoakwah, Deng e Onur (2020), ao analisarem dados de Gana, observaram que as meninas se beneficiam mais do poder de barganha das mães, com uma redução na repetência escolar quase duas vezes maior do que a verificada entre os meninos, 47,7% contra 28,4%, respectivamente. No contexto brasileiro, Pozzobon, Junior e Da Cruz (2024) identificaram que, em famílias com filhos de ambos os sexos, o poder de barganha materno aumentava em 1,77 p.p. os gastos educacionais para as meninas, enquanto nenhum efeito significativo foi encontrado para os meninos. E essa diferença se intensifica em domicílios com filhos de um único sexo, nos quais o efeito para meninas alcança 2,27 p.p., permanecendo ausente para os meninos. No campo da saúde, Antai (2012) constatou que na Nigéria, entre crianças cujas mães detinham maior autonomia na tomada de decisão, a probabilidade de ter recebido todas as vacinas foi significativamente maior entre as meninas.

Por outro lado, evidências distintas foram apresentadas por Kang, Fu e Zhao (2024), que identificaram que o aumento da renda relativa da mãe, utilizada como medida de poder de barganha, gera benefícios particularmente maiores para os meninos na China. Na Indonésia, Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024), observaram que os filhos homens são os principais beneficiários do maior poder de negociação das mães, apresentando melhores resultados nutricionais, enquanto, para as filhas, não foram encontradas evidências estatisticamente significativas. Já Smith *et al.* (2003) verificaram que, no Sul da Ásia, em famílias nas quais a mulher detinha maior poder de barganha, as meninas tinham uma probabilidade substancialmente menor do que os meninos de receber qualquer vacina, além de menor chance de completar o esquema vacinal recomendado. No entanto, os autores ressaltam que o sexo da criança exerce influência limitada sobre as práticas de cuidado, apresentando significância estatística apenas para algumas das variáveis analisadas. Nesse sentido, o estudo de Abdurazzakova, Kosec e Parpiev (2024), ao explorar interações entre medidas de empoderamento feminino e características da criança, concluiu que a autonomia

das mulheres na tomada de decisão está positivamente associada a melhores indicadores de aleitamento materno e alimentação complementar, independentemente do sexo da criança.

Como pode ser observado, os efeitos do poder de barganha sobre o sexo da criança variam de acordo com o contexto social analisado, da forma de mensuração do poder de barganha feminino e dos indicadores de bem-estar considerados. Ao analisar os resultados deste estudo, observa-se que a interação não foi estatisticamente significativa para nenhum dos desfechos de desenvolvimento infantil. Esse resultado sugere que, no contexto brasileiro analisado, não há evidências de que poder de barganha materno esteja associado a uma preferência, reforçando a importância de considerar as especificidades culturais e metodológicas ao interpretar os efeitos do poder de barganha feminino sobre o bem-estar infantil.

A Tabela 11 apresenta os resultados da interação entre o poder de barganha materno e o fato de a criança ser primogênita sobre os indicadores de educação e saúde. Observa-se que, para nenhuma das variáveis analisadas, a interação produziu efeitos estatisticamente significativos. Ou seja, para esses desfechos, não há evidências robustas de que a primigênia seja um fator moderação da relação poder de barganha e desenvolvimento infantil.

Tabela 11. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde Infantil no Brasil (2019)

Variáveis	Frequente Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	2,08*** (0.000517)	5,6*** (0.00138)	-2,2 (0.00156)	-0,68 (0.00156)
Primogênito	71,76 (0.0350)	67,9 (0.0973)	-56,1 (0.111)	243 (0.110)
Poder de Barganha X Primogênito	-1,3 (0.000626)	-0,2 (0.00161)	-0,16 (0.00187)	-2,5 (0.00190)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Embora a ordem de nascimento não receba tanta atenção na literatura quanto o sexo da criança, trata-se de um fator relevante para os resultados de saúde e educação infantil, pois influencia a forma como os recursos familiares são distribuídos entre os irmãos ao longo do tempo (Gupta, 1990). Nesse sentido, Hartarto, Aravena e Bhattacharjee (2024) identificaram que o aumento do poder de barganha materno está positivamente associado a melhores

indicadores de saúde entre filhos primogênitos. De forma semelhante, Afoakwah, Deng e Onur (2020) constataram que maior poder de barganha das mulheres reduz tanto a probabilidade quanto o número de repetências escolares entre crianças primogênicas, embora não tenham encontrado associação estatisticamente significativa com a matrícula tardia. Já Afridi (2005) observou que crianças nascidas primeiro tendem a apresentar melhores resultados educacionais, mas essa vantagem é menos pronunciada entre meninas, e tende a desaparecer à medida que o poder de barganha materno aumenta, indicando uma distribuição mais equitativa dos investimentos familiares.

Assim, embora parte da literatura aponte uma relação positiva entre poder de barganha e preferência por investimentos nos filhos primogênitos, os resultados apresentados neste estudo sugerem que essa associação é mais complexa e sensível ao contexto. A interação entre poder de barganha, ordem de nascimento e sexo da criança parece depender do indicador de bem-estar utilizado e da forma como a autonomia feminina é mensurada. Portanto, o resultado não significativo encontrado no presente estudo pode refletir justamente essa heterogeneidade, evidenciando que os efeitos do poder de barganha sobre os filhos não são uniformes, mas moldados por fatores culturais e estruturais específicos.

4.3 Verificação de Robustez

Nesta subseção são apresentados testes de robustez, com o objetivo de verificar se os efeitos do poder de barganha das mães sobre os desfechos de saúde e educação infantil se mantêm consistentes quando diferentes estratégias de mensuração são utilizadas. Para isso, foram construídos dois índices alternativos. O primeiro índice considera apenas as variáveis de escolaridade da mulher e idade no primeiro casamento, selecionadas com base na análise dos autovetores apresentada anteriormente, em que essas duas variáveis apresentaram os maiores pesos de correlação com o primeiro componente. O segundo índice inclui a variável de renda da mulher, incorporando uma dimensão econômica à medida do poder de barganha, sendo composto pelas variáveis de escolaridade e renda da mulher, idade no primeiro casamento e a diferença de idade com o companheiro. A descrição detalhada da construção dos índices encontra-se no Apêndice B.

Todas as especificações mantêm os mesmos controles utilizados nas análises anteriores, permitindo a comparação dos resultados. Além disso, os coeficientes apresentados na Tabela 12 e Tabela 13 foram ajustados com os fatores de multiplicação referente ao desvio padrão dos índices utilizados. Para o primeiro índice alternativo (composto pela escolaridade

da mulher e pela idade ao primeiro casamento), a média e o desvio padrão foram, respectivamente, 50,4 e 15 na amostra de crianças de 4 a 6 anos, e 54,6 e 15,7 na amostra de crianças de até 2 anos. Já para o segundo índice (que inclui também a renda da mulher), a média e o desvio padrão foram de 51,1 e 13,5 para crianças de 4 a 6 anos, e 54,6 e 15,4 para crianças de até 2 anos. A Tabela 12, apresenta os coeficientes estimados utilizando o índice composto pelas variáveis de escolaridade e idade ao se casar pela primeira vez.

Tabela 12. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019), utilizando índice alternativo construído a partir da escolaridade da mulher e da idade ao se casar pela primeira vez.

Variáveis	Frequente Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,2*** (0.000280)	4,7*** (0.000990)	-2,02 (0.00106)	-1,6 (0.00110)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	5.744	3.167	3.167	3.167
R^2	0,052	0,136	0,048	0,023

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 15 para as duas amostras.

Os resultados obtidos com esse novo índice mantêm o mesmo padrão observado na análise principal, tanto em termos de sinal quanto de significância estatística. O poder de barganha materno continua positivamente associado e estatisticamente significativo ao nível de 1% com as variáveis de frequência a pré-escolar e à realização de exames neonatais, apresentando coeficientes de magnitude próxima aos da especificação original. Da mesma forma, não foram identificados efeitos estatisticamente significativos sobre os indicadores de amamentação e de vacinação completa. Esses achados reforçam a consistência das estimativas, indicando que os efeitos identificados se mantiveram não sensíveis à forma de mensuração do poder de barganha.

A seguir, na Tabela 13 encontram-se os resultados obtidos utilizando o segundo índice alternativo de poder de barganha, construído a partir da escolaridade, renda da mulher, idade ao se casar pela primeira vez e diferença de idade em relação ao parceiro.

Tabela 13. Efeitos do poder de barganha materno sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil (2019), utilizando índice alternativo acrescentando a dimensão econômica: renda da mulher.

Variáveis	Frequenta Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,9*** (0.000369)	4,9*** (0.00115)	-3,1* (0.00122)	-1,9 (0.00129)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	5.744	3.167	3.167	3.167
R^2	0,054	0,136	0,049	0,023

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Os resultados obtidos com o segundo índice alternativo de poder de barganha também mantêm, em grande medida, o padrão observado nas análises anteriores. O poder de barganha das mães novamente está positivamente associado e estatisticamente significativo a 1% com os desfechos de frequência pré-escolar e realização de exames neonatais. E novamente os coeficientes apresentaram magnitudes próximas aos demais modelos. A ausência de efeitos significativos sobre o ciclo vacinal completo também reforça a consistência dos resultados obtidos para esse indicador.

A principal diferença nesta especificação é que o poder de barganha materno passou a ser estatisticamente significativo ao nível de 10% para a variável de amamentação, apresentando um sinal negativo, ou seja, o aumento do poder de barganha da mãe está associado a uma redução na probabilidade da criança receber aleitamento materno. Esse resultado sugere que a variável de amamentação pode ser particularmente sensível à inclusão de componentes de natureza econômica, refletindo dinâmicas mais complexas relacionadas ao trabalho e ao tempo disponível. Nesse sentido, é possível que o efeito negativo observado decorra, em grande medida, do canal da participação da mãe no mercado de trabalho. Segundo Abdurazzakova, Kosec e Parpiev (2024), mulheres trabalhadoras que recebem sua própria renda e detêm controle sobre como gastar esse recurso, apresentam 0,7 vezes menor chance de continuar amamentando seus filhos. Os autores argumentam que, nesses contextos, o empoderamento feminino pode estar relacionado a um maior engajamento das mulheres em atividades externas ao cuidado direto com os filhos, o que pode reduzir o tempo disponível ou o desejo de amamentar, conforme sugerido também por Hazir *et al.* (2013). Esses resultados corroboram o argumento utilizado anteriormente de que as barreiras sociais e institucionais limitam o exercício efetivo da autonomia da mulher.

Cabe destacar que a escolha pela o índice sem a variável de renda refere-se a endogeneidade que essas variáveis de dimensão econômica podem gerar no modelo, uma vez que há fatores não observados que afetam tanto o poder de barganha quanto o desenvolvimento infantil ao mesmo tempo que pode haver uma simultaneidade entre as variáveis: a falta de acesso à educação infantil e uma condição de saúde ruim do filho pode afetar a participação no mercado de trabalho e a renda da mãe. Por isso, optou-se por utilizar esse índice apenas como teste de robustez para ver a direção e sentido de seus resultados.

Também foram realizadas interações entre os índices alternativos de poder de barganha e as variáveis de renda per capita, sexo da criança e primogenitura. Os resultados dessas interações estão apresentados no Apêndice C e mostraram-se consistentes com os obtidos a partir do índice principal. Em ambos os índices, a interação entre poder de barganha e renda per capita foi estatisticamente significativa apenas para o resultado de educação, indicando que o efeito do poder de barganha materno sobre a frequência escolar é positivo e mais intenso entre famílias de menor renda. Já as interações com o sexo da criança e a primogenitura não apresentaram significância estatística para nenhum dos desfechos de saúde e educação infantil em nenhum dos dois índices alternativos.

De modo geral, os achados confirmam a robustez das estimativas principais, reforçando a relevância do poder de barganha feminino como um fator determinante para o bem-estar infantil. Apenas o indicador de amamentação apresentou uma mudança ao incluir uma dimensão econômica a mensuração do poder de barganha. Essa heterogeneidade evidencia a complexidade do fenômeno e aponta para a importância de abordagens multidimensionais na mensuração do poder de barganha.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo analisar a possível influência do poder de barganha das mães sobre indicadores de desenvolvimento infantil no Brasil, com ênfase em variáveis de saúde e educação durante a primeira infância. Para isso, foi construído um índice de poder de barganha materno (IPBM), utilizando as variáveis de escolaridade, idade ao casar pela primeira vez e diferença de idade com o parceiro, por meio da Análise de Componentes Principais (ACP).

Os resultados indicam que o poder de barganha materno exerce efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre a frequência à pré-escola e a realização dos exames neonatais, reforçando a literatura que associa o empoderamento materno a melhores resultados de saúde e educação dos filhos. Por outro lado, não foram identificados efeitos

estatisticamente significativos sobre a amamentação e a vacinação, sugerindo que o poder de barganha das mulheres, por si só, pode não ser suficiente para garantir a adesão a essas práticas, sendo necessário considerar outros elementos estruturais. No caso da amamentação, fatores como políticas de conciliação entre cuidado e emprego. Já para a vacinação, aspectos como a disponibilidade dos imunizantes e a qualidade da informação acessada pelas famílias sobre os benefícios da imunização.

Esses achados revelam que os efeitos do poder de barganha sobre as práticas de cuidado infantil são heterogêneos. Dessa forma, ainda que o empoderamento feminino amplie a autonomia e a capacidade de escolha das mulheres, é fundamental que essa autonomia seja acompanhada de condições que favoreçam as decisões alinhadas ao bem-estar infantil. Isso demanda ações coordenadas do Estado e da sociedade, como a ampliação do acesso aos serviços públicos de saúde e educação e a implementação de políticas de apoio efetivo à parentalidade.

Adicionalmente, as análises por interações indicaram que o efeito do poder de barganha materno não varia de forma sistemática entre meninos e meninas. Da mesma forma, a ordem de nascimento não apresentou resultados estatisticamente significativos, sugerindo uma relativa neutralidade quanto a preferências em investimentos nos filhos. Em contrapartida, a interação com a renda per capita familiar revelou que o impacto positivo do poder de barganha sobre a frequência escolar é mais pronunciado entre famílias de menor renda. Dado que a literatura ainda carece de evidências consistentes sobre essas diferenciações, os resultados deste trabalho avançam o debate ao explorar essas dinâmicas e reforçam a importância de abordagens que levam em consideração o contexto socioeconômico, especialmente em países marcados por desigualdades de renda e gênero, como o Brasil. Ademais, compreender o papel dessas variáveis é essencial para aprofundar a análise das relações de poder intrafamiliares e seus desdobramentos sobre o bem-estar das crianças.

Os resultados do trabalho também se mostram consistentes a diferenças medidas de poder de barganha, inclusive ao acrescentar a dimensão econômica (renda da mulher), variando apenas para a variável de amamentação, nesse caso o empoderamento feminino passou a estar associado a uma redução na amamentação em crianças de até dois anos. Esse achado, contudo, reforça que a decisão sobre amamentar está relacionada ao contexto em que a mulher está inserida, sendo influenciada pela ausência de suporte tanto no ambiente familiar quanto no mercado de trabalho.

Também se faz importante destacar, que os efeitos do poder de decisão das mulheres sobre o desenvolvimento infantil ainda constituem um campo de investigação em aberto. Nesse sentido, este trabalho contribui para o debate ao oferecer evidências empíricas sobre a relação entre o poder de barganha feminino e desfechos de saúde e educação na primeira infância e pela utilização de uma medida multidimensional desse poder, reforçando a necessidade de mais estudos que aprofundem essa agenda. Ao incorporar essa perspectiva multidimensional e ao direcionar a análise especificamente para a primeira infância, período crítico para o desenvolvimento físico e cognitivo das crianças, este trabalho avança na literatura, oferecendo evidências empíricas para o contexto brasileiro.

Por fim, é importante reconhecer que, embora este estudo analise a relação entre o poder de barganha feminino e o desenvolvimento infantil, o objetivo não é reforçar a ideia de que o cuidado e o bem-estar das crianças são responsabilidades exclusivamente das mulheres. Pelo contrário, parte-se do entendimento de que o cuidado infantil é uma responsabilidade coletiva, que deve ser compartilhada entre famílias, Estado e sociedade. A centralidade da mulher nas análises decorre da desigual distribuição de responsabilidades historicamente construída, que atribui às mães o papel principal no cuidado e na educação dos filhos. Assim, ao evidenciar como a autonomia feminina pode influenciar positivamente os resultados infantis, busca-se também reforçar a necessidade de políticas públicas que ampliem as redes de apoio, promovam a corresponsabilidade e reconheçam o cuidado como um bem social essencial, e não como um dever individualmente atribuído às mulheres.

Em síntese, os resultados do presente estudo destacam a importância de políticas públicas voltadas ao fortalecimento da autonomia feminina, com atenção especial às famílias de baixa renda e as barreiras que limitam a plena capacidade de decisão das mulheres no ambiente familiar. Além disso, apontam para a necessidade de ampliar o suporte institucional, especialmente em relação à amamentação e à cobertura vacinal.

6. REFERÊNCIAS

ABDURAZZAKOVA, Dilnovoz; KOSEC, Katrina; PARPIEV, Ziyodullo. Women's involvement in intra-household decision-making and infant and young child feeding practices in Central Asia. **World Development**, v. 178, p. 106572, 2024.

ABREHA, Solomon Kibret; ZEREYESUS, Yacob Abrehe. Women's empowerment and infant and child health status in sub-Saharan Africa: a systematic review. **Maternal and child health journal**, v. 25, p. 95-106, 2021.

AFOAKWAH, Clifford; DENG, Xin; ONUR, Ilke. Women's bargaining power and children's schooling outcomes: Evidence from Ghana. **Feminist Economics**, v. 26, n. 3, p. 1-29, 2020.

AFRIDI, Farzana. Intra-household bargaining, birth order and the gender gap in schooling in India. Retrieved January, v. 4, p. 2007, 2005.

AHMEDI, Meherun; NOBI, Mohammad Nur. Intra-household Bargaining and Investment in Child Health: Evidence from Nigeria, 2013.

ALBERNAZ, E. P.; MENEZES, A. M.; CESAR, J.A. Fatores de risco associados à hospitalização por bronquiolite aguda no período pós-natal. *Rev. Saúde Pública*, [S.l.], v. 37, p. 37, 2003.

ALLENDORF, Keera. Do women's land rights promote empowerment and child health in Nepal? **World development**, v. 35, n. 11, p. 1975-1988, 2007.

ALMEIDA, A. C.; COSTA, L. V.; BOHN, L. Income Shocks and Gender Inequality: The Chinese Shock and Its Effects on School Indicators of Brazilian Teenagers. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 42, n. 1, 2022.

ANTAI, Diddy. Gender inequities, relationship power, and childhood immunization uptake in Nigeria: a population-based cross-sectional study. *International journal of infectious diseases*, v. 16, n. 2, p. e136-e145, 2012.

ATTANASIO, Orazio; MEGHIR, Costas; NIX, Emily. Human capital development and parental investment in India. **The review of economic studies**, v. 87, n. 6, p. 2511-2541, 2020.

ATTANASIO, Orazio et al. Estimating the production function for human capital: results from a randomized controlled trial in Colombia. **American Economic Review**, v. 110, n. 1, p. 48-85, 2020.

ATTANASIO, Orazio; CATTAN, Sarah; MEGHIR, Costas. Early childhood development, human capital, and poverty. **Annual Review of Economics**, v. 14, n. 1, p. 853-892, 2022.

BARNETT, W. Steven. Effectiveness of early educational intervention. **Science**, v. 333, n. 6045, p. 975-978, 2011.

BARROS, Aluísio JD et al. Desenvolvimento infantil em uma coorte de nascimentos: efeito da estimulação infantil é mais forte em mães com menor escolaridade. **International Journal of Epidemiology**, v. 39, n. 1, p. 285-294, 2010.

BECKER, Gary S. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. **Economica**, v. 48, n. 189, p. 1-15, 1981.

BLACK, Maureen M. et al. Advancing Early Childhood Development: From Science to Scale 1: Early childhood development coming of age: Science through the life course. **Lancet (London, England)**, v. 389, n. 10064, p. 77, 2017.

BLIZNASHKA, Lilia et al. Associations between women's empowerment and child development, growth, and nurturing care practices in sub-Saharan Africa: A cross-sectional analysis of demographic and health survey data. **PLoS medicine**, v. 18, n. 9, p. e1003781, 2021.

BRASIL. Ministério da Saúde. Política Nacional de Saúde Integral da População Negra: uma política para o SUS. Brasília: Ministério da Saúde, 2012. Disponível em: https://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude_populacao_negra.pdf. Acesso em: 18 jul. 2025.

BRASIL. *Coberturas vacinais por imuno de 2009 a 2023*. Brasília: Ministério da Saúde, 2023.

BRASIL. Ministério da Saúde. Resumo Executivo – Projeto PIPAS 2022: Indicadores de desenvolvimento infantil integral nas capitais brasileiras [versão eletrônica]. Fundação Maria Cecília Souto Vidigal. – Brasília: Ministério da Saúde, 2023.

BRASIL. Ministério da Saúde. Instrução Normativa que instrui o Calendário Nacional de Vacinação 2025. Brasília, 2025. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/vacinacao/publicacoes/instrucao-normativa-que-instrui-o-calendario-nacional-de-vacinacao-2025.pdf>. Acesso em: 29 jul. 2025.

Browning, Martin, Francois Bourguignon, Pierre-Andre Chiappori and Valerie Lechene “Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intra-Household Allocation” *Journal of Political Economy* 102(6), 1067-1096, 1994.

BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André. Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests. **Econometrica**, p. 1241-1278, 1998.

BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. **Economics of the Family**. Cambridge University Press, 2014.

CAMERON, A. C., Trivedi, P. K. 2005. “Microeconometrics: methods and applications”. Cambridge University Press.

CARNEIRO, P.; CUNHA, F.; HECKMAN, J. J. Interpreting the Evidence of Family Influence on Child Development, artigo apresentado em Economics of Early Childhood Conference. **Minneapolis Fed, October**, 2003.

CASTRO, Marcelo; DA CRUZ, Breno. Effects of a large-scale program for the construction of daycare and preschool centers on cognitive skills and female employment. **Education Economics**, v. 32, n. 6, p. 786-811, 2024.

CESAR, J. A. et al. Impact of breast feeding on admission for pneumonia during postneonatal period in Brazil: nested case-control study. *B.M.J.*, [S.l.], v. 318, p. 1316-20, 1999.

CHAKRABORTY, Tanika; DE, Prabal K. Mother's autonomy and child welfare: A new measure and some new evidence, 2011.

CHARI, A. V., Rachel Heath, Annemie Maertens, and Freeha Fatima. 2017. “The Causal Effect of Maternal Age at Marriage on Child Wellbeing: Evidence from India.” *Journal*

of Development Economics 127(C): 42–55.

CHEN, Yunwei et al. Maternal empowerment, feeding knowledge, and infant nutrition: Evidence from rural China. **Journal of Global Health**, v. 14, p. 04094, 2024.

CHIAPPORI, Pierre-André. Collective labor supply and welfare. **Journal of political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

CHRISTIAENSEN, Luc; Harold Alderman. 2004. “Child Malnutrition in Ethiopia: Can Maternal Knowledge Augment the Role of Income?” **Economic Development and Cultural Change** 52(2): 287–312.

CORSI, Daniel J. et al. Demographic and health surveys: a profile. **International journal of epidemiology**, v. 41, n. 6, p. 1602-1613, 2012.

COUTO, Marcia Thereza; BARBIERI, Carolina Luisa Alves. Cuidar e (não) vacinar no contexto de famílias de alta renda e escolaridade em São Paulo, SP, Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 1, p. 105-114, 2015.

COUTO, Maria Carolina do Amaral; SAIANI, Carlos César Santejo. Dimensões do empoderamento feminino no Brasil: índices e caracterização por atributos locacionais e individuais e participação no Programa Bolsa Família. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 38, p. e0147, 2021.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J. Investing in our young people (No. w16201). **National Bureau of Economic Research**. 2010.

CURI, Andréa Zaitune; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. A relação entre altura, escolaridade, ocupação e salários no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 3, p. 414-458, 2009a.

CURI, Andréa Zaitune; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 39, p. 811-850, 2009b.

DE SORDI, José Osvaldo; NELSON, Reed Elliot; GALINDO, Pedro Reis. Problema da falta de vagas em creches: matriz de loops e a priorização de causas de problemas complexos. **Revista de Administração Pública**, v. 48, p. 1407–1429, 2014.

DEUTSCH, Joseph; SILBER, Jacques. **Does women’s empowerment affect the health of children? The case of Mozambique**. WIDER Working Paper, 2017.

DEWEY, K. G. Is breastfeeding protective against child obesity? *J. Hum. Lact.*, [S.l.], v. 1, p. 19: 9-18, 2003.

DOSS C. The Effects of Intra-household Property Ownership on Expenditure Patterns in Ghana. *Journal of African Economies* 15(1):149–80, 2006.

DOSS, Cheryl. Intra-household bargaining and resource allocation in developing countries. **The World Bank Research Observer**, v. 28, n. 1, p. 52-78, 2013.

DUFLO, Esther. Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intra-household allocation in South Africa. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 1, p. 1-25, 2003.

EARLE, Alison; MILOVANTSEVA, Natalia; HEYMANN, Jody. Is free pre-primary education associated with increased primary school completion? A global study. **International Journal of Child Care and Education Policy**, v. 12, n. 1, p. 13, 2018.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. Child labor, school attendance, and intra-household gender bias in Brazil. *The World Bank Economic Review*, 21(2):301–316, 2007.

ENANI – Estudo Nacional de Alimentação e Nutrição Infantil. *Relatório de resultados: Aleitamento materno*. Rio de Janeiro: UFRJ, 2021. Disponível em: <https://enani.nutricao.ufrj.br/download/relatorio-4-aleitamento-materno/>. Acesso em: 2 jul. 2025.

EVERITT, Brian; HOTHORN, Torsten. **An introduction to applied multivariate analysis with R**. Springer Science & Business Media, 2011.

FAFCHAMPS, M.; KEBEDE, B.; QUISUMBING, A. R. Intra-household welfare in rural Ethiopia. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, p. 567–599, 2009.

FASIH, Tazeen. **Linking education policy to labor market outcomes**. World Bank Publications, 2008.

FEIJÓ, Janaína; PERUCHETTI, Paulo. *Jovens no mercado de trabalho*. Blog do IBRE, Rio de Janeiro, 11 abr. 2025. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/jovens-no-mercado-de-trabalho>.

FERNANDES, Maurício Machado; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. 2009.

FERNANDES, Vanessa Martinhago Borges et al. Relações de poder vivenciadas por mulheres trabalhadoras que amamentam: uma teoria substantiva. **Revista Eletrônica de Enfermagem**, v. 26, p. 77579-77579, 2024.

FERREIRA, Francisco HG; SCHADY, Norbert. Aggregate economic shocks, child schooling, and child health. **The World Bank Research Observer**, v. 24, n. 2, p. 147-181, 2009.

FIELD, Erica; AMBRUS, Attila. 2008. “Early Marriage, Age of Menarche, and Female Schooling Attainment in Bangladesh.” *Journal of Political Economy* 116(5): 881–930.

FOLBRE, N.; NELSON, J.A. For love or money – or both? *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, n.4, p.123-140, 2000.

FUNDAÇÃO ABRINQ. *Cenário da Infância e Adolescência no Brasil – 2022*. 1. ed. São Paulo: Fundação Abrinq, 2022.

GAGE, A.J., Sommerfelt, A.E., and Piani, A.L. Household structure and childhood immunization in Niger and Nigeria. **Demography** 34(2): 295–309, 1997.

GIBSON, John; LE, Trinh; SCOBIE, Grant. Household bargaining over wealth and the adequacy of women's retirement incomes in New Zealand. **Feminist Economics**, v. 12, n. 1-2, p. 221-246, 2006.

GONÇALVES, S. L.; FILHO, N. A. M. O salário mínimo ea oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem coletiva com os dados da pnad contínua (2012-2015). **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, v. 43, 2015.

GRANTHAM-MCGREGOR, Sally et al. Developmental potential in the first 5 years for children in developing countries. **The lancet**, v. 369, n. 9555, p. 60-70, 2007

GUPTA, Monica Das. Selective discrimination against female children in rural Punjab, India. **Population and development review**, p. 77-100, 1987.

GUPTA, Monica Das. “Death Clustering, Mothers’ Education and the Determinants of Child Mortality in Rural Punjab, India.” *Population Studies* 44(3): 489–505. 1990

HARTARTO, Romi Bhakti; ARAVENA, Claudia; BHATTACHARJEE, Arnab. Women’s Bargaining Power and Children’s Nutritional Status: Evidence from Indonesia. **Feminist Economics**, p. 1-31, 2024.

HAZIR, Tabish et al. Determinants of suboptimal breast-feeding practices in Pakistan. **Public health nutrition**, v. 16, n. 4, p. 659-672, 2013.

HECKMAN, James J. Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. **Science**, v. 312, n. 5782, p. 1900-1902, 2006.

HECKMAN, James J. Invest in early childhood development: Reduce deficits, strengthen the economy. **The Heckman Equation**, v. 7, n. 1-2, 2012

HODDINOTT, John; HADDAD, Lawrence. Does female income share influence household expenditures? Evidence from Côte d'Ivoire. **oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 57, n. 1, p. 77-96, 1995.

HORTA, B. L. et al. Evidence on the long-term effects of breastfeeding: systematic reviews and meta-analyses. Geneva: World Health Organization, 2007.

HUSSEIN, Afaf et al. Effectiveness of a Screening Toolkit on Empowering Mothers about Neonatal Screening Tests for Metabolic Disorders and Hearing Defects. *International Egyptian Journal of Nursing Sciences and Research*, v. 3, n. 1, p. 571-592, 2022.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua): Rendimento de todas as fontes. Rio de Janeiro. 2020. Disponível em:

https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101709_informativo.pdf. Acesso em: 10 jun. 2024.

IBGE. Fatos e números: casamento e uniões estáveis no Brasil. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2021. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9110-estatisticas-do-registro-civil.html?edicao=17071&t=downloads>.

IBGE. *Nupcialidade e fecundidade no Brasil: informações das estatísticas do registro civil 2019*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2021. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101784_informativo.pdf. Acesso em: 2 jul. 2025.

JONES, G. et al. How many child deaths can we prevent this year? **Lancet**, [S.l.], v. 362, p. 65-71, 2003.

KABEER, Naila. Women, wages and intra-household power relations in urban Bangladesh. **Development and change**, v. 28, n. 2, p. 261-302, 1997.

KADENGYE, Damazo T. et al. Effect of women's intra-household bargaining power on postnatal and infant healthcare in rural Uganda—Results from a cross sectional survey in Kyenjojo district. **Midwifery**, v. 84, p. 102665, 2020.

KANG, Chuankun; FU, Zhengxin; ZHAO, Shuchen. Maternal relative income, bargaining power, and children's education expenditure. *Economic Analysis and Policy*, v. 81, p. 1395-1410, 2024.

KIM, Janice H. Preschool participation and students' learning outcomes in primary school: Evidence from national reform of pre-primary education in Ethiopia. **International Journal of Educational Development**, v. 94, p. 102659, 2022.

KISHOR, Sunita. Empowerment of women in Egypt and links to the survival and health of their infants. 2000.

KISHOR, S. Women's empowerment and contraceptive use in Egypt. Paper presented at the Annual Meetings of the Population Association of America, March, New York. 1999.

KNUDSEN, E. I., et al. (2006). Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building America's future workforce. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, 103 (27), 10155–10162.

LÉPINE, Aurélia; STROBL, Eric. The effect of women's bargaining power on child nutrition in rural Senegal. **World Development**, v. 45, p. 17-30, 2013.

LI, Chao; SUN, Daoming. Women's bargaining power and spending on children's education: Evidence from a natural experiment in China. **International Journal of Educational Development**, v. 100, p. 102787, 2023.

LUNDBERG, Shelly; POLLAK, Robert A. Separate spheres bargaining and the marriage market. **Journal of political Economy**, v. 101, n. 6, p. 988-1010, 1993.

LUNDBERG, Shelly; POLLAK, Robert A. Bargaining and distribution in marriage. **Journal of economic perspectives**, v. 10, n. 4, p. 139-158, 1996.

LUNDBERG, Shelly J.; POLLAK, Robert A.; WALES, Terence J. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit. **Journal of Human resources**, p. 463-480, 1997.

LUNDBERG, Shelly; POLLAK, Robert A. **Family decision-making**. 2008.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? **Revista Estudos Feministas**, SciELO Brasil, v. 18, n. 2, p. 547-566, 2010.

MALHOTRA, Anju; MATHER, Mark. Do schooling and work empower women in developing countries? Gender and domestic decisions in Sri Lanka. In: **Sociological forum**. Kluwer Academic Publishers-Plenum Publishers, 1997. p. 599-630

MALLMANN, Mariana B.; TOMASI, Yaná T.; BOING, Antonio Fernando. Neonatal screening tests in Brazil: prevalence rates and regional and socioeconomic inequalities. **Jornal de Pediatria**, v. 96, n. 4, p. 487-494, 2020.

MANSER, Marilyn; BROWN, Murray. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. **International economic review**, p. 31-44, 1980.

MCELROY, Marjorie B.; HORNEY, Mary Jean. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. **International economic review**, p. 333-349, 1981.

MCELROY, Marjorie B. The empirical content of Nash-bargained household behavior. **Journal of human resources**, p. 559-583, 1990.

MENDES, Rosemar Barbosa et al. Avaliação da qualidade do pré-natal a partir das recomendações do Programa de Humanização no Pré-natal e Nascimento. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, n. 3, p. 793-804, 2020.

MOEENI, Safoura. Married women's labor force participation and intra-household bargaining power. **Empirical Economics**, v. 60, n. 3, p. 1411-1448, 2021.

MONTARROYOS, Ellen Christina Leinhardt; COSTA, Kelem Rodrigues Lima; FORTES, Renata Costa. Antropometria e sua importância na avaliação do estado nutricional de crianças escolares. **Comun. ciênc. saúde**, p. 21-26, 2013.

NOVELLA, Rafael; RIPANI, Laura; VAZQUEZ, Claudia. Conditional cash transfers, female bargaining power and parental labour supply. **Journal of International Development**, v. 33, n. 2, p. 422-436, 2021.

ONU - Organização das Nações Unidas. ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE. **How Generations and Gender Shape Demographic Change: Towards Policies Based on Better Knowledge: Conference Proceedings**. United Nations Publications, 2009.

PEDRAZA, Dixis Figueroa et al. Índices antropométricos de crianças assistidas em creches e sua relação com fatores socioeconômicos, maternos e infantis. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 21, p. 2219-2232, 2015.

PINHEIRO, Luana Simões; FONTOURA, S. O. Perfil das despesas e dos rendimentos das famílias brasileiras sob a perspectiva de gênero. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**, v. 2, p. 37, 2007

PINHEIRO, Luana. et al. Gênero é o que importa: determinantes do trabalho doméstico não remunerado no Brasil. Brasília, DF: Ipea, set. 2023.44 p. ISSN 1415-4765. (Texto para Discussão, n. 2920). DOI: [http:// dx.doi.org/10.38116/td2920-port](http://dx.doi.org/10.38116/td2920-port).

POZZOBON, F.; WINK JÚNIOR, M.; DA CRUZ, H. Intra-household bargaining power and expenditure on children's education in Brazil. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC**, 51., 2023, Rio de Janeiro. Anais [...]. Rio de Janeiro, 2023.

PRATLEY, Pierre. Associations between quantitative measures of women's empowerment and access to care and health status for mothers and their children: a systematic review of evidence from the developing world. **Social science & medicine**, v. 169, p. 119-131, 2016.

QUISUMBING, Agnes R. Intergenerational transfers in Philippine rice villages: Gender differences in traditional inheritance customs. **Journal of development economics**, v. 43, n. 2, p. 167-195, 1994.

RAYKOV, Tenko; MARCOULIDES, George A. **An introduction to applied multivariate analysis**. Routledge, 2008.

RETAMAL, Roberto C. et al. Intrahousehold bargaining power and time allocation for multiple activities. 2023.

REYNA, Edi Flores; DA COSTA SILVA, Maria Micheliana; LIRIO, Viviani Silva. Novas evidências da relação entre o acesso à pré-escola e o desempenho escolar para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 54, n. 1, 2024.

RILEY, N. Gender, power, and population change. **Population Bulletin** 52 (1): 2–46. 1997.

ROBERTS, Marina et al. The effects of nutritional interventions on the cognitive development of preschool-age children: a systematic review. **Nutrients**, v. 14, n. 3, p. 532, 2022.

ROCHA, Mirian Aparecida; MATTOS, Leonardo Bornacki de; COELHO, Alexandre Bragança. Influência do Programa Bolsa Família na alocação de recursos: uma análise considerando a presença de mulheres no domicílio. **Economia e Sociedade**, v. 27, p. 997-1028, 2018.

SAAKA, Sarah. **Women's intra-household bargaining power and child welfare outcomes: evidence from Sub-Saharan Africa**. 2018. Tese de Doutorado. University of Sussex.

SALATA, André. Raça, classe e desigualdade de renda no Brasil: uma análise da trajetória social. **Dados**, v. 63, p. e20190063, 2020.

SAMMAN, Emma, and Maria Santos. "Agency and Empowerment: A review of concepts, indicators and empirical evidence." (2009).

SANTOS, Matheus Henrique Pereira; DE ALMEIDA, Ana Cecília. Feminização da Pobreza: uma análise sobre privações em Aspectos relacionados à pobreza em tempos de Covid-19. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 55, n. 2, p. 125-143, 2024.

SATO, Ana Cristina G. Hesitação vacinal: um desafio para as políticas públicas de saúde. **Revista de Saúde Pública**, [S. l.], v. 52, p. 1-9, 2018

SCHADY, Norbert; GALIANI, Sebastian; SOUZA, André Portela. Early childhood development in Latin America and the Caribbean [with comments]. **Economía**, v. 6, n. 2, p. 185-225, 2006.

SCHMIDT, Eleanor M. "The Effect of Women's Intrahousehold Bargaining Power on Child Health Outcomes in Bangladesh," **Undergraduate Economic Review**: Vol. 9: Iss. 1, Article 4. 2012.

SEIDU, Abdul-Aziz et al. Women empowerment indicators and uptake of child health services in sub-Saharan Africa: a multilevel analysis using cross-sectional data from 26 countries. **Journal of Public Health**, v. 44, n. 4, p. 740-752, 2022.

SHAHZAD, Tahira. Women empowerment: A case of Pakistan. *Journal of Development and Social Sciences*, v. 2, n. 1, p. 24-33, 2021.

SMITH, Lisa C. et al. The importance of Women's status for child nutrition in developing countries: international food policy research institute (IFPRI) research report abstract 131. **Food and Nutrition Bulletin**, v. 24, n. 3, p. 287-288, 2003.

SOUZA, L. A mensuração da desigualdade de gênero: um índice para os estados brasileiros. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade de Brasília (UnB), Brasília, 2012.

STOPA, Sheila Rizzato et al. Pesquisa Nacional de Saúde 2019: histórico, métodos e perspectivas. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 29, p. e2020315, 2020.

SZWARCWALD, Célia Landmann et al. Pesquisa Nacional de Saúde no Brasil: concepção e metodologia de aplicação. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, p. 333-342, 2014.

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. A. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 32, n. 1, p. 479-496, 2012.

THOMAS, Duncan. Like Father, Like Son: Gender Differences in Household Resource Allocations. **Center Discussion Paper**, n. 619, Yale University, Economic Growth Center, New Haven, CT, 1991.

TROVÃO, Cassiano José Bezerra Marques; DE ARAÚJO, Juliana Bacelar. Desigualdade multidimensional, insuficiência socioeconômica e concentração de renda no Brasil a partir de um olhar macrorregional. **Desenvolvimento em Debate**, v. 9, n. 1, p. 121-157, 2021.

UNFPA - Fundo de População das Nações Unidas. *Sumário Executivo — CAMINHOS DA FECUNDIDADE NO BRASIL: HISTÓRICO, TENDÊNCIAS E POLÍTICAS PÚBLICAS*. Brasília, 2018. Disponível em: <https://brazil.unfpa.org/pt-br/publications>.

UNICEF. *Bem-estar e privações múltiplas na infância e na adolescência no Brasil*. Brasília, 2018.

VICTORA, C G. et al. Condições de saúde e inovações em políticas de saúde no Brasil: o caminho a seguir. **The Lancet**, v. 377, n. 9782, p. 2042-2053, 2011.

VICTORA, C. G. et al. Association between breastfeeding and intelligence, educational attainment, and income at 30 years of age: a prospective birth cohort study from Brazil. **The Lancet Global Health**, v. 3, n. 4, p. e199–e205, abr. 2015.

WOOLLEY, Frances. Control over money in marriage. **Marriage and the economy: theory and evidence from advanced industrial societies**, v. 105, p. 128, 2003.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Collaborative Study Team on the Role of Breastfeeding on the Prevention of Infant Mortality. Effect of breastfeeding on infant and child mortality due to infectious diseases in less developed countries: a pooled analysis. *Lancet*, [S.l.], v. 355, p. 451-5, 2000.

WORLD HEALTH ORGANIZATION – WHO. (2018). Nurturing care for early childhood development: A framework for helping children survive and thrive to transform health and human potential. Geneva:WHO. Recuperado em 23 de abril de 2022, de <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/272603/9789241514064-eng.pdf>

WAMANI, Henry et al. Boys are more stunted than girls in sub-Saharan Africa: a meta-analysis of 16 demographic and health surveys. **BMC pediatrics**, v. 7, p. 1-10, 2007.

WEILAND, Andreas. Married mothers' bargaining power and their accrual of pension entitlements: evidence from East and West Germany. **Work, aging and retirement**, v. 8, n. 3, p. 241-263, 2022.

WINTERS, Solis et al. How does women's empowerment relate to antenatal care attendance? A cross-sectional analysis among rural women in Bangladesh. *BMC pregnancy and childbirth*, v. 23, n. 1, p. 436, 2023.

WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. Immunization Agenda 2030: A Global Strategy to Leave No One Behind, [Genebra]. WHO, 2020.

YAYA, Sanni et al. Women empowerment as an enabling factor of contraceptive use in sub-Saharan Africa: a multilevel analysis of cross-sectional surveys of 32 countries. **Reproductive health**, v. 15, p. 1-12, 2018.

YOSHIKAWA, H., WEILAND, C., BROOKS-GUNN, J., BURCHINAL, M.R., ESPINOSA, L.M., GORMLEY, W.T., LUDWIG, J., MAGNUSON, K.A., PHILLIPS, D., ZASLOW, M.J. Investing in our future: the evidence base on preschool education. **Society for Research in Child Development and Foundation for Child Development**. 2013

APÊNDICE A – Resultado dos testes de Bartlett e KMO

Tabela 14. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.

Amostra de 4 a 6 anos				
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO		
chi-square	770.24	0.5487		
p-valor	0.0000			
Amostra de 0 a 2 anos				
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO		
chi-square	505.21	0.5496		
p-valor	0.0000			

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

A adequação da Análise de Componentes Principais foi avaliada por meio de dois testes estatísticos. O teste de esfericidade de Bartlett que indicou que as variáveis incluídas estão significativamente correlacionadas nas amostras analisadas, requisito fundamental para a aplicação da ACP. Para ambas as amostras o p-valor foi igual a zero, rejeitando assim a hipótese de ausência de correlação entre as variáveis. Além disso, o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) revelou um valor superior a 0,5 para ambas as amostras, indicando um nível aceitável de adequação para a análise de componentes principais (Raykov e Marcoulides, 2008). Com base nesses resultados, concluiu-se que a construção de um índice sintético de poder de barganha materno, a partir do primeiro componente principal (PC1), é apropriada.

APÊNDICE B – Resultado dos índices alternativos para análise de robustez

Tabela 15. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres.

<i>Variáveis</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Diferença dos autovalores</i>	<i>Proporção (%)</i>	<i>Proporção acumulada (%)</i>
Amostra de 4 a 6 anos				
Componente 1	1,29721	0,594428	64,86	64,86
Componente 2	0,702786	-	35,14	100,00
Amostra de 0 a 2 anos				
Componente 1	1,33916	0,678321	66,96	66,96
Componente 2	0,660839	-	33,04	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 16. Autovetores.

<i>Variáveis</i>	<i>Componente 1</i>	<i>Componente 2</i>
Amostra de 4 a 6 anos		
Escolaridade da mulher	0,7071	0,7071
Idade que se casou	0,7071	- 0,7071
Amostra de 0 a 2 anos		
Escolaridade da mulher	0,7071	0,7071
Idade que se casou	0,7071	- 0,7071

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 17. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.

Amostra de 4 a 6 anos		
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO
chi-square	531.09	0.5000
p-valor	0.0000	
Amostra de 0 a 2 anos		
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO
chi-square	386.83	0.5000
p-valor	0.0000	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 18. Descrição da análise de componentes principais como medida do poder de negociação das mulheres.

<i>Variáveis</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Diferença dos autovalores</i>	<i>Proporção (%)</i>	<i>Proporção acumulada (%)</i>
Amostra de 4 a 6 anos				
Componente 1	1,49461	0,538642	37,37	37,37
Componente 2	0,955971	0,0774017	23,90	61,26
Componente 3	0,878569	0,207721	21,96	83,23
Componente 4	0,670848	-	16,77	100,00
Amostra de 0 a 2 anos				
Componente 1	1,52908	0,558186	38,23	38,23
Componente 2	0,970894	0,0890659	0,2427	62,50
Componente 3	0,881828	0,263628	0,2205	84,55
Componente 4	0,6182	-	0,1545	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 19. Autovetores.

<i>Variáveis</i>	<i>Componente 1</i>	<i>Componente 2</i>	<i>Componente 3</i>	<i>Componente 4</i>
Amostra de 4 a 6 anos				
Escolaridade da mulher	0,5801	0,2136	-0,4330	0,6560
Idade que se casou	0,5857	-0,2562	-0,3662	-0,6762
Diferença de idade	0,4139	-0,6087	0,6299	0,2479
Renda da mulher	0,3862	0,7199	0,5307	-0,2257
Amostra de 0 a 2 anos				
Escolaridade da mulher	0,6130	0,1748	-0,3305	-0,6961
Idade que se casou	0,5755	-0,3069	-0,4216	0,6299
Diferença de idade	0,3842	-0,5618	0,7184	-0,1439
Renda da mulher	0,3814	0,7481	0,4438	0,3130

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

Tabela 20. Testes do Índice contendo as variáveis de escolaridade, renda, idade da mulher ao se casar pela primeira vez e diferença de idade com o companheiro.

Amostra de 4 a 6 anos		
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO
chi-square	986.65	0.5767
p-valor	0.0000	
Amostra de 0 a 2 anos		
Teste de esfericidade de Bartlett		Teste de KMO
chi-square	669.96	0.5587
p-valor	0.0000	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados.

APÊNDICE C – Resultados das interações entre renda per capita, sexo e ordem de nascimento com os índices alternativos de poder de barganha

Tabela 21. Moderação da renda per capita na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.

<i>Variáveis</i>	<i>Frequenta Pré-Escola</i>	<i>Exames Neonatais</i>	<i>Amamentação</i>	<i>Ciclo Vacinal Completo</i>
Poder de Barganha	1,66*** (0.000317)	4,5*** (0.00112)	-3,2* (0.00122)	-1,6 (0.00125)
Renda per capita	0,402*** (9.28e-06)	-0,08175 (5.35e-05)	-1,1295 (4.61e-05)	-0,12525 (5.35e-05)
Poder de Barganha X Renda per capita	-0.0005085*** (1.28e-07)	0.000228 (6.77e-07)	0.001302 (6.30e-07)	-0.0000189 (7.18e-07)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 15 para as duas amostras.

Tabela 22. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.

Variáveis	Frequenta Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,3** (0.000383)	6,2*** (0.00123)	-2,1 (0.00140)	-1,6 (0.00141)
Menina	9,1 (0.0270)	147,75 (0.0876)	-0,003975 (0.0978)	20,3 (0.0995)
Poder de Barganha X Menina	20,3 (0.000451)	-2,8 (0.00149)	0,2 (0.00170)	0,02175 (0.00175)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 15 para as duas amostras.

Tabela 23. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 2.

Variáveis	Frequenta Pré-Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,7 (0.000373)	4,9 (0.00125)	-2,5 (0.00138)	-0,0975 (0.00139)
Primogênito	1,4 (0.0135)	85,4 (0.0978)	-111,3 (0.109)	307,5 (0.109)
Poder de Barganha X Primogênito	-0,91 (0.000444)	-0,45 (0.00159)	0,98 (0.00181)	-3,5 (0.00186)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 15 para as duas amostras.

Tabela 24. Moderação da renda per capita na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.

Variáveis	Frequenta Pré- Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	2,3*** (0.000396)	0.00328*** (0.00120)	-0.00264** (0.00131)	-0.00165 (0.00138)
Renda per capita	0,03783*** (9.88e-06)	0,011655 (4.88e-05)	-0,1083 (4.74e-05)	-0,0843 (5.25e-05)
Poder de Barganha X Renda per capita	-0,0005031*** (1.35e-07)	-0,0000677 (5.88e-07)	0,0012105 (6.10e-07)	0,000927 (6.83e-07)
Controles Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Tabela 25. Moderação do sexo do filho na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.

Variáveis	Frequenta Pré- Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	1,8*** (0.000499)	0.00415*** (0.00140)	-0.000852 (0.00156)	-0.00162 (0.00159)
Menina	-6,968 (0.0334)	135,75 (0.0925)	214,5 (0.101)	-45,3 (0.104)
Poder de Barganha X Menina	0,17 (0.000570)	-2,6 (0.00157)	-3,57 (0.00175)	1,2 (0.00183)
Controles Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.

Tabela 26. Moderação da primogenitura na relação entre poder de barganha e indicadores de educação e saúde infantil no Brasil (2019) utilizando o Índice 3.

Variáveis	Frequenta Pré- Escola	Exames Neonatais	Amamentação	Ciclo Vacinal Completo
Poder de Barganha	2,3*** (0.000453)	5,3 ** (0.00138)	-3,1 (0.00153)	-0,6045 (0.00157)
Primogênito	45,9 (0.0346)	113,55 (0.0983)	-49,35 (0.111)	274,5* (0.111)
Poder de Barganha X Primogênito	-0,7943 (0.000573)	0,9915 (0.00162)	0,0072 (0.00186)	-2,9 (0.00190)
Controles Coortes de ano de nascimento dos pais	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Nota (1): ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%. (2): Desvio padrão entre parênteses. (3) Os resultados foram multiplicados pelo desvio padrão do índice, que nesse caso foi igual a 13 para a amostra de crianças entre 4 e 6 anos e 15 para a amostra entre 0 e 2 anos.