

Michel López Barrios

Fecundidade, preferência por sexo e sistemas de uso do solo em fronteiras agrícolas: o caso de Santarém, Pará

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2017

Michel López Barrios

Fecundidade, preferência por sexo e sistemas de uso do solo em fronteiras agrícolas: o caso de Santarém, Pará

Dissertação apresentada ao curso de Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia.

Orientador: Laura L. Rodríguez Wong
Co-orientador: Gilvan Ramalho Guedes

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2017

Ficha Catalográfica

Barrios, Michel López.

B275f Fecundidade, preferência por sexo e sistemas de uso do solo
2017 em fronteiras agrícolas [manuscrito] : o caso de Santarém, Pará /
 Michel López Barrios. – 2017.

90 f.: il., grafs. e tabs.

Orientadora: Laura L. Rodríguez Wong.

Coorientador: Gilvan Ramalho Guedes.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas
Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 83-90).

1. Fecundidade humana – Santarem (PA) - Teses. 2. Solo –
Uso - Santarem (PA) - Teses. 3. Demografia - Teses. I. Wong,
Laura Rodriguez. II. Guedes, Gilvan Ramalho. III. Universidade
Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e
Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 304.6320981

Folha de Aprovação

AGRADECIMENTOS

À CAPES pelo financiamento, por ter a oportunidade de fazer um mestrado numa instituição de tanto prestígio como é o Cedeplar/UFMG.

A meus pais, Lourdes e Roberto, pela garra que deles herdei com seu exemplo. Por dedicar a vida a dar suporte a seus filhos e priorizar em qualquer circunstância a nossa formação. A eles devo a força interior de não desistir, de encontrar o caminho da resistência para alcançar as metas, por encarar cada desafio da vida como uma luta na qual não podemos baixar a guarda.

A meu irmão Alejandro que ficou cuidando de todos e de tudo em casa enquanto eu estou longe, *gracias hermano*.

A Elisa pelo amor, por todo o apoio, por poder contar com ela em cada momento difícil - que não foram poucos- sobre tudo neste tempo longe da família e de Cuba, da nossa querida pátria. Por ser um exemplo de sacrifício e coragem. Pela dedicação e constância em tudo o que faz. É um privilégio estar ao lado de uma pessoa de tantas qualidades, com tanta humanidade e brilho.

A meus professores e colegas da Universidade de Havana pelo aprendizado, por me mostrar a luz que é o conhecimento, principalmente por me ensinar a pensar de forma crítica.

A Laura Wong quem mais do que uma orientadora foi uma mãe. Obrigado pelo apoio, pelo exemplo de trabalho, de dedicação, pela ajuda de todo tipo recebida e sobre tudo pelo carinho. Algum dia espero ter seu olhar de águia nos detalhes.

A Gilvan Guedes, um orientador excepcional, a ele sem dúvidas devo o fato de ter conseguido elaborar esta dissertação. Seu profissionalismo, dedicação ao trabalho sem limites e sem horários foram fundamentais nesta empreitada.

À coorte 2015 de mestrado em Demografia: Nuni, Samantha, Monique, Samara e Gustavo e demais colegas de doutorado obrigado por todo o apoio, a melhor turma pela que já passei. Juro que nunca tive colegas tão legais!

Aos amigos brasileiros Lúcia, Fernando, Vânia, Márcio e Betinho Duarte por nos acolher e nos fazer parte das suas famílias, por todo o apoio e amizade.

A Omar e Lisandra pela ajuda incondicional e a linda amizade, e por poder criar juntos uma “embaixada” cubana em Belo Horizonte.

Aos colegas das outras coortes, Jordana, Paulo e Moisés e toda a turma “latina” com a qual convivi durante este mestrado. A Gisela Zapata, quem primeiro foi companheira de sala e depois professora, obrigado pelo apoio.

A Jarvis e Juliana, obrigado pelo aprendizado no laboratório de pesquisa e o valiosíssimo conhecimento técnico.

A Alisson Barbieri pela oportunidade de participar no projeto de pesquisa em Machadinho d'Oeste. Conhecer a Amazônia Brasileira, um território universal, mas ao mesmo tempo desconhecido para muitos brasileiros. Foi uma experiência única que mudou a minha forma de ver o mundo. Foi a partir da relação entre a dinâmica demográfica e meio ambiente vivida alí que decidi pesquisar sobre esta incrível região. Agradeço aos colegas que participaram comigo neste projeto; Juliana, Vanessa, Rafael, Eduardo, Thiago, Pedro e Reinaldo pelos momentos de reflexão e camaradagem.

À secretaria do Cedeplar, especialmente a Cecília e Sebastião, agradeço pelo trabalho profissional e a assistência de qualidade que ofereceram antes e durante o mestrado.

A Luciana Luz pela valiosa dica de programação em STATA e a Bernardo Lanza por responder sempre a qualquer dúvida.

A todos os professores do Cedeplar com os quais terei uma enorme dívida pela valiosa transmissão de conhecimento e aprendizado da Demografia, ciência que pude incorporar no meu sistema de pensamento. De agora em diante, posso dizer que meu olhar para as questões sociais terá sempre essa visão de um demógrafo orgulhosamente formado no Cedeplar .

SUMÁRIO

RESUMO	ix
ABSTRACT	x
CAPÍTULO 1	11
1. Introdução	11
CAPÍTULO 2	14
2.1 Fecundidade e uso do solo	14
2.1 Abordagens teóricas da preferência por sexo.....	21
Capítulo 3	27
Estratégia metodológica	27
3.1 Área geográfica do estudo.....	27
3.2 Dados amostrais	30
3.3 Estratégia Analítica: modelos de mensuração e regressão	37
3.3.1 <i>Análise de Classe Latente: Mensurando os Sistemas de Uso do Solo</i>	38
3.3.2 <i>Modelos de Preferência por sexo</i>	42
3.3.3 <i>Modelo Tobit para medir a preferência por sexo</i>	47
3.3.4 <i>Modelos de Contagem para medir a relação entre parturição e uso do solo</i> .	49
Capítulo 4	51
4.1 Descrição das variáveis que compõem os modelos.....	51
4.2 Sistemas de uso do solo	59
4.3 Modelos de contagem	65
4.4 Preferência por sexo sobre a Razão de Progressão da Parturição.....	70
4.5 Preferência por sexo. Modelo Tobit	76
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	80
6. REFERÊNCIAS	84

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Tabela 1: Estrutura dos bancos de dados de Santarém	33
Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis de uso geradas a partir dos da variável original segundo banco de dados, PA, 2003	35
Tabela 3: Construção das variáveis de uso do solo a partir dos da variável original segundo banco de dados, PA, 2003	36
Tabela 4. Descrição de variáveis demográficas de Mulheres acima de 45 anos para diferentes combinações filhos de cada sexo - Santarém, PA, 2003.....	58
Tabela 5. Valores Médios dos Indicadores e Covariáveis do Modelo de Cluster Latente segundo cada Sistema de Uso do Solo - Santarém, PA, 2003	60
Tabela 6. Descrição da parturição a partir de variáveis socioeconômicas e sistemas de uso do solo - Santarém, PA, 2003	63
Tabela 7. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre Parturição - Mulheres com 2 ou mais filhos - Santarém, PA, 2003	69
Tabela 8 A. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre as Razões de Progressão da Parturição das Mulheres acima de 45 anos - Santarém, PA, 2003	73
Tabela 9. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre o Intervalo Intergenésico para Diferentes Razões de Progressão da Parturição - Mulheres com mais de 45 anos e com pelo menos 1 filho tido - Santarém, PA, 2003	79

RESUMO

Aanalisa-se a associação entre fecundidade e sistemas de uso do solo na região amazônica de Santarém, Pará, e seus possíveis vínculos com preferências pelo sexo das crianças. A partir dos dados coletados por uma pesquisa realizada em 2003 nessa região, propomos uma **metodologia que combina modelos estatísticos com análises descritivas. O modelo de** Análise de Classe Latente (LCA) foi empregado para determinar os sistemas de uso do solo, ao passo que modelos não lineares (binomial negativo, probit e tobit) foram utilizados no teste de associação entre esses sistemas e a parturição e intervalo intergenésico. Os resultados estatísticos não constataram uma relação entre uso do solo e a dinâmica da fecundidade, embora os resultados descritivos tenham detectado diferenças na parturição por uso do solo. Esses resultados foram possivelmente reflexo da limitação do tamanho amostral e do viés de endogeneidade com dados de período. Os resultados também sugerem uma preferência por composição mista dos filhos, como em contextos de baixa fecundidade. Esse resultado, apesar de inesperado, reflete a intensa utilização da mão-de-obra familiar nesse contexto agrícola, em que as divisões sexuais do trabalho doméstico e agrícola favorecem preferência por uma composição mista dos filhos.

Palavras-chave: sistemas de uso do solo; fecundidade; preferência por sexo das crianças; Santarém.

ABSTRACT

We tested the association between fertility and land use systems and whether this relationship is related to sex preference of children in agricultural frontiers in the Amazonian agricultural frontier of Santarém, Pará. We use a cross-section survey data collected in the area in 2003 and test these associations combining descriptive and regression analysis. Land use systems were measured using Latent Class Analysis (LCA). The association between land use systems and fertility was tested using non-linear regressions (negative binomial for parity, probit for parity progression ratios, and tobit for birth interval). We found no statistical association between land use and fertility, despite descriptive differences detected. This result may reflect limited sample size and attenuation bias caused by endogeneity in cross-section data. Among 45 and older female, we found preference for a mixed sex composition, which reflects the preferential use for family labor in this agricultural setting, where sexual division of labor between agriculture and household chores favor preference for a mixed composition of the offspring.

Keywords: land use system; fertility; sex preference for children; Santarém.

CAPÍTULO 1

1. Introdução

A relação entre dinâmica demográfica e o uso e cobertura do solo tem sido objeto de estudo por diversos autores (GUEDES, 2010; VANWEY *et.al*, 2007; 2012; CALDAS *et.al*, 2007; BARBIERI *et.al*, 2005; WALKER, 2003; 2004; PERZ, 2001; WALKER *et.al*, 2000; CARR; PAN, 2006). Essas pesquisas podem ser divididas em análise macro e micro nas áreas de fronteira. A maior parte dos estudos no nível agregado tem encontrado fraco suporte para a relação entre dinâmica demográfica e uso do solo; no nível micro essa relação se torna mais evidente, mas não menos conflitiva em termos da direção do resultado (VANWEY *et.al*, 2007). Poucos estudos, no entanto, têm analisado a relação no nível de cada componente demográfica, especialmente no caso da Amazônia Brasileira. Algumas exceções devem ser destacadas, como a abordagem da relação entre mudança no uso do solo e migração (VANWEY *et.al*, 2012; BARBIERI; CARR, 2005; BARBIERI *et.al*, 2009), uso do solo e fecundidade (PAN; CARR, 2016) e conflito de terras e mortalidade na fronteira (SIMMONS *et.al*, 2007).

A partir das lacunas detectadas na produção de pesquisas nessa área, este trabalho pretende contribuir ao analisar a relação entre dinâmica demográfica e sistemas de uso do solo no nível micro, a partir de um estudo de caso na área rural de Santarém, localizada na Amazônia Brasileira. Com um olhar específico sobre como se desenvolvem o perfil da fecundidade e as decisões produtivas no nível do lote do agricultor, este trabalho investiga: a) se o perfil reprodutivo das mulheres da região se relaciona com as decisões sobre os tipos de produções agrícolas; b) como o número de filhos nascidos vivos associa-se com o tipo de produção no lote e c) se existe algum tipo de preferência pelo sexo das crianças.

O estudo das relações econômico-demográficas nesta região propõe servir como referência para políticas públicas, agropecuárias ou ambientais que tentem lidar com futuros assentamentos populacionais ou até com assentamentos já estabelecidos na região que apresentem características sociodemográficas semelhantes à escolhida.

Ademais o trabalho configura-se como importante base de um marco teórico e metodológico para pesquisas demográficas que estudem preferência por sexo em territórios agrícolas limítrofes com a Floresta Amazônica, tendo em conta a escassa bibliografia recente sobre estes aspectos. Como apontado por Lopez-Carr (2016), as taxas de fecundidade elevadas em áreas da fronteira agrícola não somente significam o combustível para o crescimento populacional em pequenas áreas, como também atuam pressionando os ecossistemas naturais de forma contínua. Dessa forma, populações relativamente pequenas, podem impactar de forma desproporcional na mudança meio ambiental global.

A partir dessas considerações, estabelecemos o seguinte problema de pesquisa, associado aos dados coletados em Santarém em 2003: *“Como se relacionam a fecundidade (parturição) e os sistemas de uso do solo na região amazônica de Santarém, Pará?”* Para dar solução a tal problemática se estabelece como objetivo geral: Analisar a associação entre fecundidade e sistemas de uso do solo na região amazônica de Santarém e seus possíveis vínculos com preferências por sexo.

Propõem-se os seguintes objetivos específicos:

- a. Determinar sistemas de uso do solo a partir da análise de classe latente, de acordo com a informação primária de produção e áreas destinadas a cada tipo de cultura e criação;
- b. Estabelecer a relação entre a fecundidade (parturição) e os sistemas de uso do solo;

- c. Verificar se existe preferência pelo sexo das crianças, a partir da história reprodutiva das mulheres;
- d. Determinar se o sexo dos filhos nascidos vivos guarda relação com os sistemas de uso do solo na região estudada.

A Unidade de Análise será a propriedade rural ou Lote, de acordo com os dados socioeconômicos e produção coletados no nível do lote.

A nossa Hipótese sugere que haveria uma associação entre sistemas de usos do solo e fecundidade, que ficaria evidenciada por uma preferência por homens.

Esta dissertação contém 4 capítulos, este primeiro capítulo é uma introdução onde se apresentam os objetivos, o segundo capítulo apresenta um marco teórico conceitual referente à relação entre fecundidade e uso do solo, assim como o concernente à preferência pelo sexo das crianças. O terceiro capítulo contém a metodologia proposta, para finalmente expor os resultados achados no quarto capítulo.

CAPÍTULO 2

As perspectivas teóricas sobre fecundidade, uso do solo e preferência pelo sexo das crianças

2.1 Fecundidade e uso do solo

Existem várias referências teóricas que explicam a associação entre fecundidade e uso da terra em áreas rurais. A maioria das correntes que abordam esta temática aborda a relação da fecundidade especificamente com o tipo de posse da terra ou com o tamanho da propriedade rural (PAN; CARR, 2016; BARBIERI; GUEDES; SANTOS, 2015). Estas pesquisas analisam as unidades domiciliares como unidades produtivas e assimilam as ideias estabelecidas nos estudos de Alexander Chayanov sobre a economia camponesa da extinta União Soviética (SMITH *et.al*, 1966).

Embora existam estudos que trabalhem diretamente com as decisões de uso do solo e estrutura demográfica (FERREIRA, 2015; SANTOS *et.al*, 2014; GUEDES, 2010; BROWDER *et.al*, 2004; WALKER *et.al*, 2002), não encontramos exemplos que analisem especificamente como a fecundidade media as decisões sobre preferência por determinados sistemas de uso do solo, e como esses sistemas refletem em preferências pelo sexo das crianças.

Várias pesquisas realizadas nos anos 1970 analisaram a relação entre posse da terra e fecundidade. Por exemplo, Merrick (1978), encontrou uma baixa correlação entre densidade populacional e fecundidade em microrregiões no Brasil. Ademais, detectou maior fecundidade nas regiões mais pobres ou de subsistência e verificou que outras variáveis, como o nível educacional, mostraram-se melhores

preditores da fecundidade. Estudos em várias partes do planeta¹ sugerem forte relação entre fecundidade e posse da terra, como os estudos empíricos conduzidos em Taiwan (COLLVER *et.al*, 1967), Peru (CHAPLIN, 1971), Índia (KLEINMAN, 1973; ROSENZWEIG; EVENSON, 1977), México (HICKS,1974) e Irã (AGHAJANIAN; SELIGSON,1978).

Outros estudos sugerem uma associação entre fecundidade e tamanho da propriedade rural. Irfan e Farooq (1983), por exemplo, observaram que em pequenos lotes o aumento da fecundidade aumentava o retorno da terra ao expandir a oferta de trabalho familiar disponível. Em lotes maiores, o menor nível de fecundidade encontrado seria explicado por outros fatores, como o *status* de posse ou não da propriedade. Hermalin e Lavelly (1979)² também observaram uma relação negativa entre tamanho do lote e fecundidade. Diferentemente da explicação dada por Irfan e Farooq (1983) - os autores ressaltam que o excedente de mão de obra estaria associado a menores oportunidades de emprego, desencorajando a fecundidade.

Alguns estudos observaram a relação inversa. Nelson e Schutjer (1979)³, por exemplo, acharam que a quantidade de terra disponível em áreas rurais de Tailândia estava positivamente relacionada com o número de filhos, enquanto a propriedade da terra tinha um efeito oposto. Vários autores (CAIN, 1985; WINEGARDEN; BILSBORROW, 1985) sustentam que não é o tamanho do lote e sim a propriedade da terra que tem um efeito sobre o nível da fecundidade, pois ela representa uma forma de seguro na velhice, alternativa esta que provêm dos filhos.

1

WINEGARDEN, C. R. ; BILSBORROW, R.E. Landholding, Rural Fertility and Internal Migration in Developing Countries: Econometric. **The Pakistan Development Review**, v. 24, n.2, p. 125-149, 1985, URL : <http://www.jstor.org/stable/41258701> Acesso : 30-05-2016 12

² The 1979 Meeting of the Population Association of America. **Population Index**, v. 45, n. 3, p. 365-423, 1979.

³ Idem

A correlação entre produção agrícola e tamanho da família tem sido tratada em contextos com baixos níveis de desenvolvimento. Esta dimensão não é considerada nesta dissertação, mas pode ser vista, por exemplo, nos trabalhos de Caldwell⁴.

De acordo com Cain (1985), os estudos da década de 1970 sugeriam que o acesso à terra influenciava a fecundidade em direções contrárias dependendo de sua dimensão: a posse de terra como seguro, por um lado, e a demanda de trabalho-terra, por outro. Essa corrente repousa na diferenciação entre propriedades operacionais⁵ e propriedades próprias. A proposição demanda de trabalho-terra sugere que o tamanho dos lotes operacionais afeta a fecundidade, alterando a avaliação de custo-benefício de se ter um filho adicional. Assim, conclui-se que famílias de agricultores com acesso a lotes mais extensos são propensos a usar a força de trabalho familiar de maneira mais rentável (CAIN, 1985). Portanto, essa perspectiva sugere que, mantendo o resto dos fatores constantes, quando o tamanho do lote operacional aumenta, também se incrementam as oportunidades de emprego familiar e o rendimento proveniente do trabalho dos filhos. Consequentemente, aumenta-se a demanda por força de trabalho de crianças no apoio de atividades menores, resultando em uma relação positiva entre fecundidade marital e tamanho do lote.

A proposição da terra como seguro na velhice repousa na ideia que os filhos representam uma garantia de sustento econômico na velhice dos pais, que pode ser modificada se os pais possuem ativos na forma de terras. A posse de terra assegura seu sustento futuro, e, portanto, os pais podem prescindir de uma prole numerosa que lhes garantam essa segurança. Esta hipótese foi contrastada empiricamente em vários países, obtendo-se correlações positivas (CAIN, 1985).

⁴ Caldwell J C (1976). Fertility and the household economy in Nigeria. *Journal of Comparative Family Studies* 7: 193–253

⁵ Área cultivada pela família que pode incluir terra cultivada para fins comerciais ou em caráter de meação e exclui terras próprias arrendadas em outras áreas.

Cain (1985), mediante uma análise de período, encontrou que a presença de um homem adicional com idade de entre 12 a 65 anos no domicílio foi associado com 0,6 acres adicionais arrendados pelo domicílio. Verificou-se na pesquisa que o efeito de longo prazo da queda da fecundidade relacionada à posse da terra poderia contrabalançar o efeito do aumento da fecundidade de curto prazo das fazendas operacionais.

De acordo com os resultados anteriores, Clay e Johnson (1992) apontam que a demanda de terra-trabalho e a hipótese da terra como seguro não são mutuamente excludentes. Essa ideia repousa no fato de que a parturição dos casais de agricultores e o tamanho das fazendas operacionais podem estar relacionadas de maneira recíproca, sendo que a direção da causalidade pode depender da escassez relativa de terra. Efetivamente, como apontam estes autores, Cain não demonstra qual variável inicia a mudança na outra, ou seja, manifesta-se como uma relação endógena.

Usando técnicas que reduzem o viés causado pela endogeneidade existente, Clay e Johnson (1992) desenvolvem um estudo sobre uma região agrícola de Ruanda para entender se os casais agricultores têm mais filhos como reflexo do tamanho do lote ou se, pelo contrário, eles expandem o tamanho dos seus lotes como fonte de emprego para a prole disponível. Os resultados demonstraram que o tamanho do lote incrementava a fecundidade marital, mas foi rejeitada a causalidade no sentido inverso. Ademais, a expansão do tamanho do lote para acomodar uma fecundidade adicional depende da existência de terras adicionais com custo marginal desprezível (fronteiras jovens), o que não ocorre na maioria das fronteiras agrícolas atuais, as quais já se encontram em estágios mais avançados de consolidação (PAN; CARR, 2016).

A literatura também registra estudos sobre diferentes características das áreas rurais que incidem na fecundidade. Os trabalhos de Caldwell (1978) inspiraram Carr e colaboradores (2006) na análise de que a abundância de terra ligada à escassez de capital, e a carência de mão de obra implicam em baixos

retornos provenientes da terra com relação aos provenientes do trabalho. Essas condições incentivam o desejo por um grande número de filhos, o que repercute na formação de famílias numerosas. Conseqüentemente, os assentamentos de agricultores em regiões carentes de serviços de saúde pública e com falta de planejamento familiar estão expostos a altas taxas de fecundidade. Outra característica dessas regiões é o limitado acesso ao mercado de trabalho e o baixo nível de escolaridade das mulheres, o que diminuiria o custo de oportunidade de ter filhos (CARR *et.al*, 2006).

Guedes (2010) afirma que existem algumas nuances nessas relações quando analisadas num contexto como o de Santarém, ou seja, uma região agrícola na fronteira da floresta amazônica⁶. Primeiro, a hipótese de demanda trabalho-terra e tamanho do lote implica retornos crescentes ou constantes de escala. Em segundo lugar, sob a ideia de que áreas maiores favoreceriam uma fecundidade maior:

- a) Ignora-se o sistema de uso do solo, pois é baseada numa lógica apenas de subsistência.
- b) Nas fronteiras amazônicas, o governo incentivou famílias numerosas para colonizarem os lotes a fim de povoar essas áreas. Nesse sentido, o tamanho da prole é exógena ao tamanho do lote nessas fronteiras em seus estágios iniciais.
- c) O desmatamento dos lotes era incentivado mediante a obtenção de crédito rural, o que poderia gerar um incentivo a uma alta fecundidade via aumento do poder aquisitivo dos novos moradores da região.

Por fim, Sutherland e colaboradores (2004) investigam se o tipo de uso de solo pode ter efeitos diferenciados sobre a fecundidade, ao determinar que o tipo de uso do solo influencia no nível da fecundidade. O gado, por exemplo, sendo um ativo de alta liquidez em fronteiras agrícolas (WALKER *et.al*, 2000), estaria mais associado como forma de seguro que poderia incidir na diminuição da fecundidade,

⁶ Não é objeto de o nosso estudo conceituar as amplas abordagens que definem as áreas de fronteira. No entanto, consideramos por fronteira, o estipulado por Turner (1920), quem a define como o limite mais ou menos contínuo entre o território assentado e as terras virgens.

além de demandar uma quantidade menor de mão-de-obra familiar para o caso da criação extensiva. Para esses autores, a criação de gado bovino representa uma forma de capital que, diferentemente da posse de terra, pode servir de seguro com característica de alta liquidez e baixo custo de transporte. Ademais, essa atividade demanda pouca mão de obra e pode acontecer em terras desgastadas que já foram usadas para outros fins. Por estes e outros motivos ligados a este tipo de produção, a criação de gado poderia ter um impacto negativo sobre fecundidade adicional.

Essa perspectiva se relaciona com o pressuposto de ser essa atividade uma forma de seguro na velhice que possa reduzir a demanda de filhos como força de trabalho. Não obstante, a aquisição de gado para a criação resulta em um investimento caro e tende a acontecer em uma etapa avançada da vida dos agricultores, o que pode resultar na correlação inversa, ou seja, positiva entre fecundidade e criação de gado (SUTHERLAND *et.al*, 2004). Adicionalmente, existem questionamentos sobre o suposto efeito que teria a criação de gado na diminuição da fecundidade, pois ela representa, em contextos de fronteira, uma forma de poupança de alta liquidez, sendo utilizado como colateral na obtenção de crédito; ao mesmo tempo em que nas fases iniciais de assentamento era limitada pela disponibilidade de mão-de-obra necessária para converter mata em pasto (GUEDES, 2010).

Em algumas regiões rurais de extrema pobreza da Ásia tem-se constatado que a fecundidade poderia estar relacionada com a degradação do meio ambiente. Para Biddledcom e colaboradores (2005), a deterioração ambiental também tem sido usada como um dos critérios que leva a um aumento da demanda por crianças em áreas afastadas dos centros urbanos. A explicação é que na medida em que os recursos naturais se esgotam, as pessoas precisam viajar mais para coletar recursos como madeira para combustível ou gramíneas para forragem, sendo necessário um maior número de pessoas para realizar estas atividades. Nessas condições, resulta difícil a obtenção de fontes industriais de energia doméstica, como fogões a gás. O valor do trabalho das crianças na coleta diária de madeira e outros recursos naturais para uso domiciliar sobe, e, portanto homens e mulheres desejam maiores tamanhos de família. Quanto mais crianças tiverem, maior será a densidade

populacional e as condições ambientais poderão se deteriorar em maior medida, reproduzindo assim um "círculo vicioso" entre qualidade ambiental e crescimento populacional (BIDDLECOM *et.al*, 2005).

De fato, todas as abordagens mencionadas estão relacionadas com o enfoque do valor das crianças (VOC)⁷, uma teoria desenvolvida por Hoffman e Hoffman (1973)⁸. Os autores estabelecem os critérios pelos quais as crianças têm valor para os pais e, portanto, a necessidade de tê-las, explicando assim a fecundidade. Os critérios que respaldam esse enfoque são os seguintes:

- a. Status e identidade dos pais.
- b. Expansão do "eu", assegurando uma entidade maior, "imortalidade".
- c. Moralidade: religião, altruísmo, o bem para o grupo, normas da sexualidade, ação por impulso, virtude.
- d. Laços de afeto a um grupo primário.
- e. Estimulação, novidade, divertimento.
- f. Realização, competência, criatividade.
- g. Poder, influência, eficácia.
- h. Comparação social, concorrência.
- i. Utilidade econômica.

As hipóteses até aqui mencionadas para explicar a fecundidade em contextos rurais tratam da utilidade econômica dos filhos, o que pode ser correlacionado com os atributos que lhes são conferidos a cada sexo. Essas aproximações estimularam o interesse desta pesquisa por abordar o estudo das características de preferência por sexo, como parte das relações que se estabelecem entre fecundidade e uso do solo. Isso se torna mais relevante na medida em que a divisão sexual do trabalho em contextos rurais de pequena escala é mais relevantes do que em contextos urbanos. A próxima seção analisa de forma mais detalhada quais as possíveis

⁷ VOC: Value of children, de acordo com as siglas em inglês.

⁸ FAWCETT, ; JAMES, T. (Ed.). **Psychological perspectives on population**. New York: Basic Books, 1973.

motivações para a existência de preferência por sexo entre os filhos, suas implicações e os métodos de mensuração mais usados na literatura empírica.

2.1 Abordagens teóricas da preferência por sexo

Uma forte preferência por filhos homens é esperada em sociedades patriarcais onde há uma divisão do trabalho clara, o que motivaria a transferência intergeracional dessas diferenças e o incentivo da separação dos trabalhos “masculinos” e “femininos” por várias gerações (NAUCK, 2014).

Em muitas regiões rurais, o valor econômico dos filhos está determinado em grande medida pelo sexo das crianças, já que os filhos do sexo masculino são necessários na produção do lote, especialmente em atividades braçais. Alguns estudos empíricos em regiões agrícolas têm demonstrado a preferência por homens em contextos rurais da Ásia, precisamente pela utilidade econômica dos filhos em função do sexo (REPETTO, 1972; BAIRAGI; LANGSTEN, 1986; AROKIASAMY, 2002; RAJARETNAM; DESHPANDE, 1994; RAHMAN; DAVANZO, 1993).

A maior parte da literatura sobre preferências por sexo das crianças se refere principalmente ao desejo de um número equilibrado de filhas e filhos, ou pelo menos uma criança de cada sexo. De forma geral, a evidência empírica constata uma preferência por meninos, muitas vezes junto com uma preferência por uma composição mista (HANK; KOLHER, 2000).

As preferências por sexo dos pais sobre as crianças estão condicionadas por tradições culturais e religiosas, assim como pelas normas comunitárias que moldam

atitudes e comportamentos individuais. Crianças de um determinado sexo são muitas vezes desejadas a fim de fornecer determinados serviços ou minimizar os custos financeiros ou psicológicos (HANK; KOLHER, 2002). Arnold (1998) analisa esta temática no período de 1986 a 1995 em 44 países de várias regiões do mundo, com um resultado de preferência por filhos do sexo masculino em uma variedade de países de contextos e culturas diferentes. Segundo este autor, nas nações do Sudeste Asiático não foi constatado nenhuma preferência consistente, enquanto o Caribe foi a única região onde se evidenciou uma preferência predominante para o sexo feminino. O autor, no entanto, argumenta que de modo geral não é muito forte o efeito da preferência por sexo na fecundidade e no planejamento familiar nessa área.

Nas sociedades patriarcais tradicionais assume-se que a prole masculina tem maior utilidade que a feminina, uma vez que prestam assistência na agricultura e são considerados os provedores de segurança da família e da comunidade (HANK; KOLHER, 2000). Muitas vezes os homens assumem papéis religiosos e asseguram a continuidade do parentesco nesses contextos. Existem evidências de que o desejo por crianças adicionais (se houver alguma) é reduzido, uma vez que o número mínimo de crianças sobreviventes do sexo masculino é alcançado (HANK; KOLHER, 2000). No entanto, mesmo em sociedades com preferência por meninos, muitas famílias consideram importante ter pelo menos uma menina. Essa realidade patriarcal condicionou que as pesquisas sobre preferências por sexo focassem na predileção por filhos do sexo masculino e tendessem a ignorar a possibilidade de preferência por meninas. No entanto, os pais, e particularmente as mães, poderiam ter preferência por meninas por razões econômicas ou outras motivações (RAHMAN; DAVANZO, 1993).

Em áreas rurais das sociedades asiáticas, o trabalho doméstico (cozinhar, limpar, buscar água e lenha, cuidar das crianças e dos idosos, lavar roupa e servir comida aos membros da família) e a agricultura familiar (transformação de culturas, cuidados com animais domésticos e criação de aves, e outras atividades em torno do lar) são considerados como "trabalho das mulheres". Uma menina pode servir de ajuda à mãe nessas tarefas (enquanto um menino trabalha fora de casa), que

começam na infância e vão até o casamento – momento em que a filha abandona a casa dos pais. Além disso, as meninas são mais propensas do que os meninos (e noras) a fornecer apoio emocional à mãe em diferentes estágios da vida (RAHMAN; DAVANZO, 1993).

Algumas análises sobre preferência por sexo tratam do valor que tem as crianças para os pais e, portanto, o que condiciona o investimento que os pais devem fazer como forma de seguro na velhice. Essa retribuição vai depender das relações de poder existentes entre pais e filhos em cada família, determinadas pelas normas de cada sociedade (YUNG LEE; MARWELL, 2013). O investimento mais importante que os pais fazem nos filhos é em propriedades. Porém, os bens podem ser repassados para meninos ou meninas, o que vai depender do sistema patriarcal ou matriarcal predominante na sociedade (YUNG LEE; MARWELL, 2013).

Uma forma de se manifestar uma eventual preferência pelo sexo das crianças é mediante a avaliação do uso ou não de contracepção de acordo a uma determinada parturição. Os casais podem variar o uso de contraceptivos, dependendo do número de filhos e filhas já nascidos. Algumas pesquisas mostram que em países com preferência por filhos homens, a proporção de mulheres que usam contracepção é maior após o nascimento de meninos do que após o nascimento de meninas (REPETTO, 1972; LANGSTEN *et al*, 2000)

Repetto (1972) analisa vários países de Ásia e África para concluir a hipótese de que a preferência por filho homem pode levar a uma relação positiva entre o número de filhos e a fecundidade por razões econômicas e psicológicas que ficam explicadas como segue: já que os filhos homens são vistos como uma fonte de ganhos econômicos para a família, os casais com uma proporção elevada de filhos do sexo masculino podem se sentir menos pressionados a limitar o tamanho da família do que os casais com uma elevada proporção de filhas. Consequentemente, os primeiros podem continuar a procriar, mas estes últimos podem tender a limitar sua fecundidade.

Casais com uma alta proporção de filhas podem sentir que as desvantagens associadas com ter outra menina superam os benefícios percebidos de ter uma criança adicional. Estes casais também podem pensar que a probabilidade de ter uma filha é maior para eles do que para os outros que não têm meninas na prole. Portanto, eles podem não estar dispostos a arriscar ter outra criança por medo de terem mais uma menina, o que pioraria o estado atual ao aumentar o número total de crianças. Neste caso (com base no pressuposto de que as famílias consideram o risco no planejamento familiar), a fecundidade pode variar diretamente com o número de filhos homens, e não inversamente como advogavam os estudos sobre planejamento familiar (REPETTO, 1972).

A maioria das pesquisas que tentam avaliar empiricamente o impacto das preferências de sexo na fecundidade examinam as razões de progressão da parturição (RPP), que mede as probabilidades de transição a uma ordem superior em função da composição sexual existente da prole. O argumento básico é que se as preferências de sexo influenciam as decisões de fecundidade; então, em qualquer parturição, aqueles casais com composições sexuais não desejadas devem ser mais propensos a ter outra criança do que aqueles que já têm composições sexuais desejadas (HANK; KOLHER, 2000).

De acordo com McClelland (1979), há dois problemas lógicos no uso do método RPP para avaliar a relação entre preferência por sexo e fecundidade. Eles são a heterogeneidade das preferências sexuais e o risco da decisão de fecundidade. A primeira limitação é que os estudos de progressão da parturição são inerentemente restritos ao uso de dados agregados. Isto quer dizer que um padrão de preferência só pode ser detectado depois que as decisões de fecundidade previstas ou reais de muitos casais serem acumuladas e classificadas. Com essa limitação, uma relação entre preferências por sexo e fecundidade só pode ser detectada se uma grande maioria da população tiver a mesma preferência sexual. Embora as análises da RPP possam, e consigam, obter efeitos agregados, invariavelmente subestimam o impacto das preferências de sexo nas decisões individuais de fecundidade (MCCLELLAND, 1979).

A segunda objeção lógica mencionada diz respeito a que os estudos de RPP assumem que as preferências por sexo só podem influenciar a fecundidade se ocorrerem nascimentos adicionais à prole já existente. A suposição básica é que se um casal tem uma família com uma composição sexual que é indesejável para eles, então devem ser motivados a ter outra criança para tentar melhorar a composição do sexo. No entanto, este pressuposto ignora a possibilidade de que os casais decidam não ter filhos adicionais, mesmo que tenham uma composição de sexo não desejada (MCCLELLAND, 1979); talvez diante a existência de outras condicionantes relativas à renda ou a própria estabilidade marital.

Uma forma alternativa à RPP utilizada para medir preferência por sexo das crianças é mediante o espaçamento entre os nascimentos dos filhos nascidos vivos, denominado de intervalo intergenésico. Várias pesquisas analisam os intervalos entre nascimentos para determinar a preferência por sexo (TEACHMANT; SCHOLLAERT, 1989; RAHMAN; DAVANZO, 1993, YAMAGUCHI; FERGUSON, 1995; BAIRAGI; LANGSTEN, 1986). Essa é uma das formas que empregamos nesta pesquisa para medir preferência por sexo.

Segundo Zanatta (2016), encontramos poucos estudos que analisem preferência por sexo no contexto brasileiro. Basicamente, Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011) analisam o efeito da progressão da parturição sobre a participação das mulheres na população economicamente ativa. Eles detectaram que os filhos diminuem a probabilidade de participação das mulheres no mercado de trabalho, independentemente da ordem de nascimento. Entretanto, encontraram que há uma predileção por uma composição balanceada no sexo das crianças. Zanatta (2016) determina a preferência por sexo para Brasil mediante a RPP, conjuntamente com as intenções de nascimentos expressadas por casais com mulheres em idade reprodutiva. Os resultados deste estudo mostraram que mulheres que não tinham nenhum filho no momento da entrevista tinham uma predileção por meninas maior do que seus parceiros. Nas entrevistas conjuntas, os casais assumiram preferir um filho de cada sexo.

O nosso percurso teórico revelou até aqui que as relações entre fecundidade e uso do solo se tornam mais evidentes no nível micro, quando ligados à análise da composição familiar. A teoria que se refere ao valor dos filhos para a família (VOC) indica a contribuição econômica destes como uma das motivações fundamentais no estímulo da fecundidade. Esse valor econômico representado pelos filhos estaria correlacionado diretamente com as características de produção de cada comunidade em particular.

No caso desta pesquisa, localizada em um entorno rural de subsistência, as unidades domiciliares funcionam como unidades produtivas. As atividades econômicas se diversificam nos trabalhos da agricultura, criação de gado, trabalho doméstico, entre outros; o que exige da conformação de famílias mais ou menos numerosas, em função do tipo de trabalho predominante para cada unidade produtiva. Essas funções são distribuídas segundo as características dos membros familiares, levando em consideração fatores como idade, sexo e habilidades específicas.

Sendo assim, o valor econômico dos filhos pode variar de acordo com o sexo da criança, já que homens e mulheres realizam atividades econômicas diferentes no contexto rural (VANWEY; VITHAYATHIL, 2012). Existem diferentes usos do solo (plantação de culturas anuais, perenes, criação de gado, etc.) que demandam uma força de trabalho diferenciada, o que pode estar correlacionado com preferências pelo sexo das crianças. De acordo com a natureza de atividades econômicas específicas para cada uso do solo, a busca por uma composição ideal de sexo das crianças poderia repercutir no tamanho das famílias.

Capítulo 3

Estratégia metodológica

3.1 Área geográfica do estudo

Santarém é um assentamento relativamente antigo dentro da Amazônia brasileira, tendo experimentado ondas de assentamento recentes (em oposição às pré-históricas ou coloniais) nos anos 1930, em meados do século XX e 1970. O município está estrategicamente localizado na confluência dos rios Amazonas e Tapajós e no extremo norte da BR-163 - também conhecida como Rodovia Cuiabá-Santarém (Ver figura 1). A BR-163 liga a produção agropecuária intensiva (particularmente a lavoura mecanizada de soja) do estado de Mato Grosso o município de Santarém, onde a multinacional Cargill opera um porto de águas profundas, inaugurado em 2003 para carregar soja em navios oceânicos.

A abertura desse porto está acelerando o processo de urbanização e contribuindo para a transição da paisagem de uma pequena agricultura familiar para uma paisagem de agricultura mecanizada (VANWEY *et al* ,2007, D'ANTONA; VANWEY, 2007, VANWEY; CEBULKO, 2007). Esta transformação, no entanto, não é de modo algum completa. Como ressaltado por VanWey e colaboradores (2007), permanece uma grande população de pequenos agricultores, enquanto os jovens deixam os lares de seus pais e se deslocam para as áreas urbanas, assim como para outras propriedades rurais.

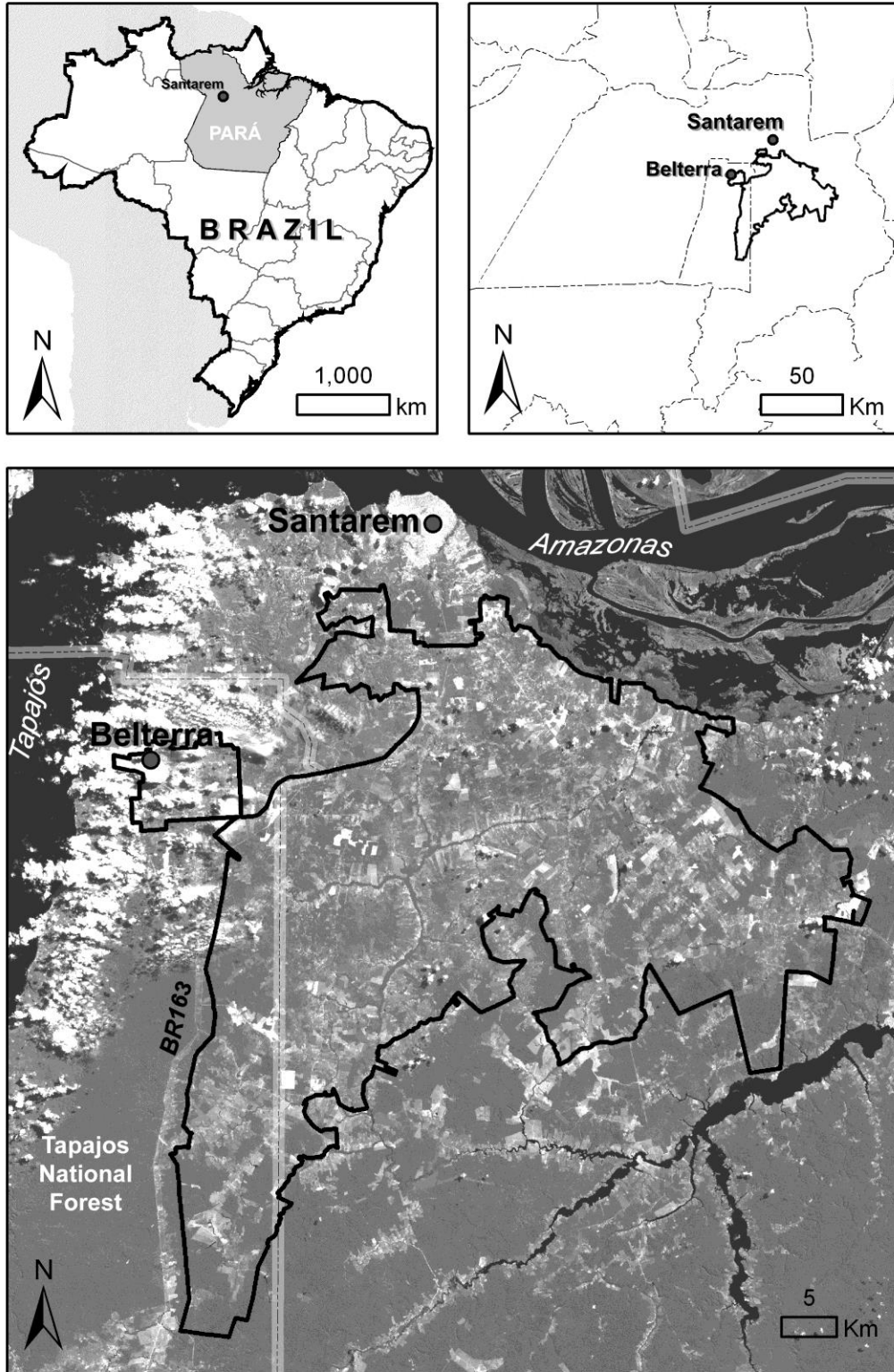
Em geral, a população da região é pobre, com baixa escolaridade e poucas opções de emprego. As características biofísicas da terra, tais como solos arenosos que drenam a água rapidamente da superfície, dificultam a disponibilidade de água na estação da seca. Essa restrição impede a criação de grandes rebanhos de gado na maior parte da região (VANWEY *et al*, 2007).

Devido a que uma grande proporção da área cultivada tem baixo rendimento, pequenos colonos agrícolas dependem de diversas estratégias de uso da terra, do trabalho remunerado, assim como de atividades casuais para assegurar a sua subsistência (VANWEY; VITHAYATHIL, 2012). Mesmo nestas condições, desde meados da década de 1990, quando começaram os experimentos com a produção de soja, as terras nessa região sofreram um aumento nos preços. (GAYOSO, 2012).

A produção de soja em Santarém intensificou-se no final da década de 1990, impulsionada com as obras da construção do porto de exportação da multinacional Cargill. A saída da produção do Centro-Oeste brasileiro foi o propósito central do porto, mas acabou por incentivar o plantio de soja na região, por meio da agricultura mecanizada (CORTÊS; D'ANTONA, 2012). Mesmo com esta valorização da terra, devida em parte à entrada do porto, ainda não houve um efeito no crescimento de emprego em larga escala para a população local. (VANWEY; CEBULKO, 2007).

As oportunidades de emprego são limitadas e geralmente envolvem escolhas entre a agricultura (principalmente de subsistência com pouco excedente, vendido localmente), trabalho de serviço (geralmente no setor informal) e poucos empregos industriais ou profissionais (VANWEY; CEBULKO, 2007). Nesse sentido, o limitado mercado de trabalho local e a limitada estrutura biofísica do solo em Santarém são dois elementos que restringem o aumento da qualidade de vida das famílias que dependem exclusivamente da produção gerada nos lotes rurais (VANWEY; VITHAYATHIL, 2012).

Figura 1. Mapa de Santarém, Pará – Brasil (2003)



Legend

- Municipality - Seat
- Municipality - Boundaries
- Study Area

Fonte: VanWey; D'antona, 2009, p, 29.

3.2 Dados amostrais

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do projeto *Amazonian Deforestation and the Structure of Households*, financiado pelo *National Institute of Child Health and Human Development* (NIH - HD35811-04), coordenado pelo investigador principal Emílio Moran e organizado por um grupo de pesquisadores do *Anthropological Center for Training on Global Environmental Change* (ACT), da Universidade de Indiana. O projeto foi uma parceria binacional e contou com a colaboração de pesquisadores do Núcleo de Estudos Populacionais (NEPO), da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). Para maiores detalhes sobre a estrutura do projeto, ver Moran et.al (2007), VanWey, D'Antona e Brondízio (2007), McCracken et.al (2002) e Brondízio et.al (2002).

O projeto envolve três áreas de estudo: Altamira-PA (dados para 1997/98 e 2005), Santarém-PA (dados para 2003 e 2009) e Lucas do Rio Verde-MT (dados para 2009). Esta dissertação utiliza os dados de 2003 relativos às famílias de agricultores na zona agrícola ao sul da cidade de Santarém e na parte da área rural do município de Belterra, no estado do Pará. Os dados foram obtidos através do *Inter-University Consortium for Political and Social Research* (ICPSR). Os dados amostrais de 2003 de Santarém estão classificados sob o código ICPSR 34347 e pode ser acessado através do endereço: <https://goo.gl/9yC7tx>.

Este trabalho utiliza exclusivamente os dados de Santarém. A escolha de esta localidade como área de análise justifica-se por três razões. Primeiro, por apresentar uma base de dados publicamente disponível na internet; segundo por conter a informação sobre a história reprodutiva das mulheres ocupantes das propriedades, possibilitando a medição da preferencia por sexo (um objetivo central deste trabalho) e; por último, por ser uma região de assentamento mais antiga, diferente de outras áreas de colonização onde o projeto atuou, como Altamira e Lucas do Rio Verde.

Por se tratar de um assentamento populacional mais antigo, é esperado um padrão de fecundidade próprio, especialmente para este estudo, em que as análises das preferências reprodutivas por sexo são restritas às mulheres acima de 45 anos de idade que completaram o período reprodutivo. Em áreas de colonização mais recentes, a intensa migração associada à análise de padrões reprodutivos de mulheres ao final do período reprodutivo refletiria as condições e decisões reprodutivas do local de origem dessas mulheres, e não da área de estudo em que a análise se baseia.

A amostragem dos dados relativos a Santarém foi realizada em uma área de aproximadamente 1.800 quilômetros quadrados. A amostra foi selecionada levando-se em conta a distribuição espacial de lotes rurais situados em áreas do projeto de colonização e em porções com ocupação espontânea, conforme mapas do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária, Incra (CORTÊS; D'ANTONA, 2012).

Para a estratificação dentro de cada região, foi aplicada uma grade com 281 quadrantes (células) de 3km por 3km sobre os 5.086 lotes contidos no mapa de assentamento original do Incra. A região foi subdividida espacialmente em quatro sub-regiões de tamanho aproximadamente igual, correspondendo a quatro rodovias principais de diferente antiguidade que atravessam a região. Essa estratégia de estratificação foi utilizada para refletir a idade dos assentamentos que ilustram a história de ocupação desde 1930 (D'ANTONA; VANWEY, 2007).

Em cada uma das quatro regiões foram selecionadas aleatoriamente 20 células de modo a se obter uma amostra com significativa cobertura espacial. De cada sub-região, foram selecionadas aproximadamente 12 quadrantes de 3x3 km. O quadro de amostragem foi conformado de forma aleatória pela escolha entre as propriedades cadastradas. Levando em consideração razões logísticas e de custo, o algoritmo de amostragem assegura o agrupamento espacial das propriedades estudadas. Em cada quadrante, foram identificadas 5 propriedades alvo e 4 reservas, no caso de uma ou mais das 5 propriedades iniciais resultarem inválidas. Finalmente, todos os agregados familiares presentes e antigos membros residentes

que deixaram o domicílio foram identificados e entrevistados (D'ANTONA; VANWEY, 2007).

Como explicitado por D'antona e VanWey (2007), o dimensionamento da grade de células e o número de unidades selecionadas levaram em consideração as características dos lotes na área de estudo, os recursos disponíveis para o trabalho de campo e a meta de ter dados sobre 550 lotes. A partir dos lotes amostrados, foram identificadas efetivamente 458 propriedades em 2003, que correspondiam a 1.069 lotes originais cadastrados pelo Incra, os quais foram agregados e/ou fragmentados ao longo dos anos. As mudanças na estrutura fundiária, particularmente o processo de consolidação de terras, complicou em grande medida a localização dos donos e residentes das propriedades (D'ANTONA; VANWEY, 2007).

Uma vez selecionados os lotes da amostra, os entrevistadores fizeram visitas à propriedade para identificar o proprietário do lote (ou o morador mais velho do domicílio no momento da entrevista). Os participantes potenciais foram informados do propósito da pesquisa, e os proprietários acederam verbalmente antes de prosseguir. Os entrevistadores trabalharam em equipes de homens e mulheres, permitindo que realizassem os levantamentos com os chefes de família do sexo masculino e feminino simultaneamente. Se outros membros da família estivessem presentes no momento das entrevistas, eles eram autorizados a participar, fornecendo esclarecimentos às respostas fornecidas pelo chefe do domicílio (D'ANTONA; VANWEY, 2007).

Dos 488 chefes de família em 300 lotes originalmente amostrados, 401 aceitaram ser entrevistados, resultando em uma taxa de resposta global de 82,2%. O conjunto dos dados amostrais de Santarém, referentes ao ano de 2003 e disponibilizados publicamente pelo ICPSR⁹, consiste em oito bancos de dados interligados e um arquivo de ligação (TAB. 1). A unidade primária de análise é a propriedade rural ou lote. Cada lote da amostra (com tamanho médio de 35

⁹

Interuniversity Consortium for Political and Social Research

hectares) contém um mínimo de uma casa, com uma média de 1,3 casas por lote na amostra final (MORAN, 2013).

Tabela 1: Estrutura dos bancos de dados de Santarém

Bancos	N	N (Nível do lote)
• DS1: Household Characteristics Data	488	285
• DS2: Household Roster Data	2252	300
• DS3: Contraceptive Use Data	661	300
• DS4: Children Data	2619	300
• DS5: Former Household Member Data	190	190
• DS6: Female Household Head Life History Data	2624	176
• DS7: Land Use History Data	1505	152 (Ano 2003)
• DS8: Land Use Data	911	300

Fonte: Elaboração própria; dados de Santarém, ICPSR, 2003.

O banco DS1 contém a informação completa dos domicílios, incluindo aquela que se refere à produção e áreas destinadas a cada tipo de produção. Embora esse tipo de informações esteja disponível no nível do domicílio, os dados para esta dissertação foram agregados para o nível do lote. Determinamos a agregação das informações domiciliares no nível do lote seguindo o indicado na literatura internacional, que sugere que as estratégias demográficas (incluindo migração e preferências reprodutivas) conectam-se mais diretamente com os sistemas de uso do solo no nível do lote, e não do domicílio, em função de ganhos de escala no caso de lotes multi-domiciliares (PAN; CARR, 2016; SHERBININ *et.al*, 2008; GUEDES *et.al*, 2011).

O banco DS2 apresenta as informações socioeconômicas e demográficas, como idade e sexo das pessoas que residem efetivamente na região amostrada, ou seja, dos residentes no domicílio no momento da entrevista. O banco DS3 contém informação sobre o uso de métodos anticoncepcionais das mulheres maiores de 15 anos que residiam no domicílio entrevistado no momento da pesquisa.

O banco DS4 contém a informação dos filhos biológicos das mulheres maiores de 15 anos residentes no domicílio no momento da entrevista. São listadas

as informações socioeconômicas e demográficas de todos os filhos nascidos, tais como o ano e mês de nascimento, se é sobrevivente ou não, data e motivo da morte, e o sexo de cada filho. Nesse banco, cada filho é representado por um código da mãe e, trazendo a informação da mãe do banco DS2, delimitou-se a idade em que cada mãe teve cada filho, o número de filhos tidos, se o filho morreu e a data da morte.

O banco DS5 contém informação dos membros que moravam no domicílio, mas que se haviam mudado antes do momento da entrevista (ou seja, ex-membros não co-residentes). É uma importante fonte de informação sobre recomposição demográfica e fluxos de remessas entre o domicílio entrevistado e seus ex-membros, contudo, dado o escopo do trabalho, essa informação não foi utilizada.

O banco DS6 complementa as informações socioeconômicas e demográficas dos filhos a partir de cada mãe, porém, não foram necessárias para os propósitos deste trabalho e, portanto, não foram usadas nesta dissertação.

O banco DS7 apresenta a história do uso do solo de cada lote, a partir do ano de ocupação do lote pelo entrevistado. Embora seja uma fonte crucial para avaliar a dinâmica do uso do solo, possui um número menor de observações em comparação aos restantes bancos de informação do uso do solo e, por essa razão, optou-se por não utilizar neste estágio do trabalho.

O banco DS8 contém as informações de uso e cobertura do solo no lote pesquisado e demais lotes (anexos ou distantes) sob propriedade do domicílio entrevistado naquele momento. Embora contenha as informações necessárias para o cálculo dos sistemas de uso do solo proposto neste trabalho, essas informações estavam disponíveis também no banco DS1, dispensando o seu uso neste trabalho.

A Tabela 2 a seguir apresenta uma lista das variáveis originais utilizadas para a construção dos sistemas de uso do solo proposto nesta dissertação, além das principais medidas descritivas para cada uma dessas variáveis.

Conforme demonstrado, as variáveis de uso do solo apresentam uma alta dispersão. A variável “quantidade de gado (cabeças)” refletiu a maior dispersão em torno à média; essa variável apresentou o maior Coeficiente de Variação (CV), o que seria um indicativo de concentração de gado. A porção de área do lote dedicada a culturas perenes mostrou-se como a mais dispersa com relação ao seu valor médio. Por outro lado, a proporção de áreas de capoeiras teve a menor variabilidade, indicativo de que essa tipologia de solo é bastante comum na região.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis de uso geradas a partir dos da variável original segundo banco de dados, PA, 2003

	Média	Desvio Padrão	CV	Mínimo	Máximo
Indicadores					
Quantidade de gado (cabeças)	10,14	40,64	4,01	0	550
Produção total do Lote (Ton/ano)	382,2	1250,5	3,27	162,9	5000
Proporção de Área de Anuais	0,12	0,19	1,58	0	1
Proporção de Área Perene	0,03	0,09	3,00	0	0,87
Proporção de Área de Pasto	0,12	0,22	1,83	0	1
Proporção de Área de Capoeira	0,51	0,36	0,71	0	1
Proporção de Área de Floresta	0,12	0,23	1,92	0	1
Área de Agua (ha)	0,02	0,03	1,50	0	0,38
Tamanho do Lote (ha)	60,71	128,72	2,12	0,02	1764,4
Demanda de Trabalho (Homens/ano)					
Covariáveis					
Razão de Dependência de Idosos	0,6	0,49	0,82	0	
Razão de Dependência de Crianças	0,67	0,47	0,70	0	1

Fonte: Elaboração própria; dados Santarém 2003.

A Tabela 3 a seguir, detalha como as variáveis originais foram manipuladas e transformadas para o seu uso final como indicadores para a construção dos sistemas de uso do solo, aplicados ao Modelo de Classe Latente descrito na seção a seguir.

Tabela 3: Construção das variáveis de uso do solo a partir dos da variável original segundo banco de dados, PA, 2003

	Bancos	Código da variável no Banco	Construção da Variável	Descrição da variável no Banco
Indicadores				
Quantidade de gado (cabeças)	DS1	m44_1 m44_2 m44_3 m28_banana a	m44_1+m44_2+m44_3	Total de gado no lote
Produção total do Lote (Kg)	DS1	m28_vine	m28_ban +...,m28_vine	Total de Produção por tipo
Proporção de Área de Anuais (%)	DS1	m26_01 a m_26_06	(m26_01 +...,m26_06)/Tamanho do lote	Áreas dedicadas a culturas anuais
Proporção de Área Perene (%)	DS1	m26_07 a m_26_13	(m26_07 +...,m26_13)/Tamanho do lote	Áreas dedicadas a culturas perenes
Proporção de Área de Pasto (%)	DS1	m26_20	m26_20	Área destinada a Pasto
Proporção de Área de Capoeira (%)	DS1	m26_21	m26_21	Área ocupada por capoeira
Proporção de Área de Floresta (%)	DS1	m26_22	m26_22	Área ocupada por floresta
Área de Agua (ha)	DS1	m26_23	m26_23	Área ocupada por água
Tamanho do Lote (ha)	DS1	m26_01 a m_26_23	m26_01 +...,m26_23	-
Demanda de Trabalho (Homens/ano)	DS1	m67_2002_1 m67_2002_1	m67_2002_1*m67_2002_1	Demanda de trabalho força de trabalho por ano
Covariáveis				
Razão de Dependência de Idosos	DS2		$\frac{\text{Total de Pessoas} > 60 \text{ anos}}{\text{Adultos de 18 a 60 anos}}$	-
Razão de Dependência de Crianças	DS2		$\frac{\text{Total de Crianças de até 12 anos}}{\text{Adultos de 18 a 60 anos}}$	-

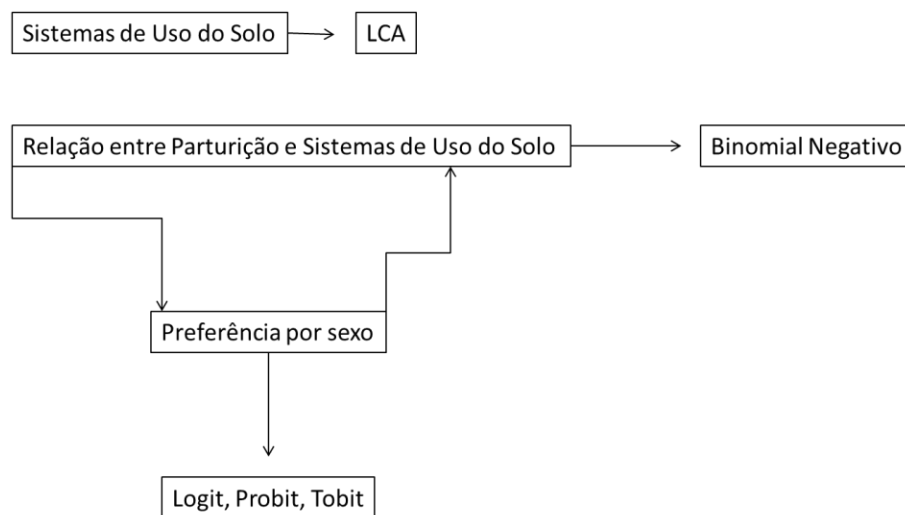
Fonte: Elaboração própria; dados Santarém, 2003

3.3 Estratégia Analítica: modelos de mensuração e regressão

Nesta dissertação foram utilizadas diferentes propostas de modelagem. Para identificar os sistemas de uso do solo, utilizou-se o Modelo de Cluster Latente (LCA), o qual apresenta-se como um modelo de mensuração e será detalhado nas seções seguintes. Esse modelo de mensuração permitiu identificar tipos de sistema distintos entre os lotes e criar uma variável tipológica com seis níveis.

Para identificar a preferência por sexo e testar o efeito do sistema de uso do solo sobre essa preferência, utilizaram-se modelos de regressão não-lineares tradicionais, dependendo da natureza da variável dependente. Para variáveis binárias, utilizaram-se modelos probit/logit e para modelos de contagem (número de filhos) foi utilizado o modelo binomial negativo, o qual relaxa o pressuposto restritivo de equidispersão imposto pelo modelo Poisson. Os modelos, suas interpretações e especificações serão detalhados nas seções seguintes.

Figura 2: Estratégia de Identificação de sistemas de uso do solo e preferência por sexo



Fonte: Elaboração própria

3.3.1 *Análise de Classe Latente: Mensurando os Sistemas de Uso do Solo*

Os sistemas de uso do solo neste trabalho são definidos com base no critério de agrupamentos (clusters) de uso do solo. Com tal finalidade, foram agregadas as principais áreas destinadas ao cultivo de culturas específicas em classes utilizadas na literatura de tipologias de sistemas agrícolas, como anuais e perenes, pasto, floresta (mata primária), mata de sucessão secundária e demais usos/coberturas (pomar e fontes de água), com base nos dados coletados sobre produção, cobertura e uso do solo dos lotes.

O critério de constituição dos sistemas de uso do solo a partir de análise de agrupamentos seguiu uma estratégia semelhante a utilizada por Guedes (2010), que se baseia nos estudos de Browder, Pedlowski e Summers (2004), Walker *et.al* (2002), Marquette (1998), Pichón *et.al* (1997a) e Bonnal *et.al* (1993). No entanto, esses autores utilizam métodos de classificação tradicionais (k-means, crisp cluster, etc.), ou métodos de classificação do tipo Grade of Membership (GoM), enquanto o critério de agrupamento utilizado neste trabalho foi baseado na conformação de *clusters* através da análise de classe latente (LCA).

Ao contrário de outros modelos estatísticos de agrupamento, a LCA distingue-se pela incorporação de variáveis não observadas discretas para explicar a relação entre variáveis observadas (manifestas ou indicadoras) de qualquer natureza (contínua ou discreta, quantitativa ou qualitativa). Como método estatístico de classificação, é utilizado para encontrar subtipos de casos relacionados a partir das variáveis observadas, as quais são utilizados para estimar os parâmetros do modelo. Assim como o modelo GoM, os modelos de LCA são baseados em lógica difusa (*fuzzy logic*), embora os elementos atribuídos em cada grupo sejam pós-classificados através de um critério modal (GOODMAN, 1973).

A utilização de métodos de classificação/agrupamento latentes é particularmente atraente na definição de sistemas de uso do solo, uma vez que

estes não podem ser observados diretamente. Em geral, o que está disponível para o pesquisador são medidas do tipo de produção, as proporções destas produções, as áreas, as quantidades, e assim por diante.

Nesta dissertação, a definição do sistema de uso do solo foi feita por meio de um modelo de Cluster de Classe Latente (LC Cluster), utilizando-se um modelo de agrupamento com covariáveis e estimado através do *software Latent Gold 5.1*[®]. Na sua estrutura mais geral de probabilidade, o LC Cluster expressa-se formalmente como:

$$f(y_i | z_i^{\text{cov}}) = \sum_{x=1}^K P(x | z_i^{\text{cov}}) \prod_{h=1}^T f(y_{ih} | x, z_i^{\text{cov}}), \text{ em que:}$$

- x : Variável nominal latente
- T : Variáveis respostas y_{it} (indicadores) que podem ser nominais, ordinais, contínuas e/ou de contagem.
- R : covariáveis numéricas ou nominais Z_{ir}^{cov} que afetam x

As covariáveis Z_{ir}^{cov} afetam a variável latente (os Clusters), mas não têm efeitos diretos sobre os indicadores, e os indicadores são assumidos como mutuamente independentes, condicionados na variável latente x (pressuposto de independência local). Intuitivamente, esse pressuposto assume que toda a covariância observada entre os indicadores é explicada por x . Essa condição é frequentemente violada quando se observa a matriz de resíduos bivariados entre os indicadores (ou entre indicadores e covariáveis), e pode ser facilmente relaxado ao incorporar efeitos diretos (parâmetros adicionais) na estrutura probabilística do modelo (VERMUNT; MAGIDSON, 2016).

Suponha um modelo com 3 indicadores categóricos e duas covariáveis (z_{i1}^{cov} e z_{i2}^{cov}). O modelo LC Cluster seria então definido probabilisticamente como:

$$P(y_{i1} = m_1, y_{i2} = m_2, y_{i3} = m_3 | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov}) \\ = \sum_{x=1}^K P(x | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov}) * \prod_{t=1}^3 P(y_{it} = m_t | x)$$

em que y_{it} é variável aleatória relativa ao t -ésimo indicador do i -ésimo indivíduo, m_t é a resposta dada ao t -ésimo indicador, x a variável latente categórica e z_{i1}^{cov} , z_{i2}^{cov} as covariáveis. Veja que nessa especificação as probabilidades de resposta, $P(y_{it} = m_t | x)$, são independentes das covariáveis. O modelo logístico multinomial associado ao componente $P(x | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov})$ é dado por:

$$P(x | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov}) = \frac{\exp(\eta_x | z_{i1}, z_{i2})}{\sum_{x'=1}^K \exp(\eta_{x'} | z_{i1}, z_{i2})}$$

e seu projetor linear é definido por:

$$\eta_x | z_{i1}, z_{i2} = \gamma_{x0} + \gamma_{x1} z_{i1} + \gamma_{x2} z_{i2}$$

Assumindo que os t indicadores são nominais, as probabilidades condicionais de respostas, $P(y_{it} = m_t | x)$, são parametrizados como:

$$P(y_{it} = m | x) = \frac{\exp(\eta_{m|x}^t)}{\sum_{m'=1}^{M_t} \exp(\eta_{m'|x}^t)}$$

e seu projetor linear é definido por:

$$\eta_{m|x}^t = \beta_{m0}^t + \beta_{mx0}^t$$

Caso os indicadores sejam ordinais, o projetor linear utilizaria os escores das categorias como:

$$\eta_{m|x}^t = \beta_{m0}^t + \beta_{x0}^t * y_m^{t*}$$

Agora imaginemos que se permita que y_{i1} e y_{i2} estejam diretamente relacionados e que y_{i3} dependa de z_{i2}^{cov} , além de x . Nesse caso, o pressuposto de independência local é relaxado e a nova estrutura de probabilidade para o LC Cluster, permitindo a inclusão de efeitos diretos, será dada por:

$$P(y_{i1} = m_1, y_{i2} = m_2, y_{i3} = m_3 | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov}) = \sum_{x=1}^K P(x | z_{i1}^{cov}, z_{i2}^{cov}) P(y_{i1} = m_1, y_{i2} = m_2 | x) P(y_{i3} = m_3 | x, z_{i2}^{cov})$$

Sob essa estrutura, o projetor linear para $P(y_{i1}=m_1, y_{i2}=m_2 | x)$ seria modificado para:

$$\eta_{m_1 m_2 | x}^{12} = \beta_{m_1 0}^1 + \beta_{m_1 x 0}^1 + \beta_{m_2 0}^2 + \beta_{m_2 x 0}^2 + \beta_{m_1 m_2}^{12}$$

O projetor linear para $P(y_{i3}=m_3 | x, z_{i2}^{cov})$ seria, por sua vez:

$$\eta_{m_3 | x, z_{i2}^{cov}}^3 = \beta_{m_3 0}^3 + \beta_{m_3 x 0}^3 + \beta_{m_3 2}^3 z_{i2}^{cov}$$

Segundo Vermunt e Magidson (2016), a utilização de efeitos diretos (como acima) permite que se mantenham modelos mais parcimoniosos em termos de números de clusters encontrados. Assim, antes de se avançar para um modelo com 1 cluster adicional (e testar a sua significância com um teste de razão de verossimilhança), é interessante analisar os resíduos bivariados maiores do que 3,84 (indícios de resíduos significativos) e, para aquele par de variáveis em que este resíduo tenha sido elevado, permitir efeitos diretos. O uso indiscriminado de efeitos diretos pode levar a modelos sobre-ajustados, no entanto, e deve sempre ser guiado por um sentido substantivo, captando heterogeneidade não observada com os indicadores e covariáveis utilizadas.

Os parâmetros do modelo LC Cluster são estimados pelo método de Máxima Verossimilhança. As medidas mais utilizadas como bondade de ajuste são os critérios de informação bayesiana (BIC) e de Akaike (AIC). Esses dois critérios penalizam pelo número de parâmetros a serem estimados, sendo que menores valores são indicativos de um melhor ajuste. Adicionalmente, utiliza-se o critério de percentual de erro de classificação de casos e o teste de razão de verossimilhança para escolha de modelos aninhados, especialmente no caso de comparação do número ideal de *clusters* (VERMUNT; MAGIDSON, 2016).

3.3.2 Modelos de Preferência por sexo

A forma mais usada para medir a preferência por sexo é mediante a Razão de Progressão da Parturição (RPP). A RPP permite encontrar a probabilidade de uma mãe que teve os primeiros n filhos com uma combinação de sexo z , ter o filho $n+1$ (CARMICHAEL, 2016). A maioria dos estudos sobre preferência por sexo (HANK; KOLHER, 2000; 2016; ARNOLD, 1997; MILLS; BEGALL, 2010, BEN-PORATH; WELCH, 1976; REPETTO, 1972) utilizam uma combinação da composição da parturição com a informação sobre intenções reprodutivas entre mulheres em idade reprodutiva. Neste trabalho, no entanto, foi utilizada somente a informação sobre o tamanho da progenitura (parturição) das mulheres que completaram o período reprodutivo, por meio dos dados sobre a história de nascimentos de cada uma de elas (Banco de Dados DS4). A ausência de informações sobre intenção reprodutiva nos dados de Santarém inviabilizou a combinação dos dois tipos de indicadores.

Tradicionalmente, a RPP para dados de coorte de nascimentos de mulheres é dada por:

$$RPP_{n,n+1} = a_n = \frac{\sum_{n=i+1}^{\omega} M_n}{\sum_{n=i}^{\omega} M_n}$$

Onde n é a ordem da parturição, ω é a parturição de ordem máxima na coorte, e M_n é o total de mulheres de parturição n . Em dados de período, como dados censitários, essa razão pode ser calculada utilizando-se o número de filhos tidos como marcador da ordem de parturição (n) para as mulheres de 45-49 anos (assumindo que nessa etapa elas completam o período reprodutivo). Nesse sentido, a_n pode ser expresso como a probabilidade de uma mulher de 45-49 anos, que teve n filhos, ter um filho adicional. Se multiplicarmos a_n pela raiz de uma coorte sintética ($l_0 = 1000$, por exemplo), podemos obter o total de mulheres que completaram sua fecundidade à parturição n da seguinte forma:

$$M_{|n} = (l_{n-1} * a_{n-1}) - (l_n * a_n)$$

$$M_{|0} = (l_0) - (l_0 * a_0)$$

$$M_{|\omega} = (l_{\omega-1} * a_{\omega-1}) - 0$$

Em que $l_n * a_n$ representa o número de mulheres de uma coorte de tamanho l_0 que atingiu a parturição de ordem $n+1$. Esse é um processo análogo a encontrar o número de mortes entre as idades x e $x+\delta$ (d_x) na tabela de sobrevivência (CARMICHAEL, 2016).

No caso deste trabalho, os dados da ordem de parturição por mulher estão disponíveis, não necessitando da abordagem de coorte sintética explicada acima. Assim, é possível medir a RPP diretamente e estimar a preferência por sexo através de um modelo probabilístico, utilizando apenas a ordem da parturição como variável de estratificação. Neste trabalho foram adotadas três preferências por sexo: mista, por homens e por mulheres.

a) Preferência por progeneritura mista:

Caso Pelo Menos 2:

$$P = 2 \rightarrow C(H + M) \text{ e } RPP_3 = 0$$

Onde: P é a parturição, C é a composição dos primeiros filhos, M é mulher, H é homem. RPP_3 é a Razão de progressão da parturição da ordem 2 para a 3.

Haverá uma preferência por uma composição mista quando os primeiros dois filhos forem de sexos diferentes e as mães deixarem de ter filhos. Existiria esta preferência se a RPP dessas mães for zero.

b) Preferência por homens:

$$P = 3 \rightarrow C (M + M) \text{ e } RPP_3 > 0 \ \&> \ RPP_3 \text{ em } t(H+M)$$

Haverá uma preferência por homens se as mulheres que tiveram duas meninas passam a ter um terceiro filho, e as mulheres que tiveram uma composição mista já não tiverem mais filhos. Esta preferência poderia ser constatada se a RPP das mulheres que tiveram duas meninas for maior que a RPP daquelas que tiveram uma composição mista.

c) Preferência por mulheres:

$$P = 3 \rightarrow C (H + H) \text{ e } RPP_3 > 0 \ \> \ RPP_3 \text{ em } t(H+M)$$

Haverá uma preferência por meninas se as mulheres que tiveram duas meninas passam a ter um terceiro filho e as mulheres que tiveram uma composição mista já não tiverem mais filhos. Existiria este tipo de preferência se a RPP das mulheres que tiveram dois meninos for maior que a RPP daquelas que tiveram uma composição mista.

Com a finalidade de medir a preferencia nesta dissertação, foram utilizados modelos não-lineares do tipo Logit e Probit binário assim como o modelo Tobit analisando a duração do intervalo entre nascimentos. De forma geral, os modelos

medem a probabilidade de resposta de \mathcal{Y} , dado um conjunto x de variáveis explicativas. A forma genérica é representada como segue:

$$P(y = 1|x) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k)$$

No caso deste estudo, a probabilidade condicional é definida por:

$$P(C_{n+1} = 1|C_n, x) = P(C_{n+1} = 1|C_n, x_1, x_2, \dots, x_k)$$

Onde C_n será a combinação de sexo das n primeiras crianças tidas por uma mulher; x_1, x_2, \dots, x_k as variáveis explicativas restantes. O modelo mede a probabilidade de as mulheres passarem a ter uma parturição superior (C_{n+1}) dada a combinação de sexo das n crianças anteriores C_n . De forma alternativa os resultados costumam ser apresentados como razões de chance, ou seja:

$$\frac{\frac{(p|x+1)}{(1-p|x+1)}}{\frac{(p|x)}{(1-p|x)}} = e^{\beta_j}$$

As estimativas dos modelos não lineares de eleição binária como o Probit e o Logit são realizadas por máxima verossimilhança e, portanto, assumem a heterocedasticidade da $Var(y|x)$ de forma automática. Este procedimento de estimativa de parâmetros proporciona estimadores assintoticamente consistentes e eficientes (WOOLDRIDGE, 2006).

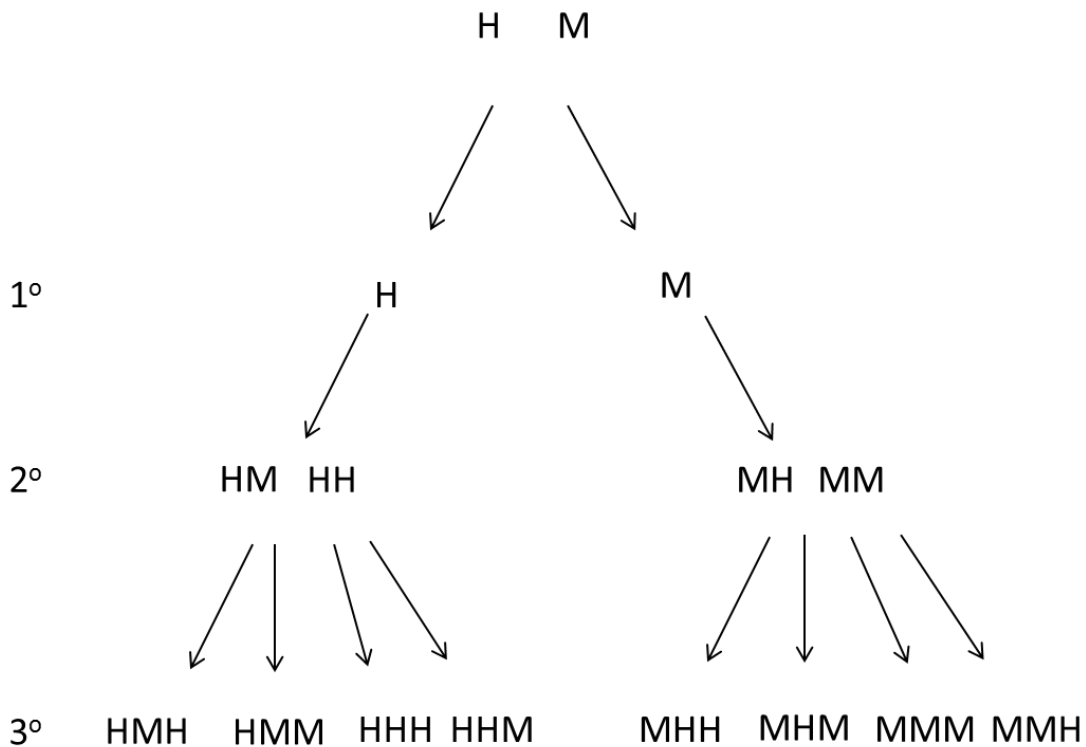
Para verificar o ajuste das variáveis ao modelo é usado o contraste LR, ou razão da verossimilhança, que se baseia na diferença na função logarítmica de verossimilhança que existe entre um modelo restrito e um modelo irrestrito - que é aquele que contém todas as variáveis. A estatística de teste é obtida como:

$$LR = 2(\ell_{ur} - \ell_r)$$

Onde ℓ_{ur} é o valor da função logarítmica de verossimilhança do modelo não restrito e ℓ_r é o valor da função logarítmica de verossimilhança do modelo restrito (WOOLDRIDGE, 2006).

Com estes modelos verificaremos se há preferência por sexo mediante a construção de variáveis que representem as diferentes composições de sexo, de acordo em cada ordem de nascimento. A partir dos primeiros dois nascimentos é que podemos constatar a possível preferência por sexo com maior clareza, pois fazer a análise a partir do primeiro filho é precipitado para apurar uma possível predileção por sexo das crianças num contexto de alta fecundidade (HANK; KOLHER, 2003)

Figura 3. Esquema de construção das variáveis para diferentes composições dos sexos dos filhos até a ordem 3



Fonte: Elaboração própria

Para o caso dos primeiros dois filhos, criaram-se variáveis que consideravam aquelas mães que tiveram os dois primeiros filhos do sexo feminino (MM) e as que tiveram os dois primeiros do masculino (HH), em relação àquelas que tiveram os primeiros dois filhos de sexos diferentes (HM) e (MH). A ideia foi gerar as variáveis dicotômicas denominadas *somente mulheres* e *somente homens* que tomam o valor 1 quando os primeiros dois filhos são do sexo feminino (MM) para a variável *somente mulheres*, ou os dois do sexo masculino (HH) para a variável *somente homens*. Em ambos os casos as variáveis seriam zero para mães que tiveram uma criança de cada sexo, ou seja, HM ou MH.

No caso dos três primeiros filhos, a lógica seria similar. Desta vez a variável *somente mulheres* valeria 1 se os três primeiros nascimentos teriam sido meninas (MMM) e zero para as restantes seis composições mistas possíveis de sexo, de acordo com a ordem de nascimento de cada filho segundo o sexo. Ou seja, HMH, HMM, HHM, MHH, MHM e MMH. Já a variável *somente homens* toma o valor 1 se os três primeiros nascimentos fossem do sexo masculino (HHH) e zero nas outras combinações mistas possíveis. De forma semelhante foi criada a variável *mesmo sexo*, que contém aquelas combinações de filhos do mesmo sexo, ou seja, HH e MM na ordem 2 e HHH e MMM na ordem 3.

3.3.3 Modelo Tobit para medir a preferência por sexo

Além dos métodos utilizados anteriormente para medir a preferência por sexo, testou-se um modelo de regressão que use como variável dependente o espaçamento intergenésico da ordem de nascimento seguinte à parturição analisada. Isto quer dizer que se estamos analisando a preferência por sexo nas mulheres que tiveram dois filhos, a variável dependente será o intervalo intergenésico entre o segundo e o terceiro nascimento para aquelas mulheres que tiveram ao menos 3 filhos. A mesma lógica se aplica quando se analisam os três primeiros filhos; nesse caso, a variável dependente será o intervalo do tempo

existente entre o terceiro e quarto nascimento em aquelas mulheres que tiveram pelo menos quatro filhos.

A variável dependente como intervalo intergenésico tem uma restrição, ou limite inferior, evidente: todas as mulheres que não tiveram um filho adicional, dado que já tiveram o estoque de filho definido, apresentarão intervalo intergenésico nulo. Devido a esta situação, uma regressão que pondere todas as observações de forma idêntica não pode inferir de forma consistente os estimadores do modelo, podendo, em alguns casos, estimar coeficientes negativos (WOOLDRIDGE, 2006).

O modelo Tobit consiste em expressar a resposta observada, y , em função de uma variável latente y^* . Em termos formais, o modelo pode ser descrito como (WOOLDRIDGE, 2006):

$$y^* = \beta_0 + x\beta + u, u | x \sim \text{Normal} (0, \sigma^2) \text{ com } y = \max(0, y^*)$$

onde:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{se } y_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Neste estudo, há três razões para que a variável dependente assuma valores nulos para o modelo de intervalo intergenésico:

- Quando se analisam os dois primeiros nascimentos, o intervalo é zero na circunstância em que a mulher teve dois filhos e não tem mais filhos. Este é o caso para o modelo em que se usam as variáveis independentes *somente mulheres e somente homens*; neste modelo, refere-se aos dois primeiros nascimentos.

- De modo similar, o intervalo seria zero para o caso daquelas mulheres que tiveram três filhos e pararam, se as variáveis independentes se referem aos três primeiros nascimentos.
- Outra situação em que isso aconteceria é quando na ordem analisada houve algum nascimento de gêmeos.

3.3.4 Modelos de Contagem para medir a relação entre parturição e uso do solo

Para medir a relação entre os sistemas de uso do solo encontrados e o total de filhos tidos das mulheres no final do período reprodutivo, foram utilizados modelos não-lineares de contagem para modelar valores inteiros não negativos, $\{0,1,2,\dots\}$, como é o caso da parturição.

Os modelos mais comumente utilizados quando a variável dependente é de contagem são: o modelo de Poisson e o modelo binomial negativo. O modelo de Poisson exige a propriedade de equidispersão, que significa que a variável dependente deve ter a média condicional igual que a variância condicional, ou seja, $Var(y | x) = E(y | x)$. Esta propriedade é muitas vezes violada porque nos estudos empíricos a sobredispersão é bastante comum, pois geralmente a variância condicional é maior que a média condicional $Var(y | x) > E(y | x)$. (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

O modelo binomial negativo, que é baseado numa distribuição Gamma, apresenta uma forma mais geral que o modelo de Poisson, pois permite a sobredispersão, e pode ser reduzido ao modelo de Poisson mediante um teste de sobredispersão. Este teste tem como hipótese nula a equidispersão: $Var(y | x) = E(y | x)$, enquanto que a hipótese alternativa é a existência de sobredispersão baseada na equação:

$$Var(y | x) = E(y | x) + \alpha^2 E(y | x)$$

Então é testado $H_0 : \alpha = 0$ contrário a $H_1 : \alpha > 0$. Se comprovada a existência de equidispersão mediante o teste, estaríamos assumindo que a função Gamma se assemelha de uma função de Poisson e que podemos usar a regressão de Poisson. Alternativamente, a existência de sobredispersão sugere o uso do modelo binomial negativo. No caso desta dissertação, o teste foi significativo a 1%, sugerindo que o Poisson seria uma escolha não apropriada.

Capítulo 4

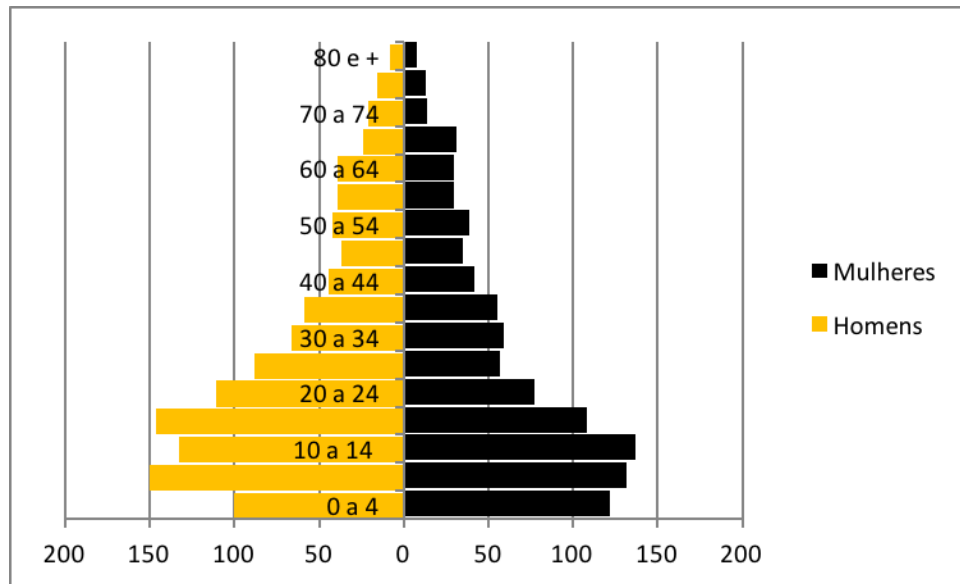
Discussão de Resultados

4.1 Descrição das variáveis que compõem os modelos

Neste capítulo serão apresentados os resultados obtidos pelos modelos propostos no capítulo anterior desta dissertação, mas antes é apresentada uma breve descrição sociodemográfica da região de estudo, de modo a contextualizar esses resultados.

A pirâmide etária da população residente, segundo a amostra coletada na região de Santarém, reflete o efeito da queda da fecundidade acontecida nos últimos anos no Brasil e apresenta algumas características que chamam a atenção. É notório o superior número de homens em relação a mulheres, a partir dos grupos de idades 15-19 em diante - o que reflete o padrão esperado de seletividade masculina na fronteira. No entanto, essa diferença não é tão marcante, e podemos observar que esse tipo de estrutura etária assemelha-se a outros assentamentos de colonização planejada na Amazônia, como no caso de Machadinho d'Oeste (BARBIERI *et.al*, 2016) e Altamira (GUEDES, 2010).

Figura 4. Pirâmide etária da população rural residente em Santarém, Pará



Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

A razão de sexo (número de homens de idade x por mulheres de mesma idade) a partir das idades 15 a 19 anos é de 1,3. Não obstante, essa razão é esperada para esse tipo de regiões, que costumam apontar para uma masculinização da população (D'ANTONA; CORTÊS, 2010). Também chama a atenção o peso considerável de idosos (grupo de 60 anos e mais) e crianças (de 0 a 14 anos) em relação ao número de adultos.

A razão de dependência total (RDT) na região estudada é de 86 crianças e idosos por 100 adultos, sendo que 68 são crianças e 18 são idosos. Comparados com a região Norte como um todo, se mostra bastante similar¹⁰, sendo que a razão de dependência de crianças nessa região no ano 2000 foi de 65 crianças por cada 100 adultos, mas a razão de dependência de idosos em Santarém foi superior que a da região Norte (7 idosos por cada 100 adultos), o que consideramos se deva à emigração de jovens e adultos.

Precisamente, a emigração de jovens e adultos tem um papel relevante na conformação de tal estrutura etária. Os resultados sugerem que a migração está se

¹⁰ Fonte: Censo 2010, Instituto Brasileiro de Geografia e estatística, IBGE. Disponível em: <https://goo.gl/Q6dj5m>

tornando um fator demográfico cada vez mais importante na região amazônica. Tal como apontado por Barbieri (2005) e por VanWey e Vithayathil (2012), tem havido pouca investigação sobre os determinantes dos fluxos migratórios nas áreas fronteiriças dos países em desenvolvimento, e a produção científica que existe não incorporou características intergeracionais associadas à evolução do uso da terra ao longo do tempo.

De acordo com estes autores, na medida em que os níveis de fecundidade diminuem nas áreas fronteiriças (após declínios nacionais), a migração torna-se cada vez mais o fator demográfico dominante. Esse componente se tornará ainda mais predominante no futuro, uma vez que os colonos de segunda geração atingem a idade adulta e procuram terras ou empregos incentivados pela diminuição da capacidade das fazendas de sustentar os membros, devido à baixa qualidade do solo e, portanto, à diminuição dos rendimentos agrícolas de longo prazo.

Como fora mencionado no capítulo anterior, nossa análise de preferência por sexo centra-se nas mulheres que findaram o período reprodutivo. A seguir, são descritas as características demográficas e socioeconômicas deste grupo. Conforme exposto na Tabela 4, houve 338 mulheres maiores de 45 anos tiveram pelo menos um filho, sendo que 183 tiveram filho do sexo masculino e 155 filhos do sexo feminino no primeiro nascimento. Um total de 274 mulheres tiveram 2 filhos ou mais, dessas, 140 tiveram combinações mistas de sexo nos primeiros dois nascimentos; 72 tiveram os seus primeiros dois filhos do sexo masculino e para 62 mulheres, os primeiros dois nascimentos foram de meninas.

Dentre as mães que tiveram pelo menos dois filhos e pelo menos três filhos, vemos que predominam aquelas que deram a luz filhos de sexos diferentes. Este resultado era esperado uma vez que casos de filhos de um mesmo sexo acontecem com menor frequência. No entanto, chama a atenção nessas ordens de nascimentos que a parturição das mulheres que tiveram homens nos primeiros nascimentos é sempre superior que a das mães que tiveram somente mulheres e as que tiveram uma combinação de sexos. Para a ordem 2, a parturição foi de 8,9, enquanto as 31

mulheres que tiveram seus três primeiros filhos do sexo masculino, acabaram tendo em média, 10 filhos.

A idade das mulheres maiores de 45 anos ao ter primeiro filho foi de 24,6 anos. Como era esperado, na medida em que aumenta a ordem de parturição, a idade ao primeiro filho cai. Esta foi de 23,3 anos em média para aquelas mulheres que tiveram 2 filhos ou mais, passando para 21,9 anos nas que tiveram três filhos ou mais. Entretanto, não houve diferenças significativas entre as idades em que as mulheres da região tiveram o primeiro filho e o sexo dos filhos, em nenhuma das ordens de parturição.

Os intervalos médios entre nascimentos para cada ordem de nascimento estiveram entre 29 e 36 meses, sendo menores, como era de esperar, quando as mães tiveram um maior número de filhos.

A maior parte das mulheres, aparentemente tem pouco controle sobre a fecundidade, pois 61% declarou que não usou nenhum método anticoncepcional durante seu período reprodutivo. A proporção de mulheres que não usou contracepção aumenta na medida em que aumentam as ordens de nascimentos.

Por exemplo, entre as mulheres que tiveram dois ou mais filhos, a proporção de não-utilização de métodos contraceptivos é de 62%, contra 63% entre as que tiveram pelo menos 3 filhos. Isto sugere a ausência de uso de métodos anticoncepcionais entre as mulheres de mais elevada parturição, o que explica, em alguma medida, porque a não-utilização de métodos anticoncepcionais propicia famílias mais numerosas. Um reflexo disto é que a parturição das mulheres que não usaram anticoncepcionais foi de 7,8 filhos, para uma média de 6,7 filhos entre as que utilizaram métodos de controle¹¹ (Tabela 4).

¹¹ O teste de diferença de médias entre estes dois grupos mostrou significância estatística a 10%.

Um resultado curioso foi encontrado: ao serem analisadas as ordens de nascimento para as diferentes combinações de sexo, foi evidenciado que na maioria delas, as mulheres que usaram contracepção, teve em média menos filhos do que aquelas que não usaram. Isso teve uma exceção para a terceira ordem, na qual as 4 mulheres que tiveram seus três primeiros nascimentos conformados por meninas e usaram métodos contraceptivos acabaram tendo mais filhos do que aquelas que não usaram nenhum método.

Esta dedução, no entanto, poderia sugerir que esse número reduzido de mulheres usou contraceptivos depois de ter um número de nascimentos não desejados. Contudo, essa inferência é arriscada - fazer conjeturas sobre possíveis preferências por sexo dado que nossa informação sobre uso de métodos anticonceptivos se limita a se as mulheres usaram ou não algum método durante seu período reprodutivo, mas não sabemos a partir de que ordem as mães começaram o uso.

Tal como apontado por D'Antona e colaboradores (2009), na área rural de Santarém possuía menor prevalência do uso de contraceptivos em comparação com o Brasil como um todo. Os autores também acharam nessa região uma maior taxa de esterilização e menor uso de métodos hormonais, sendo que a alta taxa de esterilização feminina ocorreu em idades precoces do período reprodutivo e em mulheres que nunca antes usaram métodos reversíveis. Essa 'esterilização precoce', por acaso, foi o componente mais importante da queda da fecundidade nas regiões Norte e Nordeste (WONG, 2000).

As especificidades do uso de contraceptivos na área de estudo parecem ser influenciadas por uma série de fatores, tais como: deficiências no serviço de saúde - principalmente de saúde reprodutiva e sexual - e dificuldades no acesso (dificuldades em viajar para a cidade a fim de utilizar os serviços de saúde); dificuldade em usar o método hormonal e a carência de suprimentos confiáveis. No entanto, ao serem comparados os motivos expressados por aquelas mulheres que interromperam o uso de contracepção e aquelas que nunca os usaram, as principais

motivações apontaram para certo temor ao uso sustentado, pela crença que estes métodos afetam negativamente a saúde (D'ANTONA *et.al*, 2009).

A baixa escolaridade também se mostra como um fator comum entre as mulheres maiores de 45 anos, independente do número de filhos tidos; o que também estaria influenciando de alguma maneira o baixo uso de métodos anticonceptivos. Este padrão de baixa escolaridade era característica das áreas rurais no passado e o continua sendo em muitas regiões afastadas dos centros urbanos no Brasil e na América Latina. As escolas rurais normalmente forneciam os primeiros quatro anos do ensino fundamental. Poucas escolas rurais ofereciam um total de oito anos de ensino básico ou todos os anos do ensino secundário (D'ANTONA *et.al*, 2007).

A religião predominante é a católica, a qual congrega mais de 250 mulheres, seguida pela religião evangélica (76 mulheres) (Tabela 5). Tal como fora ressaltado por Zanatta (2016), em regiões brasileiras com predomínio de mulheres afiliadas às religiões católica e evangélica é esperado uma forte preferência por uma composição mista de sexo dos filhos, em comparação a regiões com predomínio de mulheres sem religião. Como mostramos a seguir, os resultados encontrados nesta dissertação apontam nessa direção.

Vemos que entre as mulheres católicas que tiveram pelo menos dois filhos, uma grande maioria (52%) teve uma composição mista, não havendo diferenças significativas entre aquelas que tiveram somente homens (25%) e somente mulheres (23%). De forma análoga, entre as mulheres que tiveram pelo menos 3 filhos, houve uma grande proporção que teve uma composição mista (79%) para um 9 por cento que teve somente mulheres e um 13 por cento que teve homens como primeiros três filhos. As mulheres devotas da religião católica foram as de mais alta parturição (7,8 filhos tidos) dentre todas as religiões (Tabela 5).

Na próxima seção indagaremos sobre o uso do solo na região de Santarém, e veremos que foram achados 6 sistemas de uso do solo, os que foram reduzidos a

quatro que denominamos como “Agricultura”, “Matas”, “Pecuária Extensiva” e “Pecuária Intensiva”.

Tabela 4. Descrição de variáveis demográficas de Mulheres acima de 45 anos para diferentes combinações filhos de cada sexo - Santarém, PA, 2003

Variáveis	Total de mulheres	Idade ao primeiro filho	Intervalo médio entre nascimentos (meses)	Uso de algum tipo de contracepção				Número médio de filhos tidos
				Usaram		Não Usaram		
				Total de Mulheres	Número médio de filhos tidos	Total de Mulheres	Número médio de filhos tidos	
Total de mulheres	338	-	-	-		-		7,4
Primeiro filho	338	-	-	183		206		
Homem	183	24,78	35,5	75	7,5	108	8,1	7,9
Mulher	155	24,43	33,6	57	7,3	98	7,5	7,4
Dois Filhos	274			104		170		
Misto	140	23,8	36,4	55	7,6	85	7,9	7,8
Somente mulheres	62	23,49	31,2	24	7,4	38	7,5	7,4
Somente homens	72	22,75	34,3	25	7,8	47	9,5	8,9
Três Filhos	233			86		147		
Misto	179	22,23	32,5	74	7,8	105	8,5	8,2
Somente mulheres	23	21,99	35,2	4	10,7	19	8,7	9,0
Somente homens	31	21,53	29,9	8	7,9	23	10,7	10,0
Número médio de filhos tidos	-	-	-	6,7		7,8		-

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

4.2 Sistemas de uso do solo

Mediante a aplicação do modelo LCA sobre os indicadores utilizados se identificaram 6 sistemas de uso do solo distintos. A Tabela 5, a seguir, mostra que todos os indicadores utilizados para mensurar os sistemas de uso do solo, bem como as covariáveis que influenciaram a probabilidade de observá-los, foram significativas estatisticamente a 5%, veja teste de Wald (Tabela 5). Atendendo ao valor do R^2 , podemos constatar que os indicadores contribuem de maneira significativa a cada um dos clusters, indicativo que cada um deles teve um alto grau de pertencimento ao modelo de 6 clusters. Dentre estes, os que tiveram maior grau de pertencimento foram a proporção de área de floresta e a proporção de área em perenes, com R^2 superiores a 0.45.

Tabela 5. Valores Médios dos Indicadores e Covariáveis do Modelo de Cluster Latente segundo cada Sistema de Uso do Solo - Santarém, PA, 2003

	Cluster1	Cluster2	Cluster3	Cluster4	Cluster5	Cluster6	Wald	p-valor	R ²	N
Indicadores										285
Quantidade de gado (cabeças)	0,1677	9,0649	1,6384	4,0245	87,6583	4,1113	33,5284	0,0000029	0,3231	
Produção total do Lote (Kg)	127796	131197	240557	1947807	300142	554173	30,0369	[~ 0.000]	0,1946	
Proporção de Área de Anuais	0,1749	0,084	0,0652	0,046	0,0214	0,2963	61,1058	[~ 0.000]	0,1449	
Proporção de Área Perene	0,0002	0,0188	0,0278	0,0041	0,0047	0,2378	50,7297	[~ 0.000]	0,4696	
Proporção de Área de Pasto	0,0008	0,312	0,0409	0,0458	0,3322	0,1764	111,013	[~ 0.000]	0,3786	
Proporção de Área de Capoeira	0,5349	0,4074	0,8525	0,393	0,3766	0,2635	357,568	[~ 0.000]	0,2273	
Proporção de Área de Floresta	0,001	0,1741	0,0078	0,5111	0,2588	0,0261	116,039	[~ 0.000]	0,4979	
Tamanho do Lote (ha)							16,7121	0,0051	0,1064	
de 45 a 75	0,1969	0,1202	0,1108	0,0227	0,0263	0,1541				
< 45	0,6881	0,6902	0,686	0,4839	0,5064	0,6957				
> 75	0,115	0,1895	0,2032	0,4934	0,4673	0,1503				
Demanda de Trabalho (Homens/ano)	0,1828	0,5142	0,3646	0,2814	0,5454	0,5377	22,7526	0,00037	0,0964	
Área de Agua (ha)	0,03	0,0148	0,0222	0,0002	0,1318	0,0002	32,8478	0,000004	0,0382	
Covariáveis										
Razão de Dependência de Idosos	0,386	0,3206	0,4231	0,4885	0,3513	0,5092	28,9946	0,016		
Razão de Dependência de Crianças	0,4098	0,4686	0,5651	0,7239	0,4639	0,5319	38,5639	0,00074		

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

Mesmo que tenham sido identificados 6 clusters, os resultados foram agregados a quatro sistemas de uso do solo, já que que algum deles possuíam características comuns. Por outra parte, um maior agrupamento facilita a interpretação dos modelos subsequentes. A seguir explicaremos as características de cada um deles.

- a) Cluster 1: tem predominância de lotes com alta proporção de capoeira e água, se destacam as áreas dedicadas à produção de culturas perenes tais como café, pimenta, cacau, açaí, com uma alta demanda de mão-de-obra.
- b) Cluster 2: apresenta a segunda maior quantidade de gado entre todos os clusters, não obstante. o número de cabeças por hectare é baixa. Por este motivo denominaremos este cluster de *Pecuária Extensiva*.
- c) Cluster 3: predomina a capoeira e há uma alta proporção de áreas dedicadas à produção de culturas perenes.
- d) Cluster 4: há uma predominância de áreas de floresta e uma alta proporção de lotes de grandes dimensões, pois apresentam áreas superiores a 75 hectares. Este cluster será denominado como *Matas*.
- e) Cluster 5: constituído por lotes com predomínio de áreas de pastagem e contém o maior número de cabeças de gado entre todos os clusters; no entanto, se verifica que há uma proporção alta dos lotes deste cluster que contêm áreas menores de 45 hectares. Podemos afirmar que este cluster caracteriza um tipo de produção intensiva, uma vez que a área é relativamente pequena em comparação com o número de cabeças de gado, pelo que será denominado de *Pecuária Intensiva*.

- f) Cluster 6: é mostrado como diversificado em culturas perenes e anuais como mandioca, milho e arroz e também demanda um grande número de trabalhadores por ano.

Subsidiado pelas características apontadas, optou-se por fazer um agrupamento a quatro sistemas de uso do solo em função das especificidades que apresentaram cada um dos clusters encontrados. Devido o Cluster 1 apresentar predomínio da Capoeira, mas também produção de anuais e uma alta demanda de trabalho, ele foi incorporado ao Cluster 3 e com o Cluster 6. O sistema de uso do solo resultante dessa junção, passou a ser denominado *Agricultura*.

A lógica dessa operação é que a capoeira ou sucessão secundária aparece em áreas onde a floresta primária foi desmatada, fundamentalmente para agricultura, sendo posteriormente abandonada, o que repercutiu em sucessivos processos de regeneração vegetal. Se esses processos fossem o suficientemente longos, a mata nova regenerada adquire as características biofísicas da floresta primária (PERZ; WALKER, 2004). No entanto, como no nosso caso se combinam com áreas destinadas a culturas perenes e anuais, pressupõe-se que a sucessão é recente e está mais ligada a desmatamento com fins agrícolas; dificilmente tenha havido tempo suficiente para adotar as características da floresta originária. As agregações então ficaram da seguinte maneira:

	Matas	Pecuária Extensiva	Pecuária Intensiva	Agricultura
Cluster no LCA	Cluster4	Cluster2	Cluster5	Cluster1+Cluster3+Cluster6

Após classificação segundo sistemas de solo, na Tabela 6 são apresentadas algumas informações sobre parturição a partir dessa variável e de variáveis socioeconômicas.

Tabela 6. Descrição da parturição a partir de variáveis socioeconômicas e sistemas de uso do solo - Santarém, PA, 2003

Variáveis	Número médio de filhos tidos	Total de mulheres que tiveram ao menos 1 filho	Primeiro filho		Total de mulheres que tiveram ao menos 2 filhos	Dois primeiros filhos			Total de mulheres que tiveram ao menos 3 filhos	Três primeiros filhos		
			Homem	Mulher		Misto	Somente mulheres	Somente homens		Misto	Somente mulheres	Somente homens
Número de mulheres		338	183	155	274	140	62	72	233	179	23	31
Usaram algum tipo de contracepção	6,7	132 (39%)	75 (57%)	57 (43%)	104 (38%)	55 (53%)	24 (23%)	25 (24%)	86 (37%)	74 (86%)	4 (5%)	8 (9%)
Não usaram contracepção	7,8	206 (61%)	108 (52%)	98 (48%)	170 (62%)	85 (50%)	38 (22%)	47 (28%)	147 (63%)	105 (71%)	19 (13%)	23 (16%)
Sistemas de uso do solo												
Agricultura	9,3	82	42 (51%)	40 (49%)	68	26 (38%)	22 (33%)	20 (29%)	65	44 (67%)	12 (18%)	10 (15%)
Pecuária extensiva	6,5	15	8 (53%)	7 (47%)	12	6 (50%)	3 (25%)	3 (25%)	12	9 (73%)	2 (18%)	1 (9%)
Pecuária Intensiva	7,1	71	32 (45%)	39 (55%)	58	28 (48%)	18 (31%)	12 (21%)	44	39 (88%)	3 (7%)	2 (5%)
Matas	7,2	170	65 (33%)	105 (67%)	136	79 (58%)	20 (15%)	37 (27%)	112	84 (75%)	8 (7%)	20 (18%)
Religião												
Sem religião	4	1	-	1 (100%)	1	-	-	1 (100%)	1	1 (100%)	-	-
Católica	7,8	258	115 (46%)	143 (54%)	218	114 (52%)	50 (23%)	54 (25%)	184	145 (79%)	16 (9%)	23 (12%)
Evangélica	6,9	76	40 (51%)	36 (49%)	52	22 (40%)	13 (26%)	17 (34%)	45	30 (66%)	7 (16%)	8 (18%)
Outra	8,6	3	1 (33%)	2 (67%)	3	3 (100%)	-	-	3	3 (100%)	-	-
Número médio de filhos tidos	7,4		7,9	7,4		7,8	7,4	8,9		8,2	9,0	10
Idade ao primeiro filho			24,8	24,4		23,8	23,5	22,8		22,2	22,0	21,5
Intervalo médio entre nascimentos (meses)			35,5	33,6		36,4	31,2	34,3		32,5	35,2	29,9
Escolaridade (anos de estudo)			2,0	1,6		1,6	2,1	1,9		1,8	2,1	2,3

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003.

Conforme Tabela 6, grande parte das mulheres (170) moravam em lotes pertencentes ao sistema de *matas*; outras 71 mulheres foram associadas ao sistema *Agricultura*; 62 pertencem ao sistema de pecuária intensiva, e somente 13 mulheres estão no sistema chamado de pecuária extensiva. As mulheres pertencentes ao sistema de Agricultura tiveram o maior número de filhos.

Precisamente, a agricultura é o sistema de uso do solo no qual as mulheres apresentaram uma maior parturição, sendo que cada mulher deste aglomerado teve uma média de 9.3 filhos, até o final do seu período reprodutivo. Este número sugere que há correlação entre a demanda por mão-de-obra e número de filhos tidos. Isso poderia estar indicando que em lotes dedicados à produção agrícola se precisa de mais mão-de-obra familiar, e, portanto, são gerados incentivos para uma maior fecundidade. Estes achados coincidem com o dos autores Carr e colaboradores (2004) para uma área de fronteira agrícola da América central e por Pan e colaboradores (2006) para a Amazônia equatoriana

De forma contrária, o sistema *pecuária extensiva* tem as mulheres com menor nível de parturição, sendo que em média, cada mulher teve 6,5 filhos. Este resultado faz sentido ao considerarmos que a criação de gado de maneira extensiva não demanda muita mão de obra familiar. De fato, esta conclusão coincide com o estipulado por McCracken e colaboradores (1999).

O comportamento da parturição é similar entre as mulheres pertencentes aos sistemas *pecuária extensiva* (7,1) e as que correspondem ao sistema *matas* (7,2). Isso representa aproximadamente um valor intermédio entre as parturições observadas em *pecuária extensiva* e *agricultura*.

Nosso próximo passo será determinar a relação de cada sistema de uso do solo com a parturição das mulheres de cada lote. Com essa finalidade usaremos um Modelo Binomial Negativo.

4.3 Modelos de contagem

O teste de equidispersão α foi significativo a 1%, indicando a rejeição da hipótese nula que indica que $Var(y | x) = E(y | x)$. Esse resultado sugere que os dados sobre parturição apresentam sobredispersão, ou seja, $Var(y | x) > E(y | x)$. Por essa razão, as análises sobre a relação entre a parturição e os sistemas de uso do solo foram feitas com base nos coeficientes gerados a partir do modelo binomial negativo.

A variável dependente em cada caso foi a parturição, ou seja, o número total de filhos tidos por aquelas mulheres maiores de 45 anos. Foram geradas três especificações distintas.

Na primeira especificação (A), as variáveis independentes são dicotômicas e indicam os pares de filhos para uma parturição igual a dois, sendo que a variável *Mulher/Mulher* inclui aquelas mulheres que tiveram em seus primeiros dois partos um número de duas meninas. A variável *Homem/Homem*, por seu turno, inclui aquelas mulheres que tiveram em seus primeiros dois partos uma sequência de dois filhos homens. A categoria de referência em ambos os casos corresponde à situação em que houve uma combinação de sexos nos primeiros dois nascimentos (Menina → Menino ou Menino → Menina).

Na segunda especificação (B) foram incluídas as variáveis: Intervalo médio entre nascimentos, que indica o número médio de anos entre os nascimentos das mulheres; Idade ao primeiro filho, que indica o momento em que as mulheres começaram a ter filhos; se a mulher teve um filho morto antes de completar os primeiros 5 anos; e a escolaridade da mãe em número de anos.

A terceira especificação (C) incluiu os sistemas de uso do solo como variáveis dicotômicas, refletindo se a mulher pertence a cada um dos sistemas de uso do solo: Matas, Pecuária extensiva ou de Pecuária intensiva. A

categoria de referência para os sistemas de uso do solo foi o sistema *agricultura*.

Os resultados das regressões da parturição apresentados na TAB. 7 sugerem que não existe uma preferência por um sexo; ao contrário, há uma preferência por uma composição mista. Esse resultado pode ser visto no coeficiente da variável que indica aquelas mulheres que tiveram nos dois primeiros partos filhos do sexo masculino. Este coeficiente é significativo (5%) na especificação em que a parturição é explicada somente pela preferência por sexo.

Mesmo após a inclusão de mais variáveis (modelos B e C), a variável explicativa que capta preferência por sexo mantém-se com significância marginal (10%). É importante lembrar que todas as análises feitas nesta seção se baseiam em modelos que utilizam métodos de inferência assintóticos, e devido ao tamanho reduzido da amostra infere-se assintoticamente que uma significância marginal convergiria rapidamente para valores significativos a 5% ou 1% em amostras maiores.

A seguir, apresentamos a interpretação dos coeficientes:

a) *Homem/Homem*: O número médio de filhos por mulher aumenta quando os dois primeiros filhos das mulheres foram do sexo masculino, em relação a mulheres que tiveram uma combinação de sexos de filhos mista (homem – mulher). Se calcularmos as razões de chance, este resultado se interpreta da seguinte forma:

- A: Mulheres que tiveram os dois primeiros filhos do sexo masculino apresentam chance média 1,25 vezes superior de filhos tidos do que mulheres que tiveram uma combinação de sexos nos seus primeiros dois partos.
- B: Mulheres que tiveram os dois primeiros filhos do sexo masculino apresentam uma média 1,13 vezes superior de filhos tidos do que mulheres que tiveram uma combinação de sexos nos seus primeiros dois partos.

- C: Mulheres que tiveram os dois primeiros filhos do sexo masculino apresentam uma média 1,14 vezes superior de filhos tidos do que mulheres que tiveram uma combinação de sexos nos seus primeiros dois partos.

Intervalo Médio de Nascimento: O número de filhos tidos se reduz com aumento do intervalo intergenésico. A cada ano adicional de espaçamento entre filhos, o número de filhos tidos por mulher se reduz em 8.6% para o modelo B e em 8.5% para o caso C, que inclui todas as variáveis.

Idade ao primeiro filho: Esta variável, empregada nos casos B e C, indica o momento em que as mães começaram a ter filhos. O sinal negativo dos coeficientes (significativos a 5%) mostram o esperado do ponto de vista demográfico, eles advertem que enquanto mais tarde as mulheres começam a ter filhos se espera um número menor de filhos tidos no fim do período reprodutivo.

Algum filho morreu antes de completar 5 anos? Os coeficientes indicam que mulheres que perderam uma criança menor de 5 anos, apresentaram um número de nascimentos 1,28 vezes superior que mulheres que não perderam crianças menores de 5 anos. Esta variável, utilizada nos modelos B e C, mostrou-se significativa a 1% em ambos os casos, e o sinal positivo de seus coeficientes indica que a mortalidade infantil provocou uma reação sobre a fecundidade daquelas que procuravam, provavelmente, um tamanho ideal de filhos sobreviventes.

Como na nossa análise tratamos das mulheres acima de 45 anos, vemos que muitas delas começaram a ter filhos quando chegaram na região, que ainda não tinha nenhuma infraestrutura criada e os riscos de contrair doenças como a malária eram maiores do que nas regiões de origem (SAWYER, 1987). No entanto, o mais provável seja que as mulheres da região continuaram tendo filhos para alcançar o tamanho ideal de família.

A escolaridade da mãe não teve efeito significativo sobre a parturição em nenhuma especificação, provavelmente em função da pouca variabilidade dos anos de escolaridade das mulheres analisadas.

As variáveis de sistemas de uso do solo também não se mostraram significativas. A ausência de associação estatística não é uma evidência final sobre a ausência de relação entre fecundidade e sistemas de uso do solo. As estatísticas descritivas, por exemplo, indicavam uma parturição menor entre as mulheres que residiam em lotes com pecuária extensiva, sendo verificado o oposto para as mulheres em lotes caracterizados por foco em produção agrícola. Ademais, a ordem de mensuração dos dados é reversa nesse caso, em que o total de filhos é medido retrospectivamente e o sistema de uso do solo, como preditor, utiliza variáveis medidas em 2003.

Como é bem conhecido pela literatura econométrica (CAMERON; TRIVERDI, 2009), a endogeneidade nessa relação pode causar viés de atenuação, em que o efeito tende a zero e torna-se não significativo. Pan e Carr (2016), por exemplo, encontram uma forte relação nas duas direções (fecundidade afetando as escolhas de uso do solo e vice-versa) para a Amazônia Equatoriana. Ao utilizarem dados longitudinais, foram capazes de resolver esse problema de endogeneidade por simultaneidade, e identificar corretamente essa associação.

A próxima seção explora explicitamente a preferência por filhos de diferentes sexos, de acordo com as razões de progressão das parturições de 1 para 2, de 2 para 3, e de 3 para 4 filhos. Com esse fim, serão empregados modelos de eleição binária, os quais vão possibilitar medir a probabilidade de que as mulheres da região transitem de uma parturição n , dada uma combinação de sexo x , para uma parturição $n+1$.

Tabela 7. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre Parturição - Mulheres com 2 ou mais filhos - Santarém, PA, 2003

Variáveis	A		B		C	
Sexo dos 2 primeiros filhos						
Misto (base = 0)						
Mulher / Mulher	0.101	[0.073]	-0.013	[0.079]	0.008	[0.082]
Homem / Homem	0.226**	[0.075]	0.119+	[0.066]	0.128+	[0.067]
Intervalo médio de nascimento (anos)			-0.083**	[0.019]	-0.082**	[0.018]
Idade ao primeiro filho (anos)			-0.015*	[0.007]	-0.016*	[0.006]
Algum filho morreu antes de completar 5 anos?			0.251**	[0.061]	0.242**	[0.063]
Escolaridade da mãe (anos)			-0.016	[0.011]	-0.016	[0.012]
Sistema de uso do solo						
Agricultura (base = 0)						
Matas					0.098	[0.075]
Pecuária extensiva					0.100	[0.079]
Pecuária intensiva					0.125	[0.166]
Constante	1.897**	[0.041]	2.462**	[0.174]	2.384**	[0.183]
ln(alfa)	-2.139**	[0.172]	-3.572**	[0.772]	-3.495**	[0.729]
Observações	269		207		202	

Erros-padrão robustos entre colchetes

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

4.4 Preferência por sexo sobre a Razão de Progressão da Parturição

Assume-se que há uma preferência por filhos homens se a variável *Somente Mulheres* é significativa e apresenta um efeito positivo sobre a variável dependente. A tabela 8 nos mostra que essa relação é negativa na progressão de 2 para 3, sugerindo que não há preferência por homens, no entanto, não houve significância estatística.

Seguindo a mesma lógica, assume-se que há uma preferência por meninas se a variável *Somente Homens* for significativa e apresenta um efeito positivo sobre a variável dependente. Os coeficientes no caso A e B foram negativos e no caso C positivo, o que seria interpretado como preferência por mulheres, só que nesse caso também não se evidenciou significância estatística.

Por último, assume-se que há uma preferência por uma combinação de sexos se a variável *Mesmo Sexo* for significativa e apresenta um efeito positivo sobre a variável dependente. Esta variável mostrou significância ao 10% e, como fora previsto no modelo de parturição, o coeficiente teve o sinal positivo, o que sugere que há preferência por uma combinação de filhos de sexos diferentes (Tabela 8).

Este resultado não era esperado. Prevíamos obter uma preferência por homens, dado que a região estudada está encravada em uma área rural, com predomínio da agricultura de subsistência, inclusive com certa preponderância de áreas de floresta. Se a isto somamos o fato que as mulheres apresentam uma baixa escolaridade, poderíamos pensar em um tipo de contexto mais parecido com o das sociedades patriarcais tradicionais, onde os homens são mais desejados do que as mulheres.

Este resultado, no entanto, se assemelha dos achados em sociedades modernas como é o caso da pesquisa desenvolvida por Hank e Kolher (2000), na qual se mensura preferência por sexo dos filhos em 17 países europeus. Os resultados de estes autores mostraram uma preferência por uma composição mista em termos de sexo das crianças. Segundo os autores, na medida em que a sociedade se desenvolve as preferências deixam de ser por filhos homens e passam

a ser por composições mistas ou por mulheres. A explicação para esta descoberta no contexto de Santarém, contrário ao caso europeu, seria explicado pelo fato de que enquanto os filhos homens são fundamentais para o trabalho no campo, as mulheres são necessárias para desenvolver as tarefas domésticas e também algumas atividades agrícolas.

Tal como apontado por D'Antona e colaboradores (2007), a participação em atividades agrícola, independentemente do sexo da pessoa, começa desde criança nas áreas rurais de Santarém. As mulheres trabalham no plantio e colheita, no processamento de farinha de mandioca, alimentando pequenos animais e cuidando de hortas, além de serem as principais responsáveis pelo cuidado das crianças e das tarefas da casa. A sua participação na comercialização de produtos agrícolas tende a ser menor do que a dos homens. Porém, as mulheres da região apresentaram uma participação ativa na economia familiar.

A maioria das mulheres (65,5%) declarou o "trabalho doméstico" como sua principal atividade, comparado a 19 por cento que manifestou como fundamental a produção agrícola e sua comercialização. Entretanto, 6 por cento declarou o trabalho fora do lote como a sua principal atividade econômica. As atividades consideradas como fora do lote incluíram o trabalho como professoras do ensino fundamental, zeladores, auxiliares de saúde nas escolas locais ou postos de saúde, e trabalho doméstico para terceiros. Apenas 6% das mulheres se dedicavam a comercializar produtos manufaturados no lote (óleo de cozinha, velas, cerveja, etc.) e vendidos de porta em porta na vizinhança. O restante das mulheres declarou não desenvolver nenhuma atividade laboral, entre elas se encontram as aposentadas (6%) ou que eram estudantes (3,5%) (D'ANTONA *et.al*, 2007).

Por outra parte, na especificação B, a escolaridade da mãe mostrou significância ao 10% na progressão de 1 para 2, indicando que um ano adicional de estudo da mãe diminui a probabilidade de ter o segundo filho.

A idade ao primeiro filho foi significativa em todas as especificações, porém, os sinais positivos nas progressões de 1 para 2 e de 2 para 3 estariam indicando que um ano adicional de espera em ter o primeiro filho aumenta as probabilidades de ter o segundo e o terceiro filho respectivamente, o que resultaria contra intuitivo.

No entanto, como já vimos, a parturição da região foi de 7.4 filhos tidos, então não é de surpreender que para ordens de nascimentos inferiores a esta parturição, as mulheres transitem com uma probabilidade maior para as ordens seguintes, começando com idades superiores aos 20 anos. Por estes motivos, os intervalos médios entre nascimentos mostraram sinais positivos na progressão de 2 para 3 e na progressão de 3 para 4. Se estaria indicando que por cada ano adicional que as mulheres prolonguem o intervalo entre um nascimento e outro, a probabilidade de ter o próximo filho aumenta, devido a que no final do período reprodutivo é muito provável elas tenham um número grande de filhos.

Tabela 8 A. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre as Razões de Progressão da Parturição das Mulheres acima de 45 anos - Santarém, PA, 2003

Variáveis	Progressão 1 para 2			Progressão 2 para 3			Progressão 3 para 4		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Preferência por Sexo									
Homem (base = 0)									
Mulher	0.174	0.171	0.304						
	[0.380]	[0.613]	[0.586]						
Misto (base = 0)									
Mesmo sexo							0.756+	0.679	0.731
							[0.430]	[0.552]	[0.547]
Somente mulheres				-0.099	-0.105	-0.062			
				[0.488]	[0.608]	[0.615]			
Somente homens				-0.158	-0.003	0.037			
				[0.450]	[0.650]	[0.680]			
Idade ao primeiro filho (anos)		-0.197**	-0.215**		-0.083**	-0.080**		-0.070**	-0.066**
		[0.036]	[0.039]		[0.024]	[0.025]		[0.021]	[0.021]
Intervalo entre nascimentos (anos)					-0.230**	-0.203*		0.143+	0.140*
					[0.080]	[0.080]		[0.078]	[0.069]
Algum filho morreu antes de completar 5 anos?					0.578	0.548		0.658	0.668
					[0.823]	[0.869]		[0.484]	[0.434]

Erros-padrão robustos entre colchetes

(Continua)

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

Tabela 8 B. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre as Razões de Progressão da Parturição das Mulheres acima de 45 anos - Santarém, PA, 2003

Variáveis	Progressão 1 para 2			Progressão 2 para 3			Progressão 3 para 4		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Escolaridade da mãe (anos)		-0.129+	-0.153		-0.029	-0.033		-0.034	-0.040
		[0.071]	[0.094]		[0.078]	[0.088]		[0.062]	[0.062]
Sistema de uso do solo									
Pecuária intensiva (base = 0)									
Matas			0.063			~ 0.000			0.119
			[2.434]			[~0.000]			[0.648]
Pecuária extensiva			-1.418			~ 0.000			0.461
			[2.402]			[~0.000]			[0.653]
Agricultura			-0.153			~ 0.000			0.164
			[2.593]			[~0.000]			[0.681]
Constante	1.905**	7.724**	8.709**	2.104**	4.803**	~ 0.000	1.298**	2.605**	2.332**
	[0.253]	[0.965]	[2.561]	[0.274]	[0.942]	[~0.000]	[0.131]	[0.595]	[0.833]

Observações	265	235	229	269	208	203	225	174	169
-------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Erros-padrão robustos entre colchetes

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

4.5 Preferência por sexo. Modelo Tobit

Outra forma testada nesta dissertação para medir a preferência por sexo foi a utilização da duração ou intervalo de tempo entre cada nascimento, conhecido como intervalo intergenésico. Para essa finalidade, a modelagem foi baseada no modelo Tobit, tendo como variável dependente o intervalo de nascimento da ordem n para a ordem $n+1$. As variáveis independentes foram basicamente as mesmas que as empregadas nos modelos de eleição binária.

Haveria preferência por meninas se a variável *Somente Homens* for significativa e com sinal negativo. A ideia é que se o intervalo de n a $n+1$ for menor quando a mãe teve n filhos homens do que quando tem uma combinação de n filhos de sexos diferentes, sugere que ela está procurando por uma menina no próximo nascimento. De forma análoga, haveria uma preferência homens se se cumprisse o anterior para a variável *Somente Mulheres*. A lógica aponta que a rapidez com que ela tem o próximo filho seria um indicativo de aceitação, em maior ou menor medida, da estrutura de sexos dos filhos anteriores.

Os resultados encontrados nesta dissertação (Tabela 9) mostraram uma relação negativa e significativa na variável *Somente Homens*, na progressão da parturição de 2 para 3. Isto, embora contradiga o senso comum, sugere uma provável preferência por mulheres, pois nos indica que mães que tiveram dois filhos homens apresentam um intervalo mais curto no próximo nascimento do que mulheres que tiveram uma combinação de filhos de sexos distintos.

Esses resultados encontrados não são impensados para uma região rural do Brasil, pois, como argumentado por Zanatta (2016), o local de residência pode ser a origem de preferências pelo sexo dos filhos, dependendo se for em áreas urbanas e rurais; porque essas áreas apresentam diferentes divisões sociais do trabalho, com base no gênero ao longo do tempo. Nas zonas rurais, os homens são desejados para realizar tarefas mais árduas, associado com a produção agrícola; as mulheres são desejadas para criar os filhos e complementar a renda com tarefas "leves". Para o aumento da produtividade, ademais de filhos, as filhas são necessárias para o

agregado familiar, o que poderia incentivar a formação de famílias mais numerosas com composições mistas.

Como visto, estes achados dão indícios da existência de diferentes preferências em cada método, resultando em: preferência por meninas no intervalo de 2 para 3 e por preferência por uma composição mista na progressão de 3 para 4. Dado que os resultados respondem à análise de um histórico de fecundidade na região, estes poderiam estar relacionados com a evolução dessa comunidade desde o momento de chegada ao lote e os processos de instalação dos colonos para a primeira fase de assentamento, segundo o explicado por Barbieri e colaboradores (2005).

Após a chegada ao lote, ter filhos do sexo masculino é importante para o trabalho de desmatamento e preparo de condições da terra para a agricultura. Uma vez criadas estas condições, as mulheres são necessárias para realizar as tarefas domésticas e algumas atividades agrícolas que já foram mencionadas. Provavelmente, o grupo de mulheres que teve somente homens pensaria que iria avançar muito mais nos trabalhos de desmatamento e preparação das condições agrícolas do que o grupo de mulheres que teve uma composição mista de filhos; nesse ponto, elas achariam muito conveniente ter uma menina.

Entretanto, para o grupo que teve uma composição mista, essas condições ainda não seriam alcançadas, e mesmo sendo necessário um maior número de filhos, esse processo deve ser adiado. Neste caso, mulheres que tiveram dois filhos homens poderiam ser menos adversas ao risco que implica o sexo do próximo filho, em relação àquelas mulheres que tem filhos de sexos diferentes.

Por outro lado, se a mulher continua tendo filhos do mesmo sexo, ela pode desejar filhos do sexo oposto; as que tiveram meninas estariam precisando de homens para o trabalho no campo; as que tiveram homens e já tem uma prole desejada para o processo de instalação no lote, precisam de meninas para o trabalho doméstico. Isto explicaria o resultado da variável *Mesmo sexo* na RPP. Ou seja, na terceira parturição, quando elas contam com uma prole maior, são mais indiferentes em relação ao sexo do próximo filho, o que implicaria em preferência por uma composição mista.

Estas interpretações, no entanto, devem ser analisadas com cautela. O primeiro motivo de deve a que tratamos com uma amostra muito pequena, com a qual são inferidas associações que podem ser devidas ao acaso, como podem ser as situações de combinações de filhos do mesmo sexo. O segundo motivo, como visto quando descrevemos os dados, é que Santarém é uma região que apresenta uma baixa incidência do uso de métodos contraceptivos, sobre tudo em coortes mais envelhecidas, como é o caso das aqui analisadas. Isso significa que uma boa parte da amostra de mulheres consideradas teve pouco controle sobre a sua fecundidade, o que contradiz a lógica dos modelos de preferência por sexo.

No entanto, constatamos a presença de uma alta parturição, tanto para as mulheres que usaram métodos contraceptivos como para as que não usaram, ressaltando a importância de um tamanho de família numeroso nesse contexto. Mas esse tamanho de família, como corroboram nossos achados nas parturições 2 e 3, podem ser explicado a través da preferências por sexo.

Nesta dissertação, não se encontrou nenhuma relação entre a parturição e os sistemas de uso do solo. É provável que a relação direta entre fecundidade e uso do solo ocorre concomitantemente ou quase concomitantemente às decisões reprodutivas, como indicam os achados de Pan e Carr (2016). Nesse sentido, será dada continuidade a este trabalho seguindo a metodologia proposta por estes autores, verificando se a associação encontrada para a Amazônia Equatoriana também se reflete no Brasil. Para tanto, em posteriores pesquisas será utilizada a história de uso do solo em conjunto com a história reprodutiva, com o objetivo de reconstruir a trajetória desses dois indicadores ao longo do tempo (dados longitudinais).

Tabela 9. Coeficientes Estimados de Preferência por Sexo sobre o Intervalo Intergenésico para Diferentes Razões de Progressão da Parturição - Mulheres com mais de 45 anos e com pelo menos 1 filho tido - Santarém, PA, 2003

Variáveis	Progressão 1 para 2	Progressão 2 para 3		Progressão 3 para 4	
		A	B	A	B
Preferência por Sexo					
Homem (base = 0)					
Mulher	0.187 [0.324]	0.156 [0.306]		-0.245 [0.331]	
Misto (base = 0)					
Somente mulheres			0.012 [0.424]		-0.389 [0.448]
Somente homens			-0.783** [0.298]		-0.143 [0.354]
Idade ao primeiro filho (anos)	-0.077** [0.022]	-0.092** [0.030]		-0.106** [0.029]	-0.106** [0.029]
Algum filho morreu antes de completar 5 anos?	-1.353** [0.256]	-1.000** [0.266]		-0.058 [0.472]	-0.067 [0.472]
Constante	4.182** [0.595]	4.388** [0.751]	4.640** [0.723]	4.506** [0.707]	4.508** [0.710]
Sigma	2.492** [0.308]	2.248** [0.200]	2.220** [0.195]	2.266** [0.441]	2.265** [0.441]
Observações	252	228	228	193	193

Erros-padrão robustos entre colchetes

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Fonte: Dados Primários - Santarém, PA, 2003

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta dissertação, a relação entre fecundidade e uso do solo foi mensurada através de modelos estatísticos e incorporando interpretações de análises descritivas, a partir dos dados de pesquisa disponíveis em 2003 para a região amazônica de Santarém, Pará.

Contrário à nossa hipótese de pesquisa, os resultados estatísticos não constataram uma relação entre uso do solo e a dinâmica de fecundidade entre as famílias de agricultores da região de Santarém. No entanto, os resultados descritivos exprimiram diferenças na parturição por uso do solo. Esse resultado pode sinalizar uma série de possibilidades: 1) o tamanho amostral limitado não gerou uma variabilidade suficientemente grande para captar a diferença descritiva em termos probabilísticos; 2) os dados de período carregam a endogeneidade reconhecida entre fecundidade e sistema de uso do solo, produzindo o efeito de viés de atenuação descrito na literatura econométrica; 3) essa associação é provavelmente mais forte em estágios de desenvolvimento da fronteira em que a mão-de-obra familiar representa uma porção mais importante da oferta de trabalho agrícola; 4) por fim, a existência de diferentes tipos de sistemas de posse (formal, informal ou arrendamento) podem ser um fator que contrabalanceie as direções opostas do efeito do uso do solo na fecundidade, anulando seu efeito final.

Uma forma mais definitiva de analisar essa relação é reconstruir as decisões reprodutivas (fecundidade) e produtivas (sistemas de uso do solo), longitudinalmente. Essa é uma agenda de pesquisa futura para elucidar essa relação temporalmente sensível.

Mesmo com evidências baseadas em dados de período (no caso dos sistemas de uso do solo), nossa revisão bibliográfica revelou que as pesquisas sobre a relação entre fecundidade e uso do solo apresentam resultados que podem variar de um contexto a outro devido à incidência de fatores que não podem ser explicados apenas com procedimentos demográficos. Isto dificulta

as possibilidades de estender essas interpretações a estudos com características similares.

Outro desafio revelado nesta dissertação diz respeito ao amplo tratamento dos dados que requerem as pesquisas com dados primários. Para este trabalho, foi necessário fazer o trabalho de conversão de unidades de medida dos produtos agrícolas, assim como determinar as idades das mulheres ao primeiro filho e os intervalos na fecundidade.

Como resultado destacado da pesquisa, foram determinados quatro sistemas de uso do solo em Santarém, o que nos permitiu aprofundar nas tipologias de produção que caracteriza cada lote. No olhar descritivo das variáveis, detectamos que, dependendo do sistema de uso de solo, observam-se padrões diferentes de fecundidade para os domicílios localizados em cada sistema, o que vai ao encontro do sugerido pela literatura. Sistemas de uso do solo com perfil agrícola demandam uma maior força de trabalho, o que incentiva uma maior fecundidade em relação a sistemas baseados na criação de gado. A pequena intensidade dessa relação pode ser resultado, provavelmente, do efeito substituição gerado pela participação da mão-de-obra paga utilizada na produção agropecuária entre os agricultores da região.

As relações entre fecundidade e uso do solo podem ser explicadas também a partir das perspectivas teóricas que destacam o valor econômico dos filhos, o que se relaciona diretamente com a demanda de trabalho e o tamanho das famílias neste entorno rural de subsistência. Essas condições econômicas servem de estímulo à fecundidade. Para esta pesquisa, consideramos que nesse contexto os domicílios funcionam como unidades produtivas e as diferentes tarefas são distribuídas segundo as características dos membros familiares, levando em consideração fatores como idade, sexo e habilidades específicas. Sendo assim, o papel que desempenham os filhos pode variar em dependência do sexo, já que homens e mulheres realizam atividades econômicas diferentes no ambiente rural.

Essas considerações marcaram nossa aproximação do estudo de preferência por sexo como parte da análise das relações entre uso do solo e

fecundidade. Observamos que a preferência pelo sexo das crianças, mensurada através dos modelos probabilísticos, tem um efeito no tamanho da família. Assim, a análise geral mostrou a correlação entre as diferentes demandas de trabalho que apresenta cada sistema produtivo, a composição por sexo das crianças e o tamanho das famílias.

A mensuração da preferência por sexo revelou resultados complexos, segundo os achados em cada um dos métodos utilizados. Os modelos binários usados por meio da RPP mostraram que existe uma preferência por uma composição mista no sexo das crianças para uma parturição alta (de 3 a 4). Esse resultado poderia estar relacionado com a prevalência de famílias numerosas na região, a necessidade de realizar diferentes trabalhos no lote ou a evolução das demandas de trabalho segundo os períodos (fases) no assentamento.

Diferentemente, na análise dos intervalos intergenésicos encontramos uma preferência por meninas, ainda que em uma progressão da ordem 2 para 3. Para chegar nesse resultado seguimos o apontado pela literatura, que estabelece como indicativo de preferência por sexo a existência de um intervalo mais curto diante uma composição anterior não desejada. Neste caso, devemos assumir a preferência pelo sexo feminino das crianças quando o intervalo curto corresponde a mulheres que tinham filhos homens.

No entanto, consideramos que o descrito na bibliografia não deve sentenciar esse resultado como concludente do estudo, devido à incidência das características do contexto no comportamento da fecundidade nessa região. Por exemplo, dependendo do estágio de desenvolvimento da comunidade de assentamento, as mulheres teriam maior ou menor disposição para assumir o risco que representa continuar tendo filhos; o que poderia influenciar o intervalo com que elas vão ter esse próximo filho.

Por esse motivo, sugerimos um aprofundamento futuro nos fatores que poderiam levar a explicar resultados complexos como este último. Essa dissertação apresenta limitações para a abordagem completa desse resultado, devido a que não está sustentada em dados longitudinais e não incorpora

estudos que se refiram aos diferentes estágios de desenvolvimento nas áreas de fronteira.

Esse resultado complexo responde igualmente à dificuldade que enfrentamos nesta pesquisa, ao propor uma análise de preferência por sexo a partir somente da interpretação dos dados de parturição, sem estarem disponíveis as informações sobre intenção reprodutiva. Soma-se a isso a limitação da escassa literatura existente sobre preferência por sexo no Brasil, sendo esta nula¹² no que se refere a áreas de fronteira. Contudo, esperamos que esta dissertação possa contribuir a futuros estudos que contemplem elementos como a análise entre variáveis econômicas e dinâmicas demográficas, as características do contexto rural e o comportamento da preferência por sexo na fecundidade.

12

6. REFERÊNCIAS

AGHAJANIAN, A. Fertility and Family Economy in the Iranian Rural Communities. **Journal of Comparative Family Studies**, v. 9, n. 1. p. 119-127, 1978.

ARNOLD, F. **Gender preferences for children DHS Comparative Studies No. 23** , 1997. Disponível em: <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/CS23/CS23.pdf>

AROKIASAMY, P. Regional Patterns of Sex Bias and Excess Female Child Mortality in India. **Population (English Edition, 2002-)**, v. 59, n. 6, p. 833, 2004.

BAIRAGI, R. *et.al* Sex Preference for Children and Its Implications for Fertility in Rural Bangladesh. v. 17, n. 6, p. 302–307, 2017.

BARBIERI, A. F.; BILSBORROW, R. E.; PAN, W. K. Farm household lifecycles and land use in the Ecuadorian Amazon. **Population and Environment**, v. 27, n. 1, p. 1–27, 2005.

BEN-PORATH, Y.; WELCH, F.. Do sex preferences really matter?. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 90, n. 2, p. 285-307, 1976.

BIDDLECOM, A. E.; AXINN, W. G.; BARBER, J. S. Environmental effects on family size preferences and subsequent reproductive behavior in Nepal. **Population and Environment**, v. 26, n. 3, p. 183–206, 2005.

BONNAL, P. *et.al* **Os pequenos e médios produtores do município de Silvânia-Estado de Goiás: características gerais e tipologia das explorações**. Planaltina, EMBRAPA/CPAC, 1993.

BROWDER, J. O.; PEDLOWSKI, M. A.; SUMMERS, P. M. Land use patterns in the Brazilian Amazon: Comparative farm-level evidence from Rondônia. **Human Ecology**, v. 32, n. 2, p. 197-224, 2004.

CAIN, M. On the Relationship between Landholding and Fertility. **Population Studies**, v.39, n. 1, p. 5-15, Mar. 1985

CALDAS, M. *et.al*/ Land Cover The and Land Use Change : Theorizing Peasant of Amazonian deforestation Economy. **Annals of the American Geographers**, v. 97, n. 1, p. 86–110, 2007.

CAMERON, Adrian Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics using stata**. College Station, TX: Stata press, 2009.

CARMICHAEL, G. A. **Fundamentals of demographic analysis: Concepts, measures and methods**. [s.l: s.n.].

CARR, D. L., PAN, W. K. Land use as a mediating factor of fertility in the Amazon. **Population Environment**, v.38, n. 1, p 21–46, Sep. 2016.

CARR, D. L., PAN, W. K., ; BILSBORROW, R. E. Declining fertility on the frontier: the Ecuadorian Amazon. **Population Environment**, v.39, n. 1, p 17–39, Sep. 2006.

CHAPLIN, D. Some Institutional Determinants of Fertility in Peru. In D. Chaplin (ed.), **Population Policies and Growth in Latin America**. Lexington, Mass.: D. C. Heath and Co, 1971.

COLLVER, A. ; SPEARE. JR, A.; Liu, P.C. Local Variations of Fertility in Taiwan. **Population Studies**. v. 20, 1967.

CÔRTEZ, J. C.; D'ANTONA, Á. O. Urbanização do rural: mobilidade populacional e dinâmica do uso da terra em Santarem, Brasil. **V Congresso ALAP**, n. V, 2011.

CÔRTEZ, J. C.; D'ANTONA, Á. O. Urbanização do rural: mobilidade populacional e dinâmica do uso da terra em Santarem, Brasil. **V Congresso ALAP**, n. V, 2011.

D'ANTONA, Á. D. O.; VANWEY, L. K. Estratégia para amostragem da população e da paisagem em pesquisas sobre uso e cobertura da terra. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 24, p. 263–275, 2007.

D'ANTONA, Á. O.; VANWEY, L. K. Rural urbanization in Santarém, Brazil: factores endogenous to the region and rural households. In: **7th International Science Conference on the Human Dimensions of Global Environmental Change. Anais... Bonn**. 2009.

DAVANZO, J. Gender Preference and Birth Spacing in Matlab , Bangladesh Author (s): Mizanur Rahman and Julie DaVanzo Published by: Springer on behalf of the Population Association of America Stable URL : <http://www.jstor.org/stable/2061643> JSTOR is a not-for-profit. v. 30, n. 3, p. 315–332, 2017.

DE SHERBININ, A. *et.al* Rural household demographics, livelihoods and the environment. **Global environmental change**, v. 18, n. 1, p. 38-53, 2008.

GAYOSO, S.M. Sojicultura e mercado de terras na amazônia. **Revista Políticas Públicas**, v. 19, n. 1, p. 173-185, 2016.

GOODMAN, L. A. **Exploratory latent structure analysis using both identifiable and unidentifiable models** *Biometrika*, 1974.

GUEDES, G. R. ; BARBIERI, A. F. ; SANTOS, R. O. ; ANTIGO, M. Estratégias de subsistência e do ciclo de vida na Amazônia Brasileira: o caso de Machadinho d'Oeste, Rondônia. **Territórios e Fronteiras (Online)** , v. 8, p. 196, 2015.

GUEDES, G. **Ciclo de vida domiciliar, ciclo do lote e mudança no uso da terra na Amazônia Rural Brasileira – um estudo de caso para Altamira, Pará.** Ph.D, Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil, 2010.

GUEDES, G. R. *et.al* Ciclo de vida domiciliar, ciclo do lote e mudança no uso da terra na Amazônia brasileira: revisão crítica da literatura. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 28, n. 1, p. 231–240, 2011.

HANK, K; KOHLER, H. P. Gender preferences for children in Europe: Empirical results from 17 FFS countries. **Demographic research**, v. 2, 2000 IRFAN, M.; G. FAROOQ. An Investigation of Household Reproductive Behaviour in Pakistan. Islamabad: Pakistan Institute of Development Economics. **Population, Labour Force and Migration Project**, n. 4, 1983.

JOHNSON, N. E. ; CLAY, D. C. Size of Farm or Size of Family: Which Comes First? **Population Studies**, v.46, n.3 p. 491-505. Nov. 1992.

KLEINMAN, D. S. Fertility Variation and Resources in Rural India. **Economic Development and Cultural Change**, v. 21, 1973.

HANK, K; KOHLER, H. P. Sex preferences for children revisited: New evidence from Germany. **Population**, v. 58, n. 1, p. 139-150, 2003.

LEE, S. Y.; MARWELL, G. A General Theory of Gender Preferences For Children. **Busan:[Sn]**, p. 1–40, 2003.

MARQUETTE, C. M. Land use patterns among small farmer settlers in the Northeastern Ecuadorian Amazon. **Human Ecology**, v. 26, n. 4, p. 573–598, 1998.

MCCLELLAND, G. H. Determining the impact of sex preferences on fertility: a consideration of parity progression ratio, dominance, and stopping rule measures. **Demography**, v. 16, n. 3, p. 377-388, 1979.

MCCRACKEN, S. D. *et.al* Remote sensing and GIS at farm property level: demography and deforestation in the Brazilian Amazon. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, Falls Church, v. 65, n. 11, p. 1311-1320, Nov. 1999.

MCCRACKEN, STEPHEN D. *et.al* Land use patterns on an agricultural frontier in Brazil. **Deforestation and land use in the Amazon. Gainesville: University Press of Florida**, p. 162-92, 2002.

MERRICK, T. W. Fertility and Land Availability in Rural Brazil. **Demography**, v. 15, n. 3. Aug. 1978.

MILLS, M.; BEGALL, K. Preferences for the sex-composition of children in Europe: a multilevel examination of its effect on progression to a third child. **Population studies**, v. 64, n. 1, p. 77–95, 2010.

MILLS, M.; BEGALL, K. Preferences for the sex-composition of children in Europe: a multilevel examination of its effect on progression to a third child. **Population studies**, v. 64, n. 1, p. 77–95, 2010.

NAUCK, B. Value of Children and the social production of welfare. **Demographic Research**, v. 30, n. 1, p. 1793–1824, 2014.

PERZ, S. G. Household demographic factors as life cycle determinants of land use in the Amazon. **Population Research and Policy Review**, v. 20, n. 3, p. 159-186, Jun. 2001.

PERZ, S. G.; WALKER, R. T. Household life cycles and secondary forest cover among smallholders in the Amazon. **World Development**, Oxford, v. 30, n. 6, p. 1009–1027, June. 2002.

PICHÓN, F. J. Settler households and land-use patterns in the Amazon Frontier: farm-level evidence from Ecuador. **World Development**, Oxford, v. 25, n. 1, p. 67-91, Jan. 1997a.

PRODUCTION, S.; OF, M.; IN, L. Sojicultura e mercado de terras na amazônia 1. p. 173–185, 2009.

RAJARETNAM, T.; DESHPANDE, R. V. The Effect of Sex Preference on Contraceptive Use and fertility in Rural South India. **International Family Planning Perspectives**, v. 20, n. 3, p. 88–95, 1994.

ROSENZWEIG, M.; EVENSON, R. Fertility, Schooling and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis. **Econometrica**, v. 45, n. 5, p. 1065-1079, Jul. 1977.

SANTOS, M. A. ;GUEDES, G. R. ; BARBIERI, A. F. ; Machado, C.J. . Os efeitos do ciclo de vidadomiciliar e as mudanças na sexpectativas de retorno aos capitais entre a primeira e a segunda geração de agricultores do Cerrado Brasileiro: o caso do PADAP. **Caderno de Ciências Sociais (CADECS)**, v. 2, p. 62-87, 2014.

SUTHERLAND, E. G., CARR, D. L. ; CURTIS, S. L. Fertility and the environment in a natural resource. **Población y Salud en Mesoamérica**, v.2, n.1,Jul. 2004.

TEACHMAN, J. D. Gender of Children and Birth Timing Author (s): Jay D . Teachman and Paul T Schollaert Published by: Population Association of America Stable URL : <http://www.jstor.org/stable/2061601>. **Population (English Edition)**, v. 26, n. 3, p. 411–423, 2009.

The 1979 Meeting of the Population Association of America. **Population Index**, v. 45, n. 3, p. 365–423, 1979.

THORNER, D.; KERBLAY, B.; SMITH, R. E. F. (Eds.). **Chayanov on the theory of the peasant economy**. Homewood, IL: Richard D. Irwin, 1986.

VANWEY, L. K. ; GUEDES, G. R. ; D'ANTONA, A. O. Out-migration and land-use change in agricultural frontiers: insights from Altamira settlement project. **Population and Environment**, v. 34, p. 44-68, 2012.

VANWEY, L. K.; CEBULKO, K. B. Intergenerational coresidence among small farmers in Brazilian Amazonia. **Journal of Marriage and Family**, v. 69, n. 5, p. 1257–1270, 2007.

VANWEY, L. K.; D'ANTONA, A. O.; BRONDÍZIO, E. S. Household demographic change and land use/land cover change in the brazilian Amazon. **Population and Environment**, v. 28, n. 3, p. 163-185, Jan. 2007.

VANWEY, L.; VITHAYATHIL, T. Off-farm Work among Rural Households: A Case Study in the Brazilian Amazon. **Rural Sociology**, v. 78, n. 1, p. 29–50, 2013.

VERMUNT, J. K.; MAGIDSON, J. Technical Guide for Latent GOLD 5 . 1: **Basic , Advanced , and Syntax** 1. n. 617, 2016.

WALKER, R. T. Mapping process to pattern in the landscape change of the amazonian frontier. **Annals of the Association of American Geographers**, v. 93, n. 2, p. 376-398, Abr./Jun. 2003.

WALKER, R. T.; MORAN, E. F.; ANSELIN, L. Deforestation and cattle ranching in the brazilian Amazon: external capital and household processes. **World Development**, v. 28, n. 4, p. 683-699, Apr. 2000.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introducción a la econometría: un enfoque moderno**. Editorial Paraninfo, 2006.

ZANATTA, R. C SEX PREFERENCES IN BRAZIL apresentado na ABEP 2016 **VII Congresso ALAP**, 2016.