

***Childlessness* no Brasil: A Contribuição das Mudanças Sociodemográficas para a Tendência de Zero Filho**

Victor Antunes Leocádio
Ana Paula de Andrade Verona
Adriana de Miranda-Ribeiro

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) - UFMG

RESUMO:

Entre as coortes de nascimento de 1942-1946 a 1966-1970, houve um aumento de quase 50% na proporção de mulheres sem filho (*childlessness*). Tendo isso em vista, este trabalho possui como objetivo analisar a contribuição das mudanças nos componentes de composição e taxa na explicação do aumento proporcional da ausência permanente de filhos no Brasil. Utilizando-se de dados dos censos de 1991, 2000 e 2010, e decomposição baseada em regressão logística, encontrou-se um aumento da proporção de mulheres sem filho atribuível principalmente a mudanças na composição das mulheres com ensino fundamental incompleto e comportamento reprodutivo daquelas que já viveram com cônjuge.

Palavras-chave: Childlessness; Mudanças Sociodemográficas; Decomposição.

Área temática: DEMOGRAFIA (comportamento reprodutivo).

Informações sobre financiamento ou apoio recebido: Nenhum financiamento ou apoio recebido.

1. Introdução

Nas últimas décadas, os países desenvolvidos têm assistido aumentos consideráveis na proporção de mulheres sem filhos. Tanturri *et al.* (2015), ao analisarem um conjunto de estimativas, encontram que a ausência de filhos entre as coortes de mulheres nascidas por volta dos anos 1965 chega a ser observada, por exemplo, em um quarto das italianas que já terminaram o período reprodutivo, e 20% das alemãs e finlandesas que se encontram na mesma situação. Dada a maior prevalência do evento, é também nestes contextos onde se encontra a maior parte da produção teórica e empírica sobre o fenômeno.

Cada uma dessas sociedades desenvolvidas possui características culturais e socioeconômicas próprias, porém, há um conjunto de questões e relações comuns entre elas, as quais auxiliam a introduzir as explicações acerca do fenômeno *childlessness*. Uma delas é o dilema entre mercado de trabalho/escolaridade e fecundidade. Muitas mulheres, por exemplo, optam pela não maternidade como uma estratégia para atingir níveis mais elevados de educação e fixar-se em determinado emprego. Essa escolha pode ser apenas temporária em alguns casos, porém, tendo em vista alguns outros fatores, é possível que ela se torne permanente, como será discutido no próximo capítulo deste trabalho. Outra questão importante é a desigualdade de gênero. Em diversas sociedades, a participação e o apoio dos homens em atividades domésticas são muito reduzidos, ou quase nulos em casos mais extremos. Diante desse cenário, torna-se extremamente dispendioso às mulheres combinar vidas profissional e doméstica, o que reduz a fecundidade, e aumenta a proporção daquelas sem filho. Um terceiro ponto importante na contextualização de *childlessness* é o que discute a premissa da Segunda Transição Demográfica (STD). Isto é, o desenvolvimento econômico produz uma mudança nas preocupações dos indivíduos, as quais deixam de ser majoritariamente materiais, e passam a se configurar em necessidades não materiais, estando as primeiras superadas. As pessoas se encontram, portanto, em condições de almejar questões de ordens superiores como a autorrealização, a qual, em última instância pode ser traduzida, para algumas mulheres, como ausência de filhos (LESTHAEGHE, 2010).

Diante dessa contextualização, em um cenário de fecundidade abaixo do nível de reposição que se acentua no Brasil desde a década passada, torna-se importante, e, cada vez mais atual, estudar um dos principais determinantes para essa queda massiva da fecundidade: as mulheres que terminam a vida reprodutiva sem filho. Vale dizer, por exemplo, que o aumento percentual desse grupo terá, muito provavelmente, um efeito no aprofundamento desses baixos níveis, uma vez que a fecundidade das demais mulheres não irá compensar esse fenômeno. Portanto, a tendência crescente da proporção de mulheres permanentemente sem filho indica a recorrência de um evento que até pouco tempo era considerado raro, e, enfrentava uma série de adversidades morais e preconceitos.

Segundo o IBGE (2016), a Taxa de Fecundidade Total (TFT)¹ mais baixa experimentada pelo país ocorreu em 2015 com um nível de 1,7 filho² por mulher. Já Rosero-Bixby *et al.* (2008), ainda no ano de 2005, apontavam que a maior parte dos países da América Latina apresentava uma TFT próxima ou abaixo do nível de reposição, estando o Brasil nesse grupo.

¹ Número médio de filhos nascidos vivos que uma mulher teria tido ao final do seu período reprodutivo em determinado período e espaço geográfico se estivesse exposta às taxas específicas de fecundidade daquela região naquele ano (CARVALHO *et al.*, 1998).

² Considera-se como nível de reposição uma TFT equivalente a 2,1 filhos por mulher.

Da mesma forma que ocorre com a fecundidade abaixo do nível de reposição, o grande volume de estudos acerca das mulheres sem filho é voltado para a realidade dos países desenvolvidos. Todavia, tem crescido o interesse pelo tema na América Latina, e mais especificamente, no Brasil. Alves e Cavenaghi (2013), por exemplo, analisam tendências em *childlessness* ao explorarem especialmente as diferenças socioeconômicas e regionais. Já Meneghim e Oliveira (2016) buscam analisar a relação entre ausência de filhos e características socioeconômicas e demográficas para mulheres de 50 a 59 anos no período de 1980 a 2010 no Brasil. Apesar destes trabalhos discutirem importantes questões que circundam a ausência de filhos, pouco é debatido acerca dos impactos de mudanças sociodemográficas neste fenômeno.

Tendo isso em vista, percebeu-se entre as coortes de nascimento de 1942-1946 a 1966-1970 um aumento de quase 50% na proporção de mulheres que terminam o período reprodutivo sem filho – o que era 9,03% na coorte mais antiga passou a ser 13,53% na mais recente. Além disso, outras transformações sociodemográficas modificaram a dinâmica populacional brasileira, como, por exemplo, mudanças na estrutura da educação. Observou-se aumento da cobertura escolar, o que elevou o nível de escolaridade das mulheres brasileiras. A proporção de mulheres que nunca viveram com o cônjuge também aumentou. Ademais, ocorreram alterações na composição da população por raça/cor, religião, dentre outras variáveis.

Portanto, o aumento da proporção de mulheres que chegam ao final do período reprodutivo sem filhos no Brasil tem sido acompanhado por mudanças de ordens composicional e comportamental, em variáveis, como escolaridade e situação conjugal, as quais afetam as decisões sobre demanda por filhos.

Diante disso, o objetivo deste trabalho é analisar quais são as mudanças que mais contribuem para a tendência crescente de *childlessness*. Isto é, considerando tanto a associação de variáveis de controle com a chance de não ter filhos, como as mudanças de composição destas variáveis ao longo das últimas três décadas, propõe-se decompor o efeito destes dois componentes (composição e taxa) na explicação do aumento da ausência de filhos no Brasil, a partir de uma investigação multivariada. A análise é feita utilizando dados de mulheres com idades entre 40 e 49 anos dos censos de 1991, 2000 e 2010, através de 6 coortes de nascimento, entre 1942 e 1970.

Para alcançar o objetivo proposto, o trabalho utiliza de técnica de decomposição baseada em regressão logística para quantificar a contribuição relativa a cada um dos componentes (composição e taxa) entre as coortes em análise (FAIRLIE, 1999; POWERS, YOSHIOKA & YUN, 2011)³. Ademais, ainda é possível avaliar qual das mudanças mais explica a crescente proporção de mulheres sem filho, isto é, em qual variável está presente o maior impacto.

As mudanças no primeiro destes componentes, isto é, na composição, são aquelas decorrentes das alterações na estrutura populacional. Ao longo dos últimos anos, o Brasil passou por diferentes transformações sociais, econômicas, demográficas, dentre outras. Em decorrência desse processo, a forma com que a população se estrutura em termos das mais diversas variáveis também mudou. São, portanto, estas transformações na composição a que se refere um dos componentes decompostos. As alterações na taxa, por outro lado, tratam das variações no comportamento reprodutivo das mulheres ao longo das décadas analisadas. Por fim, vale ressaltar que ambos os componentes são decompostos nas diferentes variáveis analisadas, e, portanto, em cada uma das categorias de mulheres controladas.

³ O método proposto se baseia na decomposição de Oaxaca-Blinder (1973).

Diante do exposto, vale ressaltar que este estudo possui como principais referências o trabalho publicado por Sarah Hayford em 2013, intitulado por: *Marriage (Still) Matters: The Contribution of Demographic Change to Trends in Childlessness in the United States*⁴, e o trabalho de David Reher e Miguel Requena publicado em 2018: *Childlessness in Twentieth-Century Spain: A Cohort Analysis for Women Born 1920–1969*⁵. No primeiro, a autora (2013) demonstra para os Estados Unidos (EUA) que mudanças relativas ao casamento ainda se concretizam no fator que mais importa para o aumento das mulheres sem filho. A proporção crescente de mulheres com ensino superior completo explicou uma quantidade substancial do aumento em *childlessness*, porém, a elevação na proporção de mulheres solteiras contribuiu mais para a tendência crescente de *childlessness*, ainda que tivesse havido certa compensação devido ao aumento do número de filhos entre as não casadas. Já Reher e Requena (2018) mostram que mudanças entre coortes revelam padrões de comportamento diferentes caracterizados por uma reversão da associação tradicional de *childlessness* com situação conjugal e educação.

De forma semelhante à Hayford (2013) e Reher e Requena (2018), este trabalho objetiva explorar a contribuição de mudanças sociodemográficas na tendência crescente da proporção de mulheres que terminam o período reprodutivo sem filhos no Brasil, inserindo e modificando variáveis, isto é, direcionando a discussão para o contexto brasileiro. Os resultados deste estudo permitem ainda uma comparação que envolve as conjunturas norte-americana e espanhola.

2. Metodologia

Este estudo utiliza as bases de dados dos censos demográficos do Brasil dos anos de 1991, 2000 e 2010, os quais foram realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As bases de dados dos censos utilizados neste trabalho foram disponibilizadas e obtidas pelo Projeto *IPUMS – Internacional*, o qual coleta as informações dos censos de vários países, e realiza uma harmonização das mesmas, de forma que todas as variáveis sejam compatíveis ao longo do tempo (e entre os países). Esses dados são da amostra, isto é, do questionário ampliado que é aplicado apenas a uma parte da população.

A investigação se limita às mulheres com idades entre 40 e 44 e 45 a 49 anos, as denominadas *permanent childless*. É inviável incluir as mais jovens nessa análise, uma vez que elas podem estar adiando a maternidade, e, portanto, há a possibilidade de não chegarem ao final do período reprodutivo sem filho. Assim, é bastante razoável considerar que a grande maioria das mulheres que já tenha completado 40 anos não mais terá filhos, e, dessa forma, o zero filho pode ser analisado como ausência permanente. Billari *et al.* (2007), por exemplo, expõe que as mulheres que se tornam mães após os 40 anos são grande minoria, e, considerando estudos que utilizam de elevados contingentes populacionais, essa quantidade se torna residual.

Nos modelos implementados neste trabalho, utilizou-se 6 diferentes coortes que vão de 1942-1946 a 1966-1970. E, assim como realizado para os Estados Unidos em Hayford (2013) e para a Espanha em Reher e Requena (2018), as variáveis utilizadas como controle são: *Raça/Cor* (branca, preta, parda, outras raças); *Situação Conjugal* (nunca viveu com cônjuge ou alguma vez viveu com cônjuge); e *Educação* (fundamental incompleto, fundamental completo, médio completo e superior completo)⁶. Observando ainda a tendência da *Religião* no Brasil, de forma

⁴ Publicação realizada na revista *Demography*.

⁵ Publicação realizada na revista *European Journal of Population*.

⁶ Tendo em vista que educação é *proxy* para renda, esta última não foi incluída.

com que se possa também ampliar a análise feita anteriormente pelos autores (HAYFORD, 2013; REHER e REQUENA, 2018), inseriu-se esta variável como preditora. Foram adicionadas também como controle as variáveis de *Região Brasileira* (Norte, Centro-Oeste, Sul, Nordeste e Sudeste) e *Localização Geográfica* (Urbano e Rural).

Este trabalho divide sua investigação em três partes. Na primeira delas, é feita uma análise descritiva, a qual apresenta mudanças ocorridas na composição das mulheres em estudo, assim como dá início à discussão acerca da associação entre as variáveis e a ausência de filhos. Utiliza-se, posteriormente, regressão logística binária, com os propósitos de fornecer subsídios mais robustos para o entendimento da relação entre ausência de filhos e determinadas características⁷ e, principalmente, viabilizar os coeficientes empregados na decomposição baseada em regressão logística. Por meio desta técnica é possível quantificar as mudanças em *childlessness* entre coortes associadas às mudanças na composição (diferenças de estrutura) e nos efeitos das variáveis explicativas (diferenças de comportamento reprodutivo). A terceira parte da investigação utiliza de decomposição baseada em regressão, método que utiliza a saída de modelos de regressão para particionar as diferenças (entre proporções) em um componente atribuível a diferenças composicionais entre grupos (características) e um componente atribuível a diferenças nos efeitos dessas características tomadas como variáveis de controle (respostas comportamentais) (POWERS e YUN, 2009; POWERS, YOSHIOKA e YUN, 2011).

Os métodos de decomposição para modelos de regressão linear são conhecidos como padronização de regressão⁸ (*regression standardization*), e foram introduzidos por Oaxaca e Blinder (1973) na literatura econométrica. Apesar de, no que tange à formalização, estas técnicas serem idênticas às desenvolvidas na demografia e sociologia, ficaram comumente conhecidas como *Oaxaca-Blinder*, ou apenas, *Oaxaca* (POWERS e YUN, 2009).

A relação linear entre as variáveis independentes governa a decomposição de Oaxaca-Blinder. Nesse sentido, a média da variável dependente estimada se iguala à equação de regressão formulada com base na média de cada variável independente. Porém, o mesmo não acontece para uma variável binária. A probabilidade média estimada nesse caso não se iguala à equação de regressão logística. Isto é, a proporção de uns da variável dependente Y não é igual a probabilidade estimada de Y ser igual a 1. Por isso, a decomposição de Oaxaca não pode ser diretamente aplicada à modelos *logit* ou *probit*, por exemplo (HAYFORD, 2013; VAN HOOK *et al*, 2004). Utiliza-se, portanto, uma decomposição multivariada para modelos não lineares desenvolvida por Powers, Yoshioka e Yun (2011). Além do resultado da diferença total entre as coortes, esta abordagem se destaca ao prover uma decomposição detalhada que avalia a contribuição relativa de cada variável especificada no modelo para ambos os componentes de composição e de efeito. Conforme ressaltam os autores (2011), este método de propósito generalizado é voltado especialmente a respostas não lineares como os modelos como o *probit*⁹, *logit*¹⁰, e de contagem¹¹, além de incluir também a regressão linear.

⁷ Vale ressaltar que está além do escopo desta análise investigar relações de causa e efeito entre as variáveis do estudo. Há uma identificação das associações entre variáveis sociodemográficas e *childlessness*, sem que ocorra um debate acerca da direção dessa associação.

⁸ A padronização demográfica e as técnicas de decomposição geralmente referidas como análise de componentes possuem uma história ainda mais longa, e foram formalmente desenvolvidas por Kitagawa (1955).

⁹ Ver Gomulka & Stern (1990); Even & Macpherson (1993).

¹⁰ Ver Fairlie (2005) e Nielsen (1998).

¹¹ Ver Bauer, Gohlmann e Sinning (2007).

3. Resultados

Apresenta-se inicialmente os resultados descritivos, seguidos da análise dos modelos de regressão logística, culminando na discussão da decomposição, isto é, do que mais contribuiu para o aumento na proporção de mulheres sem filhos com idades de 40 a 44 e 45 a 49 anos dos censos de 1991, 2000 e 2010 – agrupadas entre as coortes de 1942-1946 e 1966-1970.

3.1 Resultados Descritivos

Antes de realizar o diagnóstico acerca da prevalência da ausência de filhos em cada categoria de cada variável, é interessante apresentar as mudanças ocorridas na composição do total de mulheres brasileiras que já finalizaram o período reprodutivo entre as coortes, segundo as características sociodemográficas, como relatado pela Tabela 1. No que tange à raça/cor, a proporção de pardas possui um leve declínio entre as coortes de 1942-1946 e 1951-1955, e um aumento após esta última coorte até 1966-1970. A proporção de brancas praticamente se mantém constante, e após a coorte de 1956-1960 apresenta uma queda. Já a proporção de pretas apresenta um aumento praticamente constante.

Quanto à situação conjugal, as proporções daquelas mulheres que alguma vez viveram com cônjuge e das que nunca viveram com cônjuge permanecem praticamente constantes entre as coortes, havendo aumento na segunda categoria mencionada.

É possível observar também uma importante mudança estrutural nos níveis de educação. Ao passo em que a proporção de mulheres com fundamental incompleto cai, a proporção daquelas que já finalizaram os ensinos fundamental, médio e superior aumenta.

No que diz respeito à religião, há contínua queda da proporção de mulheres com religião, e um ininterrupto aumento proporcional entre aquelas que não possuem religião.

Concernente à região brasileira, as proporções se mantêm praticamente constantes. E, por fim, relativo à localização geográfica, a proporção de mulheres que residem na zona urbana aumenta entre as coortes.

Feita essa explanação acerca das mudanças na composição de mulheres com período reprodutivo já finalizado, este trabalho avança com a discussão sobre a prevalência da ausência de filhos entre os diferentes subgrupos. Essa análise é importante, pois, como já colocado, fundamenta os resultados encontrados a seguir pela regressão logística.

Nesse sentido, a Tabela 2 mostra primeiro a tendência de aumento contínuo da proporção mulheres sem filho ao longo das coortes. Dentre todas as mulheres pertencentes à coorte de nascimento 1942-1946 que terminam o período reprodutivo, 9,06% não possuem filho. Já em 1966-1970 esse percentual sobe para 13,53, o que significa um aumento de quase 50%. O interessante é que essa mesma tendência se faz presente se a análise ocorrer para o Brasil desagregado em regiões. As cinco extensões de terra apresentam tendência de aumento da proporção de mulheres que terminam o período reprodutivo sem filhos. E, em todas as coortes de nascimento analisadas, a maior prevalência de *childlessness* ocorre no Sudeste. De modo contrário, a região que apresenta menor incidência do fenômeno é o Norte. Chama atenção também o Nordeste ser a segunda região com maior prevalência de ausência de filho, ficando à frente do Sul. Ainda no que tange a uma divisão geográfica, outra comparação realizada foi entre os espaços urbano e rural. Ambas as localidades apresentam tendência crescente de

mulheres sem filho, e a maior prevalência do evento ocorre sempre na zona urbana. Por exemplo, a coorte de nascimento 1966-1970 mostra que dentre todas as mulheres que terminam o período reprodutivo na zona rural, 9,65% delas não possuem filho, ao passo que no espaço urbano a prevalência é de quase 5 pontos percentuais a mais.

Quando a análise é feita através da variável raça/cor, é possível perceber a mesma tendência de aumento da proporção de mulheres sem filho entre as pardas, brancas e pretas. E, a maior prevalência da ausência de filho ocorre entre as pretas, superando as brancas.

No que tange à variável situação conjugal, talvez mais interessante do que analisar a maior prevalência de *childlessness* entre as que nunca viveram com cônjuge seja avaliar o aumento da proporção de mulheres sem filho entre aquelas que alguma vez viveram com o cônjuge. Se na coorte de nascimento de 1942-1946 o percentual era de 3,84, na de 1966-1970 ele passa a ser 7,83, o que significa um aumento de mais de 100%, algo bastante considerável. Este resultado pode estar sugerindo um incipiente afrouxamento da relação entre união e reprodução, isto é, uma maior proporção de mulheres que já se uniram ou estão atualmente unidas está deixando de ter filhos. E, este cenário pode ter estreita relação com o fato de estas mulheres estarem escolhendo não ter filhos, ou seja, um aumento de *childlessness* voluntário.

No que diz respeito à variável educação, observa-se uma tendência de aumento em *childlessness* mais considerável apenas entre as mulheres com fundamental incompleto. Entre os demais níveis, a proporção de mulheres com zero filho permanece praticamente a mesma entre as coortes. A maior prevalência ocorre sempre entre as mulheres com ensino superior completo, seguido daquelas com médio completo, fundamental completo e fundamental incompleto, respectivamente.

Por fim, concernente à variável religião, a tendência crescente da proporção de mulheres sem filho ocorre tanto para aquelas com algum tipo de crença, como para aquelas sem religião. E, em qualquer das coortes de nascimento em análise, ter zero filho parece estar mais associado a não ter uma religião.

3.2 Resultados do Modelo Logístico Binário

A explanação acerca das regressões logísticas tem início com a apresentação de algumas importantes considerações. Vale ressaltar que nenhum dos modelos ajustados apresenta boa qualidade de ajuste¹² ou poder de predição¹³, porém, como o intuito destes não é realizar predições, mas, compreender a associação entre as variáveis, estas limitações se tornam menos preocupantes. Apesar de o ideal ser trabalhar com um modelo que tenha boa capacidade de prever a ausência de filhos, muitos dos fatores que devem estar associados a esta condição podem ser de difícil mensuração e inclusão em um modelo estatístico. Ter filhos ou não perpassa a esfera social, cultural, econômica e biológica, portanto, diversas variáveis podem não se encontrar nas bases disponíveis, ao passo em que outras não são nem passíveis de adequada medição.

¹² Os testes de qualidade de ajuste considerados foram o de Pearson e o de Hosmer e Lemeshow. A hipótese nula de ambos os testes é que o ajuste do modelo é bom. Para todos os modelos, temos o p-valor < 0.0001, o que significa que não há evidências de que o ajuste do modelo seja bom.

¹³ O modelo está correto em cerca de 50 a 60% das vezes para todas as coortes no que tange à predição das *childless women*.

TABELA 1 - Características sociodemográficas de seis coortes (1942-1946 a 1966-1970) – mulheres com idades de 40 a 49 anos

	Ano de Nascimento					
	1942-1946 N = 3175138	1947-1951 N = 3989786	1951-1955 N = 4517329	1956-1960 N = 5427903	1961-1965 N = 6143348	1966-1970 N = 6692409
<i>Porcentagem de mulheres em cada categoria</i>						
Raça/Cor						
Parda	37,33	37,58	33,29	34,26	39,13	41,17
Branca	56,05	56,04	58,62	57,89	51,87	49,71
Preta	5,42	5,28	6,50	6,39	7,59	7,61
Outras raças	0,86	0,79	1,01	0,89	1,39	1,50
Missing	0,35	0,32	0,58	0,57	0,01	0,02
Situação Conjugal						
Alguma vez viveu com cônjuge	91,06	90,17	92,98	91,92	92,11	91,03
Nunca viveu com cônjuge	7,97	8,95	7,02	8,08	7,89	8,97
Missing	0,97	0,89	0,00	0,00	0,00	0,00
Educação						
Fundamental Incompleto	76,91	70,12	59,29	51,62	39,23	34,88
Fundamental Completo	9,25	11,48	16,42	20,58	24,76	26,26
Médio Completo	8,89	11,86	16,16	19,45	22,51	25,30
Superior Completo	4,95	6,53	8,12	8,35	13,51	13,56
Missing	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Religião						
Com Religião	97,20	96,81	96,24	95,63	95,04	94,31
Sem Religião	2,49	2,89	3,42	4,02	4,54	5,25
Missing	0,30	0,30	0,34	0,35	0,42	0,44
Região Brasileira						
Norte	4,97	5,19	5,41	5,77	5,96	6,85
Centro-Oeste	6,03	6,01	6,41	6,69	7,28	7,58
Sul	16,39	16,14	16,36	16,20	16,06	15,20
Nordeste	26,18	25,66	24,07	23,95	24,87	26,11
Sudeste	46,44	47,01	47,75	47,38	45,83	44,26
Missing	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Localização Geográfica						
Rural	21,22	20,02	14,85	14,21	12,52	12,63
Urbano	78,78	79,98	85,15	85,79	87,48	87,37
Missing	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010. Elaboração própria.

TABELA 2 - *Childlessness* e características sociodemográficas de seis coortes (1942-1946 a 1966-1970) – mulheres com idades de 40 a 49 anos

	Ano de Nascimento					
	1942-1946 N = 3175138	1947-1951 N = 3989786	1951-1955 N = 4517329	1956-1960 N = 5427903	1961-1965 N = 6143348	1966-1970 N = 6692409
<i>Porcentagem de mulheres na categoria que são childless</i>						
Todas as mulheres	9,03	9,31	9,90	10,41	12,42	13,53
Raça/Cor						
Parda	7,98	8,05	8,56	8,89	11,24	12,17
Branca	9,43	9,77	10,32	10,97	12,97	14,25
Preta	11,67	12,44	11,95	12,53	14,34	15,63
Outras raças	11,75	15,65	13,60	15,11	13,87	15,43
Situação Conjugal						
Alguma vez viveu com cônjuge	3,84	3,57	4,72	4,69	7,35	7,83
Nunca viveu com cônjuge	69,00	67,73	78,41	75,48	71,52	71,38
Educação						
Fundamental Incompleto	7,20	6,99	7,25	7,27	9,60	10,19
Fundamental Completo	9,88	9,79	8,96	8,47	10,09	10,15
Médio Completo	15,90	15,24	14,83	15,27	14,44	15,86
Superior Completo	23,44	22,65	21,27	23,30	21,50	24,32
Religião						
Com Religião	8,94	9,20	9,76	10,27	12,24	13,37
Sem Religião	11,81	12,51	12,92	13,36	15,47	15,85
Região Brasileira						
Norte	4,80	5,27	6,01	6,40	8,77	10,34
Centro-Oeste	7,44	6,96	8,03	8,44	9,73	11,37
Sul	7,73	7,93	8,92	9,31	10,24	10,88
Nordeste	9,08	9,09	9,65	10,08	12,12	13,25
Sudeste	10,12	10,65	11,05	11,72	14,24	15,47
Localização Geográfica						
Rural	7,05	6,76	7,52	7,67	9,15	9,65
Urbano	9,56	9,95	10,31	10,87	12,89	14,09

Fonte: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010. Elaboração própria.

Dessa forma, ainda que se reconheça a fragilidade dos modelos construídos, os resultados obtidos para as razões de chance são muito importantes para o avanço na discussão do tema. As razões de chance indicam em quanto muda a chance de uma mulher não ter filhos por pertencer a uma categoria diferente da categoria de referência em uma das variáveis, considerando que todas as demais características sociodemográficas incluídas no modelo se mantiveram constantes.

O processo de entrada de cada uma das variáveis foi realizado através do método *stepwise*. Nele, após o ajuste do modelo apenas com o intercepto, as variáveis com maior correlação com a variável resposta são incluídas uma a uma. A ordem de inclusão foi a seguinte: situação conjugal, educação, raça/cor, localização geográfica, região brasileira e religião. A cada nova inclusão, todas as variáveis são reavaliadas e podem ser excluídas se não forem estatisticamente significativas no novo modelo. Constatou-se, portanto, que para as coortes de nascimento de 1951-1955, 1956-1960, e 1966-1970, todas as variáveis se mostraram estatisticamente significativas. Nos modelos das coortes 1942-1946 e 1947-1951 apenas *religião* não se mostrou significativa. E, por fim, para a coorte 1961-1965, apenas a categoria *outras raças* não se comprovou estatisticamente significativa. Diante deste contexto, tendo em vista a importância na literatura da dicotomia entre ter ou não uma religião para explicar o fenômeno da ausência de filhos, e sabendo que em apenas duas das seis coortes não houve significância estatística, optou-se por manter esta variável, com a justificativa de que é interessante interpretar os seus resultados com a série longitudinal completa. Além disso, como o mais importante no que tange à variável *Raça/Cor* é comparar mulheres brancas, pardas e pretas, também foi mantida a categoria “outras raças” na coorte 1961-1965.

Iniciando a discussão dos resultados presentes na Tabela 3, por meio do que ocorre com a variável raça/cor, é possível notar semelhanças com a análise descritiva. Esta mostrou maior prevalência da ausência de filhos entre as pretas se comparadas às brancas e pardas, ao passo que, as regressões logísticas exibem, em qualquer das coortes, chance de uma mulher preta não ter filho sempre superior à de uma branca ou parda, mantidas as demais características sociodemográficas constantes. Ainda especificamente no que tange às pretas, vê-se que entre a primeira e a terceira coorte, a razão de chance (OR) aumenta, para depois decrescer até a última coorte (a mais recente). Já para brancas e outras raças, não se percebe uma tendência muito bem definida. Por fim, reforça-se que a categoria parda é a que exibe menor chance de zero filho em qualquer coorte analisada.

Como já situado pela revisão da literatura e observado pelas análises descritivas, situação conjugal é a variável demográfica que apresenta relação mais forte com ausência de filhos. Nas duas primeiras coortes, a situação permanece praticamente a mesma, isto é, a chance de uma mulher que nunca viveu com cônjuge ter zero filho chega a ser quase 55 vezes a de uma mulher que alguma vez viveu com cônjuge, controladas as demais variáveis. Esse número aumenta para 69 vezes quando analisada a coorte de 1951-1955, mas, a partir daí passa a diminuir. No modelo 4, cai para 58, e para 28 na coorte mais jovem, nascida entre 1966-1970. Este contexto reforça o afrouxamento da relação entre união e reprodução sugerido na análise descritiva. De um lado, as mulheres nunca unidas passam a apresentar uma menor chance de não terem filhos (mas, ainda muito forte), e, de outro, vê-se um aumento percentual de mulheres sem filho entre aquelas unidas ou que já estiveram em união. Isto é, uma situação que anteriormente tendia a ser mais demarcada, com o avançar das coortes, observa-se certa suavização das relações. Reher e Requena (2018) também discutem esta desvinculação entre união e reprodução na Espanha, ao passo em que observam um aumento de *childlessness* entre as mulheres já unidas, e redução entre as nunca unidas.

A variável de situação conjugal possui também uma importante relação com raça/cor, quando se trata de ausência de filhos. Como já descrito pelas regressões, as mulheres pretas possuem maior chance de terminarem o período reprodutivo sem filhos, se comparadas às brancas e pardas. Tendo em vista que situação conjugal se apresenta como a variável de maior associação com *childlessness*, é possível levantar a hipótese de que esta menor chance encontrada para as pretas decorre de questões que envolvem mercado de casamento (LONGO, 2011). A literatura mostra que, de uma maneira geral, as pretas apresentam maiores dificuldades em encontrar um parceiro. Portanto, dada a menor chance das pretas se unirem e a grande associação existente entre não se unir e não ser mãe, pode-se sugerir que o mercado de casamento é um importante fator associado à relação entre ser preta e não ter filho.

A relação entre educação e ausência de filhos é positiva: quanto mais alto o nível de escolaridade, maior a chance de a mulher chegar ao final do período reprodutivo sem filhos. A coorte de 1956-1960 é a que apresenta maior OR para Superior Completo. Quanto à tendência completa entre coortes, alguns certos padrões podem ser discutidos. Por exemplo, a razão de chance da categoria Médio Completo diminui ao longo do tempo, isto é, a chance dessas mulheres não terem filho em relação àquelas com Fundamental Incompleto decresce a cada coorte. Observa-se essa mesma redução entre mulheres com Fundamental Completo.

A partir desses resultados, pode-se discutir que estar em um nível educacional intermediário (Fundamental Completo e Médio Completo) em relação a um mais baixo (Fundamental Incompleto) garante menor chance de terminar o período reprodutivo sem filhos, uma vez que outros fatores comuns a todas elas podem estar exercendo maior efeito do que a própria elevação do grau de escolaridade. Ainda assim, a diferença de OR daquelas com Superior Completo para as demais é consideravelmente grande, o que reflete o fato de níveis mais elevados de escolaridade serem bastante associados à *childlessness*. Ainda, o avanço da escolarização feminina pode ter sido responsável por grande parte do aumento na ausência de filhos observado no período em análise.

Encontrar significância estatística quando se trabalha com bases de dados tão grandes como as utilizadas neste trabalho pode não significar que as categorias tenham diferenças realmente relevantes entre si, uma vez que o poder do teste gerado por amostras grandes reconhece como significativas mesmo diferenças muito pequenas. Embora seja estatisticamente significativa uma diferença de 5 ou 1% na chance de não ter filhos nos modelos ajustados, por exemplo, interpretativamente este resultado não diz muito. Isso posto, avaliar a significância interpretativa além da estatística se faz fundamental. Na variável de religião, a categoria sem religião não apresentou significância estatística no modelo 1 da coorte 1942-1946. Isto quer dizer que não há evidência de que exista diferença nas chances de uma mulher não ter filhos se ela possui religião (referência) ou não. E ainda que haja significância estatística, algumas delas não têm significância interpretativa, uma vez que as chances são no máximo 10% maiores ou menores comparando com e sem religião. Este é o caso do modelo 2 para a coorte de 1947-1951. Ainda que a análise descritiva indicasse que a ausência de filhos parece estar mais associada a ausência de religião, ao se controlar pelas demais variáveis, não se observa diferença importante entre elas. Entre as coortes de nascimento mais recentes, porém, a chance de uma mulher pertencente a categoria sem religião não ter filhos é sempre maior que a de uma mulher com religião, cerca de 30% na coorte de 1951-1955, e 23% na de 1966-1970, a mais jovem. Percebe-se, portanto, a partir de 1951 uma tendência declinante, isto é, a chance de uma mulher sem religião não ter filho diminui com as coortes.

TABELA 3 - Estimativas pontuais das razões de chance dos modelos de regressão logística para as seis coortes selecionadas – mulheres com idades de 40 a 49 anos na data dos Censos de 1991, 2000 e 2010

	Coorte de Nascimento											
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	1942-1946 N = 3175138		1947-1951 N = 3989786		1951-1955 N = 4517329		1956-1960 N = 5427903		1961-1965 N = 6143348		1966-1970 N = 6692409	
	OR	SE										
<i>Intercepto</i>	0,1831	0,0002***	0,0164	0,0002***	0,0285	0,0003***	0,0279	0,0002***	0,0453	0,0003***	0,0473	0,0003***
Raça/Cor												
Parda (<i>omitida</i>)												
Branca	1,0380	0,0063***	1,0978	0,0059***	1,0539	0,0052***	1,0878	0,0048***	1,0546	0,0035***	1,0721	0,0033***
Preta	1,0878	0,1200***	1,1976	0,0118***	1,2511	0,0107***	1,2260	0,0095***	1,1073	0,0062***	1,0984	0,0057***
Outras raças	1,2155	0,0308***	1,4507	0,0318***	1,1610	0,0220***	1,3783	0,0239***	1,1122	0,0135***	1,1617	0,0125***
Situação Conjugal												
Alguma vez viveu com cônjuge (<i>omitida</i>)												
Nunca viveu com cônjuge	53,8881	0,2919***	54,5903	0,2564***	69,3065	0,3445***	58,9806	0,2468***	30,8335	0,1118***	28,6210	0,0943***
Educação												
Fundamental Incompleto (<i>omitida</i>)												
Fundamental Completo	1,2716	0,011***	1,2874	0,0092***	1,1352	0,0069***	1,0910	0,0057***	1,0386	0,0042***	1,0165	0,0039***
Médio Completo	2,0300	0,0158***	1,9587	0,0126***	1,8196	0,0100***	1,8331	0,0088***	1,4391	0,0057***	1,5297	0,0056***
Superior Completo	2,8917	0,0266***	3,0914	0,0232***	2,8084	0,0183***	3,1824	0,0186***	2,3681	0,0102***	2,6343	0,0107***
Religião												
Com Religião (<i>omitida</i>)												
Sem Religião	0,9948	0,0148	1,0851	0,0132***	1,3092	0,0133***	1,2818	0,0109***	1,2623	0,0081***	1,2322	0,0070***
Região Brasileira												
Norte (<i>omitida</i>)												
Centro-Oeste	1,6873	0,0306***	1,3891	0,0220***	1,1208	0,0154***	1,0639	0,0126***	1,0467	0,0093***	1,0814	0,0083***
Sul	1,9108	0,0307***	1,7870	0,0246***	1,4028	0,0167***	1,3566	0,0140***	1,1523	0,0091***	1,0867	0,0075***
Nordeste	2,0928	0,0315***	1,8876	0,0243***	1,4234	0,0160***	1,3778	0,0134***	1,2849	0,0094***	1,2248	0,0077***
Sudeste	2,3176	0,0348***	2,1422	0,0273***	1,6203	0,0178***	1,5474	0,0146***	1,5539	0,0111***	1,4740	0,0089***
Loc. Geográfica												
Rural (<i>omitida</i>)												
Urbano	0,8235	0,0057***	0,8457	0,0054***	0,8432	0,0054***	0,8452	0,0050***	0,9619	0,0048***	0,9860	0,0046***

Fonte: Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010. Elaboração própria. Nota: * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01.

Para as regiões brasileiras, é possível notar que as razões de chance se tornam menores com o passar do tempo. Por exemplo, uma mulher da coorte 1942-1946 que vivia no Sudeste tinha uma chance 1,31 vezes maior ter zero filho do que uma que vivia no Norte, já para a coorte mais jovem de 1966-1970 a chance é 47% maior. Além disso, a diferença entre as regiões também diminui no período. O Centro-Oeste que apresentava uma razão de chance igual à 1,68 na coorte de 1942-1946, passa a exibir um valor equivalente à 1,08 na coorte de 1966-1970, isto é, a chance de uma mulher que reside no Centro-Oeste não ter filho é praticamente a mesma de uma mulher que mora no Norte. Chama ainda atenção o fato de na coorte mais jovem (1966-1970) apresentar, não só na região Centro-Oeste, como na Sul, chance de zero filho equivalente à observada na região Norte. As duas únicas regiões que exibem chance consideravelmente maior quando comparadas à referência são Nordeste e Sudeste, evidenciando um possível processo de convergência entre as regiões, de forma semelhante ao que ocorre para a fecundidade como um todo.

Vale ainda destacar que as chances de uma mulher não ter filhos, em relação a uma que vive no Norte, são sempre maiores na região Sudeste, seguidas pelas regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste. Estes resultados corroboram com o que foi encontrado na análise descritiva, isto é, a maior prevalência em *childlessness* no Sudeste e a menor no Norte.

A variável de localização geográfica destaca-se não pela magnitude de suas razões de chances, mas, pela direção em que elas afetam a ausência de filhos. Os resultados da modelagem são opostos ao que se esperava com a análise descritiva. Nela, mulheres residentes em áreas urbanas apresentavam percentuais mais altos de ausência de filhos do que as mulheres residentes em áreas rurais. Porém, ao se controlar pelas demais variáveis socioeconômicas e demográficas, isto é, avaliar o efeito isolado desta variável sobre a ausência de filhos, a situação se inverte. Em todos os modelos ajustados a chance de uma mulher residente em áreas urbanas não ter filhos é menor do que a de uma mulher residente em área rural. Porém, vale ainda ressaltar que para os modelos 5 e 6, isto é, as coortes 1961-1965 e 1966-1970, as chances de uma mulher na zona urbana não ter filho se aproximam muito das chances de uma mulher residindo em áreas rurais. A investigação das razões relacionadas a esta inversão pode exigir esforços extras de seleção de variáveis e modelagem estatística, além da exploração de conteúdo específico sobre a relação entre urbanização e fecundidade, por exemplo. Tendo em vista o escopo deste estudo, esta investigação fica como sugestão de agenda de pesquisa.

Observa-se, portanto, que de uma maneira geral, os resultados descritivos estiveram em consonância com os achados dos modelos ajustados, a exceção da variável de localização geográfica. De forma específica, chamou atenção o fato de a variável situação conjugal apresentar uma associação com *childlessness* ainda muito forte, apesar de a magnitude aparentar perder força ao longo das coortes.

3.3 Resultados da Decomposição

Os resultados descritivos e de regressão analisados acima mostram que mudanças ocorreram tanto na composição (características), como nos coeficientes ou taxas (comportamento reprodutivo). Com o intuito de quantificar a contribuição relativa de cada uma dessas variações no aumento da proporção de mulheres sem filho, implementou-se decomposição baseada em regressão logística. Foram selecionadas as coortes mais antiga (1942-1946) e mais recente (1966-1970). Dessa forma, é possível visualizar o que ocorre no período como um todo, tendo em vista que a tendência de aumento na proporção de *childlessness* é contínua.

A Tabela 4 apresenta os resultados, especificando as contribuições individuais das mudanças em cada uma das categorias das variáveis, assim como a soma delas em ambos os componentes de composição e taxa. Este trabalho dá maior destaque às variáveis de situação conjugal e educação, tendo em vista a importância destas na explicação da ausência de filhos, conforme discutido na revisão bibliográfica e reforçado pelos resultados das regressões logísticas. Ressalta-se, porém, que também serão discutidos os principais achados acerca das demais variáveis de controle inseridas no modelo.

A análise se inicia com os componentes agregados (Mudança Total), isto é, quanto do total do aumento na proporção de mulheres sem filhos é devido a efeito de composição, e quanto é devido a efeito de taxa. Observa-se que ambos os componentes contribuem positivamente para a tendência crescente de *childlessness*, com vantagem para a contribuição das mudanças no comportamento reprodutivo (56,18% do total). O recorte aqui analisado abarca um período de intensas mudanças na composição da população decorrentes do processo de transição demográfica que ocorreu no Brasil a partir da década de 1960. Vislumbrando uma futura análise que contemple coortes nascidas posteriormente, isto é, inseridas num contexto de transição mais moderada, ou mesmo pós-transicional, é possível hipotetizar que a parcela de contribuição das mudanças no comportamento reprodutivo será ainda maior *vis-à-vis* os efeitos composicionais. Quanto a este cenário, pode-se pensar numa hipótese em que uma futura decomposição que utilize de coortes nascimento mais recentes apresente uma parcela de contribuição de taxas ainda maior. Isto é, quanto mais distante de um período de variadas flutuações composicionais, maior tende a ser o papel do comportamento reprodutivo para moldar o contexto de *childlessness*.

É possível ver também que praticamente 30% da mudança total é atribuível ao intercepto. Assim como Hayford (2013) expõe, este percentual pode ser pensado como uma mudança secular experimentada em toda população. Isto é, quase um terço do aumento da proporção de mulheres sem filho decorre de mudanças gerais, ao invés de um comportamento específico de determinado segmento individual da população. É possível perceber, portanto, uma importante diferença entre o que se encontra para o Brasil e para os EUA. Em ambos os períodos analisados por Hayford (2013), a maior parcela de mudança em *childlessness* é atribuível ao intercepto.

Analisando especificamente as contribuições de cada uma das categorias das variáveis, observa-se que o aumento da proporção de mulheres sem filhos é atribuível principalmente a duas mudanças: 1) na composição das mulheres com fundamental incompleto (35% do total); 2) no comportamento reprodutivo das mulheres que alguma vez viveram com cônjuge ou que ainda vivem atualmente (30% do total). Pode-se dizer, portanto, que a não ocorrência dessas duas grandes mudanças teria provocado um aumento em *childlessness* de magnitude bem menor, se comparado ao que foi, de fato, observado. Isto é, o crescimento proporcional entre a coorte mais antiga e a mais recente não alcançaria um aumento de 50%.

As mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres que alguma vez viveram com cônjuge contribuindo em grande medida para o aumento de *childlessness* é mais um indício de uma importante discussão colocada ao longo desta análise dos resultados. As descritivas mostraram que a proporção de mulheres sem filho que alguma vez estiveram unidas aumentou ao longo das coortes. Já as regressões logísticas indicaram uma queda na força da associação existente entre ausência de filho e ausência de união, ainda que esta relação permaneça como a mais forte entre as variáveis. Como já sugerido, este contexto parece estar indicando um distanciamento da relação entre união e reprodução. O fato de a decomposição mostrar que o aumento de *childlessness* foi atribuível, em grande medida, a mudanças no comportamento

reprodutivo das mulheres alguma vez unidas parece estar apontando para o mesmo cenário. A união expõe as mulheres a um maior risco de se tornarem mães, mas, como a decomposição indica, a forma com que elas têm mudado seu comportamento ao longo das coortes está contribuindo fortemente para o aumento de *childlessness*.

Toda esta conjuntura exposta pode servir como um importante indicador de uma situação na qual não se unir representa cada vez menos a ausência de filhos. Dado que relativamente há mais mulheres unidas sem filho, que a associação entre não se unir e não ser mãe diminui, e que o comportamento reprodutivo das que alguma vez se uniram está direcionado a aumentar a proporção de *childlessness*, é possível reforçar a hipótese de crescente desvinculação entre união e reprodução (apesar de a relação entre estas variáveis ainda ser forte).

De forma paralela a esse debate acerca da desvinculação, ainda ao se analisar o grande impacto das mudanças no comportamento reprodutivo das que já se uniram no aumento de *childlessness*, surge a discussão sobre o caráter voluntário que a ausência de filhos pode assumir. Este resultado da decomposição, aliado, mais uma vez, às descritivas que mostram uma crescente prevalência de *childlessness* nesse grupo de mulheres, e às regressões logísticas que indicam a (ainda) forte associação existente entre união e reprodução, parece estar indicando um contexto no qual as mulheres estão optando deliberadamente pela ausência de filhos. Dado que as mudanças no comportamento reprodutivo das que já se uniram apontam para o aumento de *childlessness*, e excluindo a possibilidade dessas mulheres não se tornarem mães em razão de impedimentos biológicos, a hipótese mais plausível é que elas estejam escolhendo não se reproduzir, ou seja, deliberando a favor da ausência de filhos voluntária. Portanto, essa mesma tríade de resultados que reúne descritivas, regressões logísticas e decomposição, parece estar apontando para um cenário comum, qual seja, o de aumento da proporção de mulheres que não possuem filhos devido a questões voluntárias.

Ainda que os dados brasileiros não forneçam a possibilidade de entender se ausência de filhos é voluntária ou involuntária a partir de pesquisas que utilizem perguntas específicas para tal, quando se alia a discussão acima aos resultados encontrados principalmente pela decomposição, os quais revelam que as mulheres alguma vez unidas estão mudando seu comportamento reprodutivo no sentido de uma crescente proporção de *childlessness*, torna-se possível reforçar a hipótese de que a ausência de filhos atual é em grande parte voluntária. Se união e reprodução são muito relacionados, se a proporção de mulheres que já se uniram e não possuem filhos aumenta, e, especialmente, se mudanças no comportamento dessas mesmas mulheres contribuem fortemente para o aumento de *childlessness*, quer dizer que existe uma escolha deliberada, com exceção de um possível impedimento biológico que inviabilize o nascimento de uma criança.

No que tange às mulheres com Fundamental Incompleto, além das já citadas mudanças de composição, os efeitos de taxa também tiveram razoável contribuição para a tendência de aumento de *childlessness* no Brasil – 12% do total. Ambos os efeitos somam, portanto, 47% do total da variação na variável dependente. Ao analisar Fundamental Completo, por outro lado, vê-se que as mudanças ocorridas nessa categoria teriam provocado uma tendência de queda na proporção de mulheres sem filho, caso as demais variações não tivessem ocorrido. As mudanças de composição e de taxa na categoria Médio Completo quase se anulam, ao passo que as variações composicionais em Superior Completo contribuem muito mais do que os efeitos de taxa, resultado este que parece ser reflexo do processo de universalização do ensino superior no país, o qual provocou maior inserção de jovens e adultos nas universidades.

Quanto à situação conjugal, como já exposto nas discussões acerca do *afrouxamento e voluntariedade*, o efeito de taxa importa mais do que o de composição: 27,47% *versus*. 7,81% - o que soma 35% do total das mudanças em *childlessness*. Vê-se, portanto, que as mudanças nessa variável são compostas quase em sua totalidade por mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres que alguma vez viveu com cônjuge. Variações na composição de ambas as categorias da variável contribuem pouco para o aumento de *childlessness*, e as alterações no comportamento reprodutivo daquelas nunca unidas corroboram para uma tendência contrária (assim como ocorre para a categoria Fundamental Completo). Isto é, na ausência de outras mudanças, as mudanças que ocorreram no comportamento reprodutivo das nunca unidas teriam gerado tendência de declínio na proporção de mulheres sem filho. Este efeito por si só pode funcionar como mais um indício do já sugerido afrouxamento, ao passo em que mulheres sem parceiro da coorte mais jovem parecem estar optando em maior medida pela maternidade, se comparadas às mulheres pertencentes à coorte mais antiga.

Analisando as categorias de forma agregada em cada uma das variáveis, o aumento na proporção de mulheres sem filho pode ser atribuído, majoritariamente às mudanças na variável de Educação. Apesar de os efeitos de taxa na variável de Situação Conjugal serem de grande relevância, as variações na composição da mesma são menores. Assim, no cômputo geral, a mudança total (composição + taxa) na variável de Educação contribui mais para o aumento de *childlessness* do que a mudança total em Situação Conjugal.

Como se vê, mudanças tanto de ordem composicional como comportamental nas variáveis de educação e situação conjugal são as que mais contribuem para o aumento da proporção de mulheres sem filho no Brasil. Contudo, além destas e da já discutida contribuição do intercepto, alterações entre as coortes nas demais variáveis também explicam a crescente proporção de *childlessness*.

No que tange às regiões brasileiras, vê-se que ambos efeitos de composição (em menor nível) e taxa (em maior nível) fariam com que a proporção de mulheres sem filho diminuísse ao longo das coortes, caso as demais variáveis não mudassem. Tratando especificamente das categorias, o comportamento reprodutivo das mulheres do Norte contribui para a tendência crescente, ao passo que as outras regiões exerceriam força no sentido do decrescimento de *childlessness*. Isto é, as mulheres das demais regiões parecem estar se comportando em termos reprodutivos de forma a reduzirem a ausência de filhos proporcionalmente. Os efeitos de composição são relativamente menores, e apenas Sul e Nordeste contribuiriam para a observada tendência crescente – as demais reduziriam a proporção, caso outras mudanças não ocorressem.

A contribuição total da variável Religião se assemelha à de regiões brasileiras. Isto é, o somatório das mudanças na variável contribuiria para a produção de uma tendência decrescente de *childlessness*, caso outras variações não ocorressem. Todavia, os componentes impactam de maneira oposta entre si, isto é, mudanças de composição contribuem para a tendência crescente, ao passo em que mudanças no comportamento reprodutivo tendem a direcionar a tendência para baixo. Entre eles, o efeito de taxa é mais forte. Analisando as categorias de forma específica, as mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres que possuem religião equivalem a quase totalidade das variações. Os efeitos de taxa na outra categoria e os efeitos de composição em ambas as categorias representam uma contribuição muito pequena na variável e no total.

As alterações na variável de Localização Geográfica são compostas basicamente por mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres que residem na área urbana. Os efeitos de taxa das residentes na zona rural e as variações no componente de composição das duas categorias

atuam no sentido de produzir uma tendência decrescente da proporção de mulheres sem filhos (caso outras mudanças não ocorressem), porém, suas contribuições são relativamente bem menores. Para esta variável, portanto, o que mais importa para explicar a tendência crescente de *childlessness* são as mudanças comportamentais na zona urbana.

Por fim, as mudanças na variável Raça/Cor são as que menos contribuem relativamente para o aumento da proporção de mulheres sem filho entre as coortes de nascimento analisadas. Quanto aos componentes, as variações no comportamento reprodutivo impactam em maior medida se comparadas às mudanças composicionais nesta variável. As contribuições de cada umas das categorias em ambos os componentes são relativamente bem pequenas *vis-à-vis* as demais, não havendo qualquer destaque entre elas.

TABELA 4 – Decomposição não linear multivariada entre as coortes de nascimento de 1942-1946 a 1966-1970 de mulheres sem filho que reportaram ter de 40 a 49 anos nos Censos de 1991, 2000 e 2010

	Efeito de Composição (E)		Efeito de Taxa (C)		Efeito Total (C+E)	
	Absoluto	Percentual	Absoluto	Percentual	Absoluto	Percentual
Mudança Total	0,019419000	43,819000000	0,024897000	56,181000000	0,044316000	100,000000000
Intercepto			0,013163000	29,702000000	0,013163000	29,702000000
Raça/Cor						
Parda	-0,000317540	-0,716530000	0,000099739	0,225060000	-0,000217801	-0,491470000
Branca	0,000072471	0,163530000	0,000816470	1,842400000	0,000888941	2,005930000
Preta	0,000037471	0,084553000	0,000010110	0,022814000	0,000047581	0,107367000
Outras raças	0,000048775	0,110060000	-0,000016167	-0,036480000	0,000032608	0,073580000
<i>Total Raça/Cor</i>	-0,000158823	-0,358387000	0,000910152	2,053794000	0,000751329	1,695407000
Situação Conjugal						
Alguma vez viveu com cônjuge	0,001739400	3,924800000	0,013334000	30,088000000	0,015073400	34,012800000
Nunca viveu com cônjuge	0,001725300	3,893200000	-0,001157800	-2,612600000	0,000567500	1,280600000
<i>Total Situação Conjugal</i>	0,003464700	7,818000000	0,012176200	27,475400000	0,015640900	35,293400000
Educação						
Fundamental Incompleto	0,015647000	35,306000000	0,005330400	12,028000000	0,020977400	47,334000000
Fundamental Completo	-0,005982900	-13,500000000	-0,000328560	-0,741400000	-0,006311460	-14,241400000
Médio Completo	0,001282600	2,894100000	-0,000524870	-1,184400000	0,000757730	1,709700000
Superior Completo	0,005570600	12,570000000	0,000124170	0,280200000	0,005694770	12,850200000
<i>Total Educação</i>	0,016517300	37,270100000	0,004601140	10,382400000	0,021118440	47,652500000
Religião						
Com Religião	0,000306480	0,691570000	-0,005102600	-11,514000000	-0,004796120	-10,822430000
Sem Religião	0,000305610	0,689600000	0,000130070	0,293500000	0,000435680	0,983100000
<i>Total Religião</i>	0,000612090	1,381170000	-0,004972530	-11,220500000	-0,004360440	-9,839330000
Região Brasileira						
Norte	-0,000298490	-0,673540000	0,000938750	2,118300000	0,000640260	1,444760000
Centro-Oeste	-0,000116590	-0,263070000	-0,000141760	-0,319870000	-0,000258350	-0,582940000
Sul	0,000093471	0,210920000	-0,001265600	-2,855700000	-0,001172129	-2,644780000
Nordeste	0,000003707	0,008365000	-0,001680600	-3,792300000	-0,001676893	-3,783935000
Sudeste	-0,000555890	-1,254400000	-0,001173500	-2,647900000	-0,001729390	-3,902300000
<i>Total Região Brasileira</i>	-0,000873792	-1,971725000	-0,003322710	-7,497470000	-0,004196502	-9,469195000
Loc. Geográfica						
Rural	-0,000073741	-0,166400000	-0,000868640	-1,960100000	-0,000942381	-2,126500000
Urbano	-0,000073673	-0,166240000	0,003210800	7,245100000	0,003137127	7,078860000
<i>Total Loc. Geográfica</i>	-0,000147414	-0,332640000	0,002342160	5,285000000	0,002194746	4,952360000

Fonte: Elaboração própria com base nos Censos de 1991, 2000 e 2010.

4. Conclusão

O processo de analisar o que mais impacta a crescente tendência da proporção de mulheres que terminam o período reprodutivo sem filhos envolveu três etapas. A primeira delas é composta pela discussão dos resultados descritivos. Analisou-se a estrutura de cada uma das coortes de nascimento e a prevalência de *childlessness* nas diferentes categorias das variáveis. Encontrou-se que a ausência de filhos está mais presente entre as mulheres pretas, que nunca viveram com cônjuge, com superior completo, sem religião, residentes no sudeste e predominantemente em áreas urbanas.

A segunda etapa consistiu na discussão dos resultados das regressões logísticas. Quando se controla pelas demais variáveis, as mulheres pretas possuem maior chance de não terem filhos; as que nunca viveram com cônjuge estão mais associadas à *childlessness* (apesar desta associação ser ainda muito forte, começou a apresentar queda); ter ensino superior completo é a categoria que mais aumenta a chance de não ser mãe; no que tange à religião, a relação com maior força se apresenta nas coortes mais recentes, quando aquelas que não possuem qualquer crença possuem maior chance de não se reproduzirem; e, por fim, *childlessness* está mais associada a residir no sudeste e nas áreas rurais. Vê-se, portanto, que, com exceção desta última variável de localização geográfica, os resultados foram consistentes em relação aos esperados para as associações analisadas nas descritivas.

A terceira etapa compreende a discussão do que se encontrou através de decomposição baseada em regressão logística. Em resumo, o principal resultado deste trabalho mostra, de forma agregada, que mudanças no comportamento reprodutivo contribuem mais do que variações na composição das mulheres. De maneira desagregada, isto é, analisando cada uma das variáveis controladas, o aumento da proporção de mulheres sem filho é decorrente na sua maior parte de mudanças na composição das mulheres com fundamental incompleto e no comportamento reprodutivo das mulheres que alguma vez viveram com cônjuge. O intercepto também possui relevância. Uma parcela importante do aumento de *childlessness* decorre de mudanças gerais, ao invés de um comportamento específico de determinado segmento individual da população.

Quanto às mudanças no comportamento reprodutivo das mulheres que alguma vez viveram com cônjuge, surgem duas importantes discussões. A primeira delas trata do sugerido afrouxamento/desvinculação entre união e reprodução. Este é entendido e evidenciado através de uma sequência de resultados que culmina com a decomposição. Primeiramente, através das descritivas, percebe-se aumento proporcional da ausência de filhos entre as já unidas; depois, as regressões logísticas apontam queda na associação entre não se unir e não ser mãe; e, por fim, mudanças no comportamento reprodutivo dessas mulheres já unidas contribuem fortemente para o aumento de *childlessness*.

A segunda grande discussão reflete sobre o aparente aumento da ausência de filhos voluntária. Este debate torna-se ainda mais interessante, tendo em vista que as bases de dados disponíveis não permitem a análise direta desta situação. Assim, ainda que os insumos de pesquisa para entender este fenômeno (*voluntary childlessness*) sejam limitados, a partir da conexão de uma série de resultados, é possível sugerir (com parcimônia) que a ausência de filhos voluntária tem aumentado no Brasil. Este raciocínio é evidenciado através da mesma sequência relatada no parágrafo anterior, a qual se inicia com as descritivas, passa pelas regressões logísticas e termina com a decomposição. Excluindo, portanto, a possibilidade de não se ter filhos em virtude de impedimentos biológicos, pode-se sugerir que as mulheres estão, cada vez mais, deliberando (sozinhas ou em conjunto de seus parceiros) em favor da ausência de filhos.

Por fim, a decomposição mostrou que o somatório de mudanças (composição + taxa) na variável de educação superou o somatório de mudanças na variável de situação conjugal. A partir deste resultado, é possível levantar uma hipótese de que os padrões encontrados para países desenvolvidos (EUA e Espanha) se diferem dos achados para países em desenvolvimento. Ao passo que em Hayford (2013) e Reher e Requena (2018), as mudanças na variável de status marital foram as que mais contribuíram para o aumento em *childlessness*, o contexto brasileiro mostra que sua tendência de crescimento é majoritariamente atribuível a variações na educação, ainda que alterações no comportamento reprodutivo entre as já unidas alguma vez tenham contribuído em grande medida. A discussão acerca desse questionamento, isto é, se os padrões dos países desenvolvidos se assemelham ou se diferem dos em desenvolvimento, fica como uma sugestão de agenda de pesquisa futura.

Outra sugestão trata de um trabalho que investigue a fundo diferentes motivos, aspectos e fatores individuais – sociodemográficos, biológicos e psicológicos (dentre outras naturezas) – que influenciam e condicionam a ausência de filhos voluntária e involuntária. Apesar de a discussão acerca da ausência de filhos estar ganhando espaço, pouco foi feito no sentido de entender profundamente os motivos individuais que possam estar influenciando e condicionando a ausência de filhos tanto voluntária, como involuntária.

5. Referências Bibliográficas

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. M; BARROS, L. F. W. A família DINC no Brasil: algumas características sócio-demográficas. Texto para Discussão. Rio de Janeiro: ENCE/IBGE, 2010.
Bauer, T. K., S. Gohlmann, and M. Sinning. 2007. Gender differences in smoking behavior. *Health Economics* 16: 895–909.

Billari, F. C. and H.-P. Kohler, Andersson, G., & Lundstrom, H. (2007). Approaching the limit: Long-term trends in late and very late fertility. *Population and Development Review*, 33, 149–170.

CARVALHO, J.A.M.; SAWYER, D.; RODRIGUES, R.N. (1998) Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia: Belo Horizonte: Série Textos Didáticos N.1 ABEP, 1994. 63 p.

CAVENAGHI, S. M. e ALVES, J. E. D. Childlessness in Brazil: socioeconomic and regional diversity. Socioeconomic and regional diversity. In: XXVII IUSSP International Population Conference, 2013, Bussan. Proceedings of XXVII IUSSP International Population Conference. Paris: IUSSP, 2013. v. 1. p. 1-25.

Even, W. E., and D. A. Macpherson. 1993. The decline of private-sector unionization and the gender wage gap. *Journal of Human Resources* 28: 279–296.

Fairlie, R. W. 2005. An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement* 30: 305–316.

_____. R. W. 1999. "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment," *Journal of Labor Economics*, 17(1): 80-108.

Gomulka, J., and N. Stern. 1990. The employment of married women in the United Kingdom 1970–83. *Economica* 57: 171–199.

Hayford, S. R. (2013). Marriage (still) matters: The contribution of demographic change to trends in childlessness in the United States. *Demography*, 50, 1641–1661.

IBGE. *Estatísticas do Registro Civil 2016*. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/135/rc_2016_v43_informativo.pdf>. Acesso em: 04/04/2018.

Jann, B. 2006. fairlie: Stata module to generate nonlinear decomposition of binary outcome differentials. Statistical Software Components S456727, Department of Economics, Boston College. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456727.html>.

———. 2008. The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *Stata Journal* 8: 453–479.

Kitagawa, E. M. 1955. "Components of a Difference between Two Rates." *Journal of the American Statistical Association* 50:1 168-94.

Lesthaeghe, R. 2010. The Unfolding Story of the Second Demographic Transition. *Population and Development Review*, 36 (2), June: 211–25.

LONGO, L. A. F. B. Uniões intra e interracialis, status marital, escolaridade e religião no Brasil: um estudo sobre a seletividade marital feminina, 1980-2000. 2011. 299 f. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2011.

MENEGHIM, J. C. A.; OLIVEIRA, M. C. F. A. Análise da relação entre ausência de filhos e características socioeconômicas e demográficas para mulheres de 50 a 59 anos no período de 1980 a 2010 no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 20., 2016, Foz do Iguaçu. Anais... Foz do Iguaçu: ABEP, 2016.

Nielsen, H. S. 1998. Discrimination and detailed decomposition in a logit model. *Economics Letters* 61: 115–120.

Oaxaca, R. L. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, 693–709.

Oaxaca, R. L., and M. R. Ransom. 1988. Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers. *Journal of Labor Research* 9: 139–148.

Powers, Daniel A., Hirotoshi Yoshioka, and Myeong-Su Yun. 2011. Mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models. *Stata Journal* 11 (4): 556-76.

Powers, D. A., and M.-S. Yun. 2009. Multivariate decomposition for hazard rate models. *Sociological Methodology* 39: 233–263.

Reher, D. & Requena, M. *Eur J Population* (2018). Childlessness in Twentieth-Century Spain: A Cohort Analysis for Women Born 1920–1969. <https://doi.org/10.1007/s10680-018-9471-7>.

ROSERO-BIXBY, R. L.; CASTRO-MARTÍN, T.; MARTÍN-GARCIA, T. Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing? *Demographic Research*. v. 20, p. 169-194, 2009.

TANTURRI *et al.* State-of-the-art report: Childlessness in Europe. *Families and Societies Working Paper*, n. 32, 2015.