Universidade Federal de Minas Gerais
Programa de Demografia

Decisões de participação laboral e aposentadoria na América Latina:
O papel dos incentivos dos pilares contributivos dos sistemas de previdência na extensão da vida ativa nos casos de Paraguai, Chile e Uruguai

Angela Rios Gonzalez

Orientador: Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz
Cedeplar

Belo horizonte
2025

Angela Rios Gonzalez

Decisões de participação laboral e aposentadoria na América Latina:
O papel dos incentivos dos pilares contributivos dos sistemas de previdência na extensão da vida ativa nos casos de Paraguai, Chile e Uruguai

Trabalho de Conclusão de Curso de demografia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutorado em Demografia .

Orientador: Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz
Cedeplar

Universidade Federal de Minas Gerais
Programa de Demografia
Belo horizonte
2025

Ficha catalográfica

G643d 2025

Gonzalez, Angela Rios.
Decisões de participação laboral e aposentadoria na América Latina [manuscrito]: o papel dos incentivos dos pilares contributivos dos sistemas de previdência na extensão da vida ativa nos casos de Paraguai, Chile e Uruguai / Angela Rios Gonzalez. – 2025.
1v.: il.

Orientador: Bernardo Lanza Queiroz.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia e apêndices.

1. Previdência social - Teses. 2. Reforma previdenciária - América Latina - Teses. 3. Aposentadoria - Teses. 4. Demografia – Teses. I. Queiroz, Bernardo Lanza. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD: 368.4

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211
Biblioteca da FACE/UFMG. – /122/2025

Angela Rios Gonzalez

Decisões de participação laboral e aposentadoria na América Latina:
O papel dos incentivos dos pilares contributivos dos sistemas de previdência na extensão da vida ativa nos casos de Paraguai, Chile e Uruguai

Trabalho de Conclusão de Curso de demografia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutorado em Demografia .

Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz
Cedeplar

Belo horizonte
2025

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

ATA DE DEFESA DE TESE DE ANGELA CAROLINA RÍOS GONZALEZ – NÚMERO DE REGISTRO 2020683487

Às nove horas e trinta minutos do dia treze do mês de outubro de dois mil e vinte e cinco, reuniu-se a Comissão Examinadora de TESE, indicada *ad referendum* pelo Colegiado do Curso em 23/09/2025, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado "Decisões de participação laboral e aposentadoria na América Latina: o papel dos incentivos dos pilares contributivos na extensão da vida ativa nos casos de Paraguai, Chile e Uruguai", requisito final para a obtenção do Grau de Doutor em Demografia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Bernardo Lanza Queiroz, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão composta pelos professores Bernardo Lanza Queiroz, Laura Lídia Rodríguez Wong, Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto, Luís Eduardo Afonso e Everton Emanuel Campos de Lima se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão **APROVOU** a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora.

Belo Horizonte, 13 de outubro de 2025.

Prof. Bernardo Lanza Queiroz (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Laura Lídia Rodríguez Wong (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto (CEDEPLAR/FACE/UFMG) e (UFOP)

Prof. Luís Eduardo Afonso (USP)

Prof. Everton Emanuel Campos de Lima (UNICAMP)

Documento assinado eletronicamente por **Everton Emanuel Campos de Lima**, **Usuário Externo**, em 14/10/2025, às 10:18, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.

Documento assinado eletronicamente por **Luís Eduardo Afonso**, **Usuário Externo**, em 14/10/2025, às 10:45, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.

Documento assinado eletronicamente por **Bernardo Lanza Queiroz**, **Professor do Magistério Superior**, em 15/10/2025, às 05:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.

Documento assinado eletronicamente por **Laura Lidia Rodriguez Wong**, **Professora do Magistério Superior**, em 21/10/2025, às 14:13, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.

Documento assinado eletronicamente por **Eduardo Luiz Goncalves Rios Neto**, **Professor Magistério Superior - Voluntário**, em 05/11/2025, às 19:01, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.

A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **4583176** e o código CRC **8FA6C65C**.

Referência: Processo nº 23072.256095/2025-32 SEI nº 4583176

Agradecimentos

En primer lugar, quiero agradecer al pueblo minero simpático y hospitalario por hacerme sentir bienvenida. Agradezco el financiamiento del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico, que me permitió dedicarme al doctorado en dedicación exclusiva, y al Cedeplar. Gracias a mis profesores de Cedeplar por su dedicación y entusiasmo, todos ellos me han dejado la curiosidad por la demografía como mirada del mundo. A los funcionarios de secretaría del Programa, por ayudarme con los aspectos administrativos. A mis compañeros de maestría y doctorado de varias generaciones, con los cuales compartí este camino, colegas brillantes y buenas personas. A los profesores Eduardo Ríos Neto , Everton Lima, Maria Carolina Tomás y Luis Eduardo Afonso, por sus valiosas devoluciones a la primer versión de cualificación de este proyecto.

Mi agradecimiento más especial para Bernardo por su generosidad al guiarme en este proyecto con libertad y con paciencia, por sembrar intereses sin condicionar las búsquedas. Gracias por por permitirme aprender de mis errores, por darme confianza para encontrar el camino no lineal de lo nuevo. Por su paciencia en mis momentos de incerteza. De todos los aprendizajes que me deja Bernardo, quisiera reproducir la alegría con la que aborda cada clase, la pasión con la que nos incita a explorar cosas nuevas, y la humildad con la que comparte su inmenso conocimiento a cada generación de estudiantes.

Gracias a mi familia de acogida en Belo Horizonte, Walma , Gibson, Maria, Henrique y Luiza, con quienes compartí los tiempos dificiles de la pandemia, y el lapso más arduo del doctorado. Sin su calor familiar no hubiera podido completar este camino.

No quiero olvidar el agradecimiento al equipo de dirección del Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales, mi primera casa académica, por el apoyo para desarrollar el doctorado en dedicación exclusiva. A todos mis colegas del departamento con quienes aprendí desde el grado, en especial a Tabaré y a Santiago. Gracias también al Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales, en el cual comenzó mi vínculo de aprendizaje e investigación con la demografía.

A mis amigos por estar cerca en la distancia. A los jazzeros de Orleans Fabi, Charly, Edu. A Pablo que me soporta en el gris, y a Verito. a Fede, mi amigo de infancia. A aquellos amigos que ya no están, o que estuvieron en alguna etapa de la vida, y a aquellos que veo menos de lo que quisiera. Todos me han dejado experiencias, recuerdos, relexiones, preguntas han contribuído a mi modo de pensar, por eso gracias.

Finalmente, aunque son el principio, a mi hermano y mi mamá, por alentarme a soñar y por estar allí para ayudarme a levantarme a cada caída.

Resumo

Durante as últimas décadas, o envelhecimento populacional da América Latina avançou paralelamente à maturação dos sistemas de previdência. Em vários países, os desafios de sustentabilidade dos sistemas derivados do envelhecimento, coexistem com desigualdades na cobertura, típicas de fases de expansão. A resposta institucional tem sido a transição de modelos baseados na redistribuição intergeracional (de benefício definido), para modelos baseados em transferências intrageracionais ou de contribuição definida. Esses últimos criam uma estrutura de incentivos que favorece a participação e o adiamento da aposentadoria.

Este estudo analisa a influência dos sistemas de previdência sobre as decisões de participação e aposentadoria das pessoas nas idades próximas à aposentadoria em países latinoamericanos com sistemas de benefício definido, contribuição definida e misto. Selecionamos os casos de Paraguai, Chile e Uruguai. Os objetivos são: a) Descrever a extensão da vida ativa das pessoas acima de 50 anos. Aplicam-se as metodologias de Singulate Age at First Marriage (SMAFM) e o método de Sullivan para calcular idades médias e esperanças de vida em condições de atividade e aposentadoria. b) Examinar a relação endógena entre participação laboral e aposentadoria contributiva, aplicando modelos de regressão probit univariado e biprobit. Sugere-se que sistemas de previdência de benefício definido promovem decisões simultâneas de participação e aposentadoria,enquanto sistemas de contribuição definida introduzem incentivos que separam as decisões. c) Analisar o efeito dos sistemas de previdência na definição de perfis de idosos protegidos por aposentadoria, ativos e vulneráveis. Em linha com esse objetivo, estimam-se efeitos marginais das probabilidades conjuntas resultantes do biprobit. As fontes utilizadas incluem: a) Banco de dados harmonizado das pesquisas longitudinais de proteção social (ELPS), e b) Tábuas de vida da divisão de população das Nações Unidas para 2010–2015.

Como resultados destacam: a) A duração da vida ativa é extensa, considerando a mortalidade ainda comparativamente elevada nas idades avançadas. Os homens superam os 40 anos de vida ativa e sua saída da força laboral ocorre próximo à idade de aposentadoria, enquanto a vida ativa das mulheres dura entre 27 e 43 anos, e a saída da força laboral ocorre antes. Entre um $\frac{1}{4}$ e $\frac{3}{4}$ da esperança de vida ativa é alocada no mercado informal, enquanto entre 3 e 4 anos se perdem por desemprego b) Nos três países, conclui-se que para ambos os sexos a elegibilidade para previdência reduz a participação laboral, e as decisões de atividade e aposentadoria sao simultâneas. Os determinantes que impactam negativamente sobre a participação, incentivam a probabilidade de aposentar, pelo qual seu sentido e significância variam ao controlar a endógenidade das decisões. c) Há relação entre composição dos perfis e o tipo de sistema de previdência. O perfil ativo sem aposentadoria não necessariamente indica maior vulnerabilidade, principalmente pelo impacto da educação. Em países com pilares de contribuição definida —como Chile e Uruguai —maior nível educacional incrementa a probabilidade de participar sem se aposentar dos homens, enquanto no sistema de benefício definido, reduz as chances. Esta conclusão não se aplica às mulheres. A condição de saúde reduz a probabilidade desse perfil, mas apenas entre os homens. Combinar atividade e aposentadoria se associa às faixas etárias idade 60-70, escolaridade superior, inserção laboral extensa, e uma densidade de contribuição equivalente ao tempo mínimo ou superior. O perfil vulnerável é mais provável entre as mulheres, associado com menor tempo de contribuição, e dependência de arranjos familiares como estratégia de proteção na velhice. Em termos composiçcionais (educação, histórico laboral, saúde, densidade contributiva) é menos heterogêneo em sistemas de contribuição definida, mas apenas entre os homens.

Palavras-chave: participação, aposentadoria, idosos, sistemas de previdência, América Latina

.

Abstract

Over the past decades, population aging in Latin America has advanced in parallel with the maturation of pension systems. In several Latin American countries, the sustainability challenges of these systems—stemming from aging—coexist with coverage inequalities typical of expansion phases. The institutional response has involved a shift from intergenerational redistribution pension systems (defined benefits) to those based on intragenerational transfers or defined contributions. The latter type of systems has an incentive structure that encourages people to participate and to delay claiming.
This study examines how contributory pension schemes influence the participation and benefit-claiming decisions of older people in three Latin American countries (Paraguay, Chile, and Uruguay). Its objectives are: a) To describe the length of working life for people aged 50 and above. We calculate average ages and life expectancies in terms of activity and pension using the Singulate Mean Age at First Marriage (SMAFM) and Sullivan's method. b) To examine the endogenous relationship between participation and contributory pension claiming, using univariate and bivariate probit regression models. It is suggested that defined benefit schemes promote simultaneous participation and claiming decisions, while defined contribution systems incentivize the separation of these choices. c) To analyze the effects of pension systems on shaping the profiles of older adults covered by pension, active, and vulnerable. Marginal effects of the joint probabilities from the bivariate probit are estimated. The sources used include: a) The harmonized database of longitudinal surveys on social protection (ELPS), and b) Sex-disaggregated life tables for each country, provided by the *Population Division* for the 2010–2015 period.
The study concludes that: a) Working life is extended, even with comparatively high mortality at older ages. Among men, active life expectancy exceeds 40 years, and their withdrawal from the labor force occurs near retirement age, while women's working life spans between 27 and 43 years, with retirement occurring earlier. Between $\frac{1}{4}$ and $\frac{3}{4}$ of active life expectancy is allocated to the informal labor market, while 3 to 4 years are spent in unemployment. b) Receiving pension benefits reduces labor participation in all three countries and among both sexes, with a sharp decline at eligibility ages. Participation and claiming decisions occur simultaneously among older persons of both sexes in the three countries. Factors that positively affect claiming have a negative effect on participation, which changes their direction and significance once endogeneity is considered. c) There is a relationship between profiles composition and the type of pension scheme. The profile that combines activity and non-claiming is not necessarily associated with vulnerability, especially due to the role of education. In countries with defined contribution pillars—such as Chile and Uruguay—a higher educational level increases the probability of men participating without claiming, while in defined benefit systems, it reduces the chances. This pattern does not hold for women. Among men, health status discourages this profile. Remaining active and receiving a pension is associated with younger age, higher education, longer work histories, and at least a minimum level of contribution density. The vulnerable profile is more prevalent among women and linked to shorter contribution histories and family dependence. The composition (measured by education, work experience, health, and contribution density) is less heterogeneous under defined contribution systems, but only among men.

Keywords: participation, claiming, elderly, pension systems, Latin-America

Resumen

Durante las últimas décadas, el envejecimiento poblacional en América Latina ha avanzado paralelamente a la maduración de los sistemas de pensiones. En varios países, los desafíos de sostenibilidad derivados del envejecimiento coexisten con desigualdades en la cobertura, típicas de fases de expansión. La respuesta institucional ha sido la transición desde modelos basados en la redistribución intergeneracional (de beneficio definido) hacia modelos basados en transferencias intrageneracionales o de contribución definida. Estos últimos crean una estructura de incentivos que favorece la participación y el retraso de la jubilación.

Este estudio analiza la influencia de los sistemas de pensiones sobre las decisiones de participación y jubilación de personas en las edades cercanas a la edad legal de retiro, en países latinoamericanos con sistemas de beneficio definido, de contribución definida y mixtos, seleccionando los casos de Paraguay, Chile y Uruguay. Los objetivos son: a) Describir la extensión de la vida activa de personas mayores de 50 años. Se aplican las metodologías de Singulate Age at First Marriage - (SMAFM) y el método de Sullivan para calcular edades medias y esperanzas de vida en condiciones de actividad y jubilación. b) Examinar la relación endógena entre participación laboral y jubilación contributiva, aplicando modelos de regresión probit univariado y biprobit. Se sugiere que los sistemas de beneficio definido promueven decisiones simultáneas de participación y retiro, mientras que esquemas de contribución definida introducen incentivos que separan dichas decisiones. c) Analizar los efectos de los sistemas previsionales en la definición de perfiles de personas mayores protegidas por jubilación, activas y vulnerables. Se estiman efectos marginales de las probabilidades conjuntas resultantes del modelo biprobit. Las fuentes utilizadas incluyen: a) Datos armonizados de las Encuestas Longitudinales de Protección Social (ELPS), y b) Tablas de vida de la División de Población de las Naciones Unidas para el período 2010–2015.

Como resultados se destacan: a) La duración de la vida activa es extensa, considerando la mortalidad compartivamente alta en edades avanzadas. Los hombres superan los 40 años de vida activa y su salida del mercado laboral ocurre cerca de la edad de jubilación, mientras que la vida activa de las mujeres varía entre 27 y 43 años y su salida se produce antes. Entre $\frac{1}{4}$ e $\frac{3}{4}$ de la esperanza de vida activa se desarrolla en el sector informal, mientras que entre 3 y 4 años se pierden por desempleo. b) En los tres países, se concluye que para ambos sexos la elegibilidad para jubilación reduce la participación laboral, y las decisiones de actividad y jubilación son simultáneas. Los factores que reducen la participación aumentan la probabilidad de jubilarse, por lo que su signo y significación cambian al controlar por la endogeneidad entre ambas decisiones. c) Existe una relación entre la composición de los perfiles y el tipo de sistema previsional. El perfil activo sin jubilación no necesariamente indica mayor vulnerabilidad, en gran parte debido al impacto de la educación. En países con pilares de contribución definida —como Chile y Uruguay— un mayor nivel educativo incrementa la probabilidad de que los hombres participen sin jubilarse, mientras que en los sistemas de beneficio definido, la reduce. Esta conclusión no se extiende linealmente a las mujeres. La condición de salud desestimula este perfil entre los hombres. La combinación de actividad y jubilación se concentra en edades entre 60 y 70, educación superior, inserción laboral prolongada y una densidad de contribución equivalente al mínimo, o superior. El perfil vulnerable es más probable entre las mujeres y está relacionado con trayectorias contributivas más cortas y dependencia de arreglos familiares como fuente de protección en la vejez. En términos de composición (educación, experiencia laboral, salud y densidad de aportes) el perfil es menos heterogéneo en sistemas de contribución definida, pero solo entre los hombres.

Palavras-clave: participación laboral, jubilación, personas mayores, sistemas previdenciarios, América Latina

Lista de Gráficos

Gráfico 1 – Pirâmide populacional, Chile 2015 34
Gráfico 2 – Pirâmide populacional, Paraguai 2015 40
Gráfico 3 – Pirâmide populacional, Uruguai 2015 45

Gráfico 4 – Função l_x/l_0: proporção de homens e mulheres ativos que deixarão a força laboral, a ocupação e a formalidade, segundo idade e país. 68
Gráfico 5 – Função l_x/l_0: proporção de homens e mulheres ativos que deixarão a força laboral, e de não aposentados que aposentarão, segundo idade e país. . . . 69
Gráfico 6 – Esperança de vida ativa masculina e feminina por condição (ativo sem aposentar, ativo e aposentado, não ativo e aposentado e não ativo sem aposentar), segundo idade e país 76
Gráfico 7 – Proporção da vida ativa destinada ao emprego formal, informal e ao desemprego, segundo idade e país 76

Gráfico 8 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Paraguai 2015 (grupo de referência=não aposentados) 92
Gráfico 9 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Chile 2015 (grupo de referência=não aposentados) 92
Gráfico 10 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Uruguai 2013 (grupo de referência=não aposentados) 93

Gráfico 11 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Paraguai 2015 116
Gráfico 12 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Chile 2015 121
Gráfico 13 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Uruguai 2013 126

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Indicadores de previdência social em países de América Latina, 2014 . . . 32
Tabela 2 – Evolução dos indicadores de crescimento da população chilena, 1950-2020 . 34
Tabela 3 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Chile, média anual 2005–2020 36
Tabela 4 – Evolução dos indicadores de crescimento da população paraguaia, 1950-2020 40
Tabela 5 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Paraguai, média anual 2005-2020 41
Tabela 6 – Evolução dos indicadores de crescimento da população uruguaia, 1950-2020 45
Tabela 7 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Uruguai, média anual 2006–2019 46

Tabela 8 – Caraterísticas das amostras ELPS dos países que integram a base harmonizada 50
Tabela 9 – Módulos de variáveis da base de dados ELPS harmonizada e disponibilidade por países 50

Tabela 10 – Descritivos de participação laboral na amostra ELPS das pessoas acima de 40 anos segundo sexo e país 65
Tabela 11 – Descrição da combinação de participação e aposentadoria na amostra ELPS das pessoas acima de 50 anos segundo sexo e país 66
Tabela 12 – Idades médias de saída da atividade, ocupação, ocupação formal, e aposentadoria por sexo e país 70
Tabela 13 – Esperança de vida ativa e em aposentadoria em relação aos parâmetros nacionais dos sistemas previdenciários, segundo sexo e país 75

Tabela 14 – Probabilidades preditas de participar da força laboral, segundo idade, sexo e país 94
Tabela 15 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Paraguai 2015, homens 97
Tabela 16 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Paraguai 2015, mulheres 97
Tabela 17 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Chile 2015, homens 99
Tabela 18 – Resultado dos modelos probit incondicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Chile 2015, mulheres 99

Tabela 19 – Resultado dos modelos probit incondicionado de participação laboral,probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Uruguai 2013, homens 102
Tabela 20 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral,probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Uruguai 2013, mulheres 102

Tabela 21 – Probabilidades preditas para os perfis de participação e aposentadoria segundo sexo e idade 115
Tabela 22 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Paraguai 2015 119
Tabela 23 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Paraguai 2015 119
Tabela 24 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Chile 2015 124
Tabela 25 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Chile 2015 124
Tabela 26 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Uruguai 2013 128
Tabela 27 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Uruguai 2013 128

Tabela 28 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Paraguai 182
Tabela 29 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Chile 183
Tabela 30 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Uruguai 184

Tabela 31 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Chile 2015 186
Tabela 32 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Paraguai 2015 187
Tabela 33 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Uruguai 2013 188
Tabela 34 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Chile 2015 189
Tabela 35 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Paraguai 2015 190
Tabela 36 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Uruguai 2013 191
Tabela 37 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, homens Chile 2015 192
Tabela 38 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, homens Paraguai 2015 193
Tabela 40 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Chile 2015 194
Tabela 41 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Paraguai 2015 195

Tabela 42 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Uruguai 2013 196
Tabela 43 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Chile 2015 197
Tabela 44 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Paraguai 2015 197
Tabela 45 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Uruguai 2013 198
Tabela 46 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Chile 2015 198
Tabela 47 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Paraguai 2015 199
Tabela 48 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Uruguai 2013 199
Tabela 49 – Tabela de vida ativa e na aposentadoria, homens Chile 2015 200
Tabela 50 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Paraguai 2015 201
Tabela 51 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Uruguai 2013 202
Tabela 52 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Chile 2015 203
Tabela 53 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Paraguai 2015 204
Tabela 54 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Uruguai 2013 205

Tabela 55 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Paraguai 2015 207
Tabela 56 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Chile 2015 208
Tabela 57 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Uruguai 2013 209
Tabela 58 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, mulheres Chile 2015 210
Tabela 59 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, mulheres Uruguai 2013 211

Tabela 60 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, homens Paraguai 2015 . . 212
Tabela 61 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria , homens Chile 2015 . . . 213
Tabela 62 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, homens Uruguai 2013 . . 214
Tabela 63 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Paraguai 2015 . 215
Tabela 64 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Chile 2015 . . . 216
Tabela 65 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Uruguai 2013 . 217

Tabela 66 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da população acima de 50 anos, Paraguai Homens 2015 221
Tabela 67 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, homens Chile 2015 222

Tabela 68 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da populaçã acima de 50 anos, Uruguai Homens 2013 223
Tabela 69 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, mulheres Paraguai 2015 224
Tabela 70 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da população acima de 50 anos, Chile mulheres 2015 225
Tabela 71 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, mulheres Uruguai 2013 226

Lista de Quadros

Quadro 1 – Tipos de sistemas de previdência na América Latina após as reformas . . . 31

Quadro 2 – Descrição dos modelos de relação entre participação e aposentadoria e as hipóteses de estudo 87

Quadro 3 – Definições das variáveis incluídas nos modelos 90

Quadro 4 – Resumo das hipóteses sobre a relação entre sistemas de previdência e probabilidades conjuntas de participação e aposentadoria 113

Quadro 5 – Resumo dos determinantes das probabilidades de participação e aposentadoria segundo sexo e país 219

Sumário

1 – Introdução 15

2 – Fundamentação Teórica 23

2.1 O modelo econômico de alocação de tempo entre participação laboral e lazer no contexto da aposentadoria 23

2.2 Os efeitos da previdência social sobre as decisões de participação laboral . . . 24

2.3 Claiming behaviour e participação na força laboral 26

2.4 Aspectos não econômicos da participação laboral após aposentadoria 27

2.5 As decisões de participação e aposentadoria sob a luz do gênero 28

3 – Contextualização 30

3.1 Os sistemas de previdência na América Latina 30

3.2 Chile 33

3.2.1 Mudanças demográficas recentes 33

3.2.2 Mercado de trabalho chileno 34

3.2.3 Caraterização do sistema de previdência chileno 37

3.3 Paraguai 39

3.3.1 Mudanças demográficas recentes 39

3.3.2 Mercado de trabalho paraguaio 40

3.3.3 Caraterização do sistema de previdência paraguaio 42

3.4 Uruguai 43

3.4.1 Mudanças demográficas recentes 43

3.4.2 Mercado de trabalho 45

3.4.3 Caraterização do sistema de previdência uruguaio 47

4 – Metodologia 49

4.1 Dados 49

4.1.1 Base de dados harmonizada das pesquisas longitudinais de proteção social 49

4.1.2 Tabuas de vida 51

4.2 Métodos 51

4.2.1 Idades médias 51

4.2.2 Tabela de vida ativa e na aposentadoria 56

4.2.3 Regressão probit univariada 58

4.2.3.1 Participação laboral incondicionada 58

4.2.3.2 Participação condicionada por aposentadoria 58

4.2.4 Regressão probit bivariada 58

4.2.5 Distribuições de probabilidade conjunta 59

5 – Duração da vida ativa e em aposentadoria 61

5.1 A relação entre previdência social e duração da vida ativa e na aposentadoria . 62
5.2 Dinâmicas de sobrevivência no mercado de trabalho e na aposentadoria 66
5.3 Idades médias 69
5.4 Esperança de vida ativa e esperança de vida em aposentadoria 70
5.5 Síntese 77

6 – A Influência da arquitetura do sistema de previdência na vida ativa dos idosos 84
6.1 Sistemas de previdência e seus incentivos à participação e aposentadoria . . . 85
6.2 Participação laboral e efeitos dos sistemas previdenciários atraves das idades normais de aposentadoria 90
6.3 A hipótese da simultaneidade das decisões de participação e aposentadoria . . 95
6.4 Síntese 103

7 – Sistemas de previdência e fatores determinantes de perfis de vida ativa, protegidos e vulneráveis 109
7.1 A relação entre perfis e regras de previdência: proteção, atividade e vulnerabilidade 110
7.2 Distribuições conjuntas de participação e aposentadoria 113
7.3 A influência dos sistemas de previdência sobre as probabilidades conjuntas de participação e aposentadoria: Identificando determinantes de perfis protegidos, ativos e vulneráveis 115
7.4 Síntese 129

8 – Conclusão 140

Referências 146

Apêndices 181

APÊNDICE A – Tabelas descritivas 182

APÊNDICE B – Tabelas de vida ativa 186

C – Resultados dos modelos probit de participação laboral 207

D – Resultados dos modelos probit de participação laboral condicionada por aposentadoria 212

E – Resultados dos modelos probit bivariados de participação laboral e aposentadoria 218

1 Introdução

A arquitetura dos sistemas de previdência social desempenha um papel crucial em sociedades que enfrentam envelhecimento populacional. A redução das relações demográficas entre ativos e inativos condiciona as taxas de crescimento econômico, mediante o impacto sobre a taxa de poupança, e a oferta laboral (Mason et al., 2019). Nesse contexto, a sustentabilidade do desenvolvimento econômico depende do estímulo à intensificação do capital e do aumento da acumulação individual (segundo dividendo demográfico), o aproveitamento da maior longevidade com a participação em idades avançadas (bônus prateado), e a ampliação da participação feminina no mercado de trabalho (bônus de gênero) (Mason et al., 2016)(Mason & Lee, 2006)(Bloom & Canning, 2003). Os sistemas de previdência interagem com esses processos ao influenciar o crescimento econômico, através da propensão a poupança, o estímulo ao investimento, e os incentivos à participação na força laboral (Bloom et al., 2009)(Danziger et al., 1981). Em primeiro lugar, há uma relação positiva entre a propensão a poupar e a longevidade. Conforme aumenta a esperança de vida, os benefícios de poupar crescem, porque os riscos de carência de recursos em idades avançadas superam os riscos de perda de bem-estar por causa de mortalidade prematura (Mason et al., 2019) (Kalemli-Ozcan & Weil, 2010)(Bloom et al., 2009). Contudo, a existência de previdência social, e as caraterísticas do sistema condicionam essa propensão. Sistemas de benefício definido —que baseiam o financiamento em transferências intergeracionais e oferecem benefícios fixos —tendem a desestimular a poupança individual, pois quebram a relação entre fundos aportados e benefícios (Holzmann, 1999) (Bloom et al., 2009). No sentido oposto, sistemas de contribuição definida vinculam diretamente os benefícios previdenciários ao montante de recursos acumulados mediante contribuições próprias, incentivando a poupança no nível individual, e eliminando distorções redistributivas implícitas. Essa estrutura de equivalência atuarial reduz o efeito taxa da previdência social, favorecendo a contribuição ao sistema. No nível macro, esse estímulo dos sistemas de contribuição definida sobre a propensão à poupança aumenta o potencial de investimento, e acelera o crescimento econômico. Em contraste, os sistemas de benefício definido, ao desestimular a poupança, limitam o impacto positivo da estrutura demográfica no desenvolvimento de capital humano, e na taxa de investimento da economia (Feldstein, 1999) (Holzmann, 1999)(Holzmann, 2017)(Gill et al., 2004).

Como terceiro ponto, a relação entre os sistemas de previdência e a participação se associa às distorções introduzidas sobre o mercado de trabalho (Bloom et al., 2009)(Holzmann, 1999) (Danziger et al., 1981). A literatura comparada sugere que criam incentivos sobre o momento de começar a receber benefícios através da acumulação de renda previdenciária (*benefit accrual*), e de impostos implícitos ao trabalho, que impactam a participação (Stock & Wise, 1988). O modelo de *option value* argumenta que a escolha da idade de aposentadoria optimiza o bem-estar previdenciário, e que a propensão a participar resulta da comparação do valor presente dos benefícios de continuar ativo um ano a mais, ao valor de se aposentar imediatamente, em função da probabilidade de sobrevivência. Se o valor presente do trabalho supera o valor presente

da aposentadoria, o individuo permanecerá ativo, caso contrário aposentará em essa idade. Segundo este modelo, os sistemas de previdência estabelecem estímulos positivos ou negativos ao trabalho, mediante a idade mínima de acesso ao benefício, a taxa de reposição [1], a história de contribuições considerada no cálculo do valor da aposentadoria, e o ajuste atuarial pela perda de esperança de vida como beneficiário ao continuar ativo [2]. Em sistemas de benefício definido, o bem-estar previdenciário maximiza-se em torno da idade mínima de aposentadoria, caso a estrutura atuarial não compense a perda de um ano de benefícios por cada ano de permanência na atividade. Por essa razão, este tipo de pilares introduzem ajustes atuariais para equilibrar o valor presente em função da perda de tempo como beneficiário. Contudo, esses ajustes não se produzem de forma automática, e podem ser insuficientes para evitar o efeito de taxa implícita sobre o trabalho [3]. Em contraste, sistemas de contribuição definida introduzem menor distorção da atividade, pois, por construção, o valor do benefício é ajustado automaticamente de acordo à longevidade: quanto maior o adiamento da aposentadoria, maior o valor acumulado, dado que a esperança de vida está incorporada no cálculo.(Gruber & Wise, 2004)(Gruber & Wise, 1999)(Gustman & Steinmeier, 2015)(Danziger et al., 1981). Em linha com esta relação entre longevidade, poupança, sistemas de previdência e atividade, a literatura indica que esquemas de contribuição definida estão associados a uma vida ativa mais longa, e a uma menor duração da aposentadoria, em comparação com sistemas de benefício definido (Ghilarducci & Webb, 2018) (Hytti, 1996).

A literatura de *option value* pressupõe que a estrutura atuarial influência simultaneamente as decisões de participação e de aposentadoria, porque o efeito dos incentivos dos sistemas de previdência sobre o adiamento dos benefícios supõe uma correlação endógena entre ambas. Uma consequência desse enfoque é que aquelas escolhas de aposentadoria que acontecem antes da idade que maximiza o bem estar previdenciário são sub-ótimas (Coile et al., 2002)(Benítez-Silva & Heiland, 2008) (Gustman & Steinmeier, 2015). O estudo dessas decisões sub-ótimas propõe que fatores como as necessidades econômicas, e os problemas de inserção laboral, são obstáculos ao adiamento da aposentadoria (Butrica & Karamcheva, 2018)(Gorry et al., 2023). Por outra parte, os estudos sobre *claiming behaviour* destacam outros aspectos não racionais da escolha que desincentivam a postergação (Bairoliya & McKiernan, 2021)(S. B. Shu & Payne, 2013)(S. Shu & Payne, 2023). Estas duas vertentes de literatura convergem na abordagem independente dos impactos dos sistemas de previdência sobre a participação e a aposentadoria. Em termos de políticas, esta independência supõe que as reformas previdenciárias introduzem impactos complexos sobre a extensão da vida ativa. Por exemplo, (MacInnis, 2010) analisa os efeitos da mudança em três parâmetros previdenciários: o teste de renda (earning test[4], a idade normal de aposentadoria, e o ajuste atuarial dos benefícios por adiamento, sobre a evolução de perfis ativos,

[1] A taxa de reposição equivale à proporção da aposentadoria sobre o salário prévio. Quanto maior a taxa, menos estímulo à participação

[2] O estudo de (Gruber & Wise, 2004), comparando diferentes tipos de sistema de previdência ao redor do mundo, conclui que a maioria impõe taxas implícitas sobre o trabalho

[3] Uma limitação desta necessidade de ajuste atuarial conforme evoluciona a longevidade é a dependência de decisões políticas (Holzmann, 1999)(James, 1997)(Gill et al., 2004)

[4] Na literatura, se conhede como teste de renda *earning test* às penalidades nos benefícios a aposentados que continuam trabalhando e recebendo salário

aposentados e que não participam nem aposentam. O estudo conclui que o aumento da idade mínima reduz a atividade, independentemente da condição de aposentadoria, elevando as chances de não trabalhar nem se aposentar. Um maior ajuste atuarial dos benefícios pelo adiamento da aposentadoria tem um impacto positivo na probabilidade de aposentar (independentemente da condição de atividade), e reduz a probabilidade de participar sem perceber benefícios. Por fim, os efeitos do teste de renda mostram que sua existência se associa com maior probabilidade de aposentadoria, e que o aumento do limite de renda isenta de taxa aumenta a participação.

O presente estudo insere-se nessa discussão respeito da influência dos sistemas de previdência social sobre a participação laboral da população idosa, desde a óptica do impacto dos incentivos sobre decisões endógenas. Em esse contexto, o objetivo é identificar como a estrutura dos pilares contributivos dos sistemas de previdência condiciona a vida ativa de pessoas próximas das idades de aposentadoria, separando os efeitos sobre as decisões de participação e aposentadoria dos idosos elegíveis.

Nossa pergunta foca-se no papel dos incentivos introduzidos pela estrutura dos sistemas de previdência sobre o potencial de transformação dos ganhos de longevidade em duração da vida ativa. Esta questão cobra relevância uma vez que o envelhecimento populacional na região latino-americana ocorre em um contexto de rápidas transformações demográficas e econômicas (Bloom & Canning, 2003). Diferentemente dos países desenvolvidos, onde as transições de fecundidade e mortalidade — que deram início ao ciclo de acumulação de capital — foram graduais e sequenciais, a região enfrenta processos marcados pela heterogeneidade nos ritmos e fases de transição . A queda da mortalidade ocorreu de forma acelerada, impulsionada pela industrialização, urbanização e avanços em saúde. (Frenk et al., 1994)(Vallin & Meslé, 2004)(Defo, 2014)(Solís & García-Guerrero, 2019). No caso da fecundidade, a redução foi abrupta e concentrada em poucas décadas. Em 1950, a maioria dos países apresentava níveis pré-transicionais, próximo de seis filhos por mulher, número que foi reduzido pela metade em apenas 40 anos. Essa rápida transição desacelerou o crescimento populacional a partir da década de 1960, consolidando-se como um dos principais fatores de envelhecimento da população (Preston et al., 1989)(Lee & Zhou, 2017)(Chackiel, 1999)(Saad, 2011)(Bloom et al., 2009). Esta evolução demográfica explica que boa parte da América Latina ainda apresenta estruturas etárias jovens, e baixas taxas de dependência, correspondentes a estágios iniciais da transição. O crescimento populacional persiste —apesar do declínio da fecundidade —devido à inércia da estrutura etária (Palloni et al., 2002).

Embora a razão de dependência condiciona a expansão os sistemas de previdência, o crescimento demográfico nem sempre se traduz em expansão da população ativa na América Latina. Durante os períodos de aumento do grupo etário jovem, evidencia-se a expansão da oferta laboral, mas o efeito econômico é atenuado pela redução da participação (Weller, 1998). A evolução do mercado de emprego na região se caracteriza por uma dissociação entre crescimento econômico e demanda de força laboral. Essa desconexão se associa à baixa produtividade, escasso acesso a investimento estrangeiro, a instabilidade macroeconômica e política, e o baixo nível educacional (Ribe et al., 2012). A mudança setorial da economia —com aumento do

setor de serviços em detrimento da indústria e agricultura —não foi suficiente para absorver a expansão da força de trabalho, resultando em queda na produtividade e nas taxas de crescimento econômico (Weller, 2000).

A dinâmica da atividade econômica também reflete diferenças de gênero. A expansão do setor terciário coincide com a queda da fecundidade, favorecendo o investimento em capital humano feminino e a maior escolarização, o que impulsionou a participação das mulheres [5] (Infante & Klein, 1991) (Weller, 1998). Ainda assim, a atividade feminina é inferior que a masculina (Amarante et al., 2021). Os baixos níveis de salário, e a ausência de políticas de conciliação do trabalho doméstico e o trabalho remunerado, representam altos custos de oportunidade para a participação feminina. Esses fatores obstaculizam ao aproveitamento do bônus de gênero o qual, na maioria dos países, poderia melhorar as relações de dependência demográfica efetiva (Amarante et al., 2021).

Outro ponto na relação entre a dinâmica populacional e mercado de trabalho é que a transformação da estrutura produtiva na região costuma ocorrer em contextos de crise econômica. Durante esses períodos, a perda de empregos nos setores mais dinâmicos leva à migração de trabalhadores para setores pouco produtivos na economia informal (Weller, 1998). O crescimento deste setor durante os períodos de recessão, —e sua presença estrutural como economia paralela, que absorve trabalhadores em fases do ciclo de vida marcadas por dificuldades de inserção formal —reduz a capacidade dos sistemas de previdência de arrecadar contribuições, e portanto limita o potencial do bônus de longevidade e do bônus de gênero em se transformar em vetores de sustentabilidade.

Os sistemas de previdência na América Latina são predominantemente contributivos, mas no contexto descrito, o número de seus potenciais beneficiários cresce em circunstâncias de baixa cobertura, crescentes pressões de financiamento, e iniquidades da proteção. Além disso, a evidência revela que—de forma semelhante ao estudo de (Gruber & Wise, 2004) —, nos pilares contributivos dos sistemas de previdência há desincentivos à participação laboral, e penalidades significativas ao trabalho após aposentadoria. Por exemplo, no caso de Brasil, que possui um sistema de previdência de benefício definido, (Queiroz, 2008) identifica uma penalidade por impostos implícitos ao trabalho de um terço da renda potencial aos 65 anos. Resultados semelhantes observam (Álvarez et al., 2012) para Uruguai, sob o sistema de benefício definido anterior à reforma de 1996, no qual trabalhadores que completam os anos de contribuição exigidos para se aposentar enfrentam uma perda de renda de 100% ao adiar p benefício entre os 60 e 63 anos, e de 120% após os 65 anos. Ao contrário dos modelos de benefício definido, os sistemas de contribuição definida e mistos tendem a introduzir menores desincentivos ao trabalho. Por exemplo, (James & Edwards, 2005) e (Cerda, 2002) analisaram a experiência chilena e concluíram que a reforma previdenciária de 1980 —que substituiu um modelo de benefício definido —reduziu a probabilidade de aposentadoria entre os idosos acima de 50 anos. Além disso, ao controlar as variáveis relacionadas às pensões, concluem que a reforma aumentou a participação dos idosos no mercado de trabalho. O adiamento da aposentadoria a partir da

[5] Entre os homens, o aumento da escolaridade se associa com a queda da participação, principalmente em idades jovens(Infante & Klein, 1991) (Weller, 1998)

reforma está ligado ao aumento na variabilidade dos benefícios própria da estrutura atuarial do novo sistema. De acordo com (Aguila, 2014), a reforma estrutural mexicana em 1997 também teve o efeito de diminuir os desincentivos atuariais à participação dos sistemas de benefício definido pre-reforma, embora existem barreiras ao adiamento associadas à aposentadoria mínima. O impacto positivo sobre a atividade de pilares de contribição definidaé moderado pela presença limiares contributivos mínimos e programas não contributivos, que proporcionam um piso de proteção, mas reduzem os incentivos à contribuição, especialmente entre trabalhadores com trajetórias interrompidas (Joubert, 2015)(Á. Forteza & Rossi, 2012). Nos sistemas mistos [6], como o implementado no Uruguai após a reforma de 1996, observa-se um efeito que combina desincentivos típicos dos sistemas de benefício definido, e os incentivos ao prolongamento da vida ativa associados aos pilares de contribuição definida. No entanto, (Álvarez et al., 2012) indicam que, no regime misto estabelecido a partir da reforma de 1996, há menores incentivos para aposentar e menos impostos implícitos ao trabalho (alcançando o valor máximo em idades avançadas, próximo aos 70 anos) em comparação ao regime anterior (A. Forteza & Sanromán, 2011) (Caristo, 2015).

Um primeiro elemento central de nossa discussão se refere a influência dos incentivos previdenciários —sob diferentes formatos do pilar contributivo —sobre as decisões de participação e aposentadoria em contextos de mercados de trabalho com alta informalidade. A literatura sobre os países em desenvolvimento mostra que os efeitos do *benefit accrual* e das distorções da oferta laboral são amplificados pela informalidade, limitando o potencial da estrutura atuarial dos sistemas de previdência de influenciar a atividade. Na Colômbia, (Becerra, 2017) conclui que os incentivos do sistema de previdência não modificam o nível da participação das pessoas idosas, mas afetam a oferta nos mercados formal ou informal (a formalização aumenta a oferta no primeiro mercado, e o salário no segundo [7]). Para Chile, (Becerra, 2018) (Joubert & Todd, 2011)(Joubert, 2015) concluem no mesmo sentido, e identificam que os incentivos da previdência impactam a probabilidade de contribuir entre aqueles indivíduos com capacidade para migrar do setor formal assalariado para o setor não formal autônomo. Nosso argumento é que a existência de mercados não protegidos contribui à desvinculação das decisões de participação laboral e aposentadoria (mesmo que a estrutura dos sistemas as unifique), caso os trabalhadores migrem para o setor informal. Assim, sob sistemas de benefício definido —onde não há equivalência entre contribuições e benefícios —a informalidade pode aumentar essa defasagem, diminuindo a oferta laboral no mercado formal, ou mediante a redução do percentual do salário destinada às contribuições. Além disso, a inserção do mercado informal relativiza os desincentivos atuariais à atividade, porque o efeito taxa da previdência pode ser evitado alocando trabalho nesse mercado. Nos sistemas de contribuição definida, a relação direta entre aportes e benefícios reduz o efeito da taxa previdenciária, favorecendo a oferta de trabalho no mercado formal. Porém, como essa dinâmica incide sobre a intensidade da oferta nesse mercado, contribui para o fortalecimento dos salários do setor informal no longo prazo (S. Edwards & Edwards, 2002) (Becerra, 2017).

[6] Este tipo de modelos se estruturam integrando ambos os tipos de pilares por meio de afiliação obrigatória, ver caraterísticas em detalhe no capítulo 3

[7] Este país tem um sistema de previdência paralelo, no qual os pilares de benefício definido e contribuição definida competem, cuja afiliação é voluntária

Como consequência, reduzem-se as densidades de contribuição e as probabilidades de aceder a uma aposentadoria contributiva, especialmente das pessoas de menor nível de renda e com preferências intertemporais pelo presente. Para esses trabalhadores, a poupança individual com baixos níveis de renda e interrupções na trajetória laboral pode aumentar a utilidade de permanecer no mercado não protegido. Em regimes mistos, espera-se um efeito intermediário da informalidade sobre a participação, em comparação aos regimes puros.

Além disso, interessa-nos discutir a influência da estrutura previdenciária sobre as decisões de participação e aposentadoria de homens e mulheres. Há um potencial de gênero na extensão da vida ativa associado às mudanças na fecundidade, o aumento da educação feminina, e a maior longevidade (Amarante et al., 2021). Contudo, existem fatores que tornam os mecanismos de financiamento baseados em contribuições por atividade mais onerosos e menos atrativos para as mulheres. A existência do mercado informal na América Latina pode interaccionar —sob ambos os tipos de sistema de previdência —com a inserção feminina não protegida, pois este mercado é uma alternativa competitiva ao emprego formal, associada às necessidades de conciliação de emprego remunerado e doméstico. Os sistemas de benefício definido influenciam a participação das mulheres mediante o componente redistributivo, que altera a relação entre contribuições e retornos. A prestação não é decrementada pela maior esperança de vida, o que implica maior tempo como beneficiárias, sem redução do valor, proporcional à maior sobrevivência (Marco & CEPAL, 2004)(James, 1997)(Renier, 2022)(Arza, 2019). Esta caraterística atuarial ,na teoria, funciona como um estímulo à contribuição durante a vida ativa, já que a longevidade aumenta o valor presente da poupança previdenciária. No entanto, o efeito taxa da previdência social é maior entre as pessoas com menor nível de renda —grupo no qual as mulheres estão sobrerrepresentadas —o que pode estimular a permanência no mercado informal, apesar dos ganhos redistributivos na aposentadoria. Pelo contrário, os sistemas de contribuição definida refletem os menores salários femininos durante a trajetória laboral, e a maior esperança de vida, o que implica um valor do benefício menor. Estes elementos deveriam ser incentivos à insersão laboral formal (Marco & CEPAL, 2004)(Bamford & Watson, 2013)(De Mesa & Montecinos, 1999). Contudo, não há exigência em termos de tempo de contribuição que afetam aos trabalhadores com trajetórias interrompidas(Á. Forteza & Rossi, 2012).

Além disso, os sistemas de previdência influenciam indiretamente as decisões de participação e aposentadoria das mulheres por meio de diversos mecanismos. Por exemplo, a definição da idade mínima de aposentadoria masculina afeta o atividade feminina, dada a preferência por aposentadorias conjuntas entre casais (Bamford & Watson, 2013)(James, 2012). Outros elementos relevantes incluem os incentivos direcionados aos esposos, e os benefícios por sobrevivência com base contributiva. Também a existência de pisos mínimos de aposentadoria e cobertura não contributiva desincentivam a atividade em idades próximas da aposentadoria. Como os salários e o tempo de contribuição femininos aumentam as chances de apenas aceder à aposentadoria mínima ou depender do pilar de seguro social, contribuir além do mínimo atua como uma taxa implícita, favorecendo a evasão à informalidade ou a inatividade (James, 2012)(Valdés, 2007).

O trabalho estrutura-se em torno de três objetivos principais: Em primeiro lugar, deacrever

a relação entre extensão da vida ativa e aposentadoria. Nossa hipótese sugere que países com regimes de previdência baseados em contribuição definida apresentam um efeito neutro sobre a atividade dos idosos, enquanto, os de benefício definido desencorajam a participação. Em consequência, espera-se que os pilares de contribuição definida apresentem uma maior duração da vida ativa, maiores idades de saída da atividade, e menor duração da vida em aposentadoria. Sobre este ponto, o estudo visa contribuir à discussão sobre o potencial de extensão da vida ativa como componente das políticas previdenciárias, quantificando o tempo que as pessoas permanecem no mercado laboral, e o tempo durante o qual recebem aposentadoria contributiva, incorporando o tempo alocado no mercado informal.

Como segunda etapa, analisa-se a relação entre tipo do sistema de previdência contributivo e a probabilidade de participação dos idosos. As hipóteses que orientam este objetivo supõem: a) A aposentadoria reduz a atividade dos idosos, derivada da substituição de renda salarial por renda previdenciária. Espera-se uma maior redução da probabilidade em países com pilares de benefício definido, e entre as mulheres que entre os homens. b) Esses incentivos são também uma barreira à participação dos aposentados, mais intensa sob os pilares de benefícios definidos, e entre as mulheres. c) As decisões de participação e aposentadoria são correlacionadas e condicionadas pelos incentivos previdenciários, que podem sincronizar ou dessincronizar ambas as decisões, dependendo das características individuais e dos domicílios. Supõe-se que os incentivos atuariais sincronizam essas escolhas quando o ajuste do benefício futuro por permanecer ativo após a idade de elegibilidade de aposentadoria não compensa o menor tempo futuro recebendo a prestação (*benefit accrual*), há impostos implícitos ao trabalho, e o início dos benefícios é condicionado pela saída da força laboral (por exemplo, por legislação que estabelece condições para a atividade dos idosos). Em consequência, espera-se que sistemas de benefício definido unifiquem essas decisões. Por outro lado, supõe-se que sob sistemas de contribuição definida a estrutura atuarial favorece a separação das decisões de maximização dos benefícios de aposentadoria das de oferta laboral, porque a propensão de atividade não é necessariamente condicionada pela idade ao aposentar. Também esperamos que, para o caso das mulheres, as decisões não sejam necessariamente simultâneas, associado a sua maior dificuldade para permanecer no mercado laboral em idades avançadas, e para atingir os requerimentos para aposentar. Consideramos que a relação potencialmente endógena entre ambas as decisões é relevante na discussão sobre reformas dos sistemas de previdência, porque afeta o aproveitamento da vida ativa potencial. A subutilização da capacidade de trabalho entre idosos com boa saúde, empregabilidade e disposição para participar, revela as caraterísticas da estrutura atuarial do regime previdenciário, que pode ser coerente ou inconsistente para a extensão da vida ativa. Nessa linha, este objetivo contribui à literatura em aprofundar sobre a consequência implícita do modelo de *option value* da endogenidade, ao evidenciar como características individuais e dos domicílios influenciam, de forma direta a decisão de participação, quanto indiretamente —através dos efeitos do modelo previdenciário—sobre a aposentadoria.

Nosso último objetivo visa analisar o efeito dos sistemas de previdência na definião de perfis de idosos protegidos por aposentadoria, ativos e vulneráveis (isto é, sem acesso à aposentadoria e sem renda salarial). Como consequência da hipótese que os sistemas de benefício

definido incentivam a sincronização, espera-se, sob esses pilares, uma maior probabilidade de perfis de aposentadoria e inatividade para trabalhadores com carreiras formais longas. Associado a isso, sugerimos que participar sem aposentar será caraterizado pela vulnerabilidade, decorrente do não cumprimento dos critérios de elegibilidade para aposentar (idade e tempo de contribuição) (A. Forteza & Ourens, 2009). Os sistemas de contribuição definida, ao vincular os benefícios às contribuições e promover a independência das decisões de participação e aposentadoria, deveriam apresentar maior propensão a participar sem aposentar, e participar aposentado. Espera-se que as caraterísticas subjacentes ao perfil que participa sem aposentar sejam mais diversificadas. O perfil não será necessariamente caraterizado pela vulnerabilidade, pois pessoas com maiores contribuições e condições para permanecerem ativas têm incentivos atuariais para isso. Além disso, antecipamos que indivíduos com restrições de liquidez sob estes sistemas podem experimentar maior flexibilidade para aposentar apenas que possível. Contudo, nesses sistemas, há um risco maior que a renda previdenciária seja insuficiente, exigindo complemento com renda salarial até idades avançadas, em função do qual o perfil de participação e aposentadoria será mais provável. Esperamos encontrar menores diferenças entre tipos de sistemas contributivos na probabilidade de mulheres seguirem trajetórias protegidas (recebendo aposentadoria) ou ativas, devido aos desafios de conciliar trabalho remunerado e não remunerado, preferências por aposentadoria conjunta, interrupções na trajetória laboral e riscos de evasão para o setor informal. Por fim, o perfil vulnerável será mais homogêneo nos países com sistemas de benefício definido no que em sistemas de contribuição definida. O risco deste perfil se associa com determinantes que afetam ao cumprimento de regras de elegibilidade (tempo mínimo de contribuição) que, além de caraterísticas de exclusão estrutural do mercado de trabalho, podem ser causados por choques não previsíveis, como desemprego, saúde, etc. Em sistemas de contribuição definida, este perfil é menos afetado pelo critério de mínimo de aportes, porque tende a ser menos relevante para o direito ao benefício, porém, este será mais homogêneo, pois os excluídos serão aqueles que não possuem condições para contribuir. Também espera-se maior risco entre as mulheres, independentemente do modelo previdenciário do país. Este objetivo, ao distinguir como as caraterísticas dos perfis de idosos protegidos, ativos e vulneráveis se distribuem sob diferentes sistemas previdenciários, evidencia a heterogeneidade de respostas individuais aos incentivos atuariais. Procura-se, a partir da análise dos riscos associados a cada estrutura de incentivos, discutir necessidades específicas de política para apoiar a extensão da vida ativa, proteger contra vulnerabilidade, e garantir trajetórias mais equitativas na transição para a aposentadoria.

Para responder a estes objetivos, selecionamos três países, entre os quais dois reformaram seus sistemas de previdência para estabelecer modelos que incluem um pilar de contribuição definida. A diferença fundamental entre eles está na existência de um pilar de benefícios definidos com caráter residual, restrito ao seguro social (às pensões não contributivas e aposentadoria mínima), como ocorre no Chile, ou um no qual o pilar de benefício definido é complementar ao pilar de contribuição definida (um modelo misto, como foi adotado no Uruguai a partir de 1996). O terceiro país selecionado, Paraguai, foi escolhido porque mantém um sistema de benefício definido puro. Uma descrição mais detalhada das caraterísticas de cada sistema se apresenta no capítulo 3.

2 Fundamentação Teórica

2.1 O modelo econômico de alocação de tempo entre participação laboral e lazer no contexto da aposentadoria

O modelo microeconômico de alocação de tempo entre trabalho e lazer explica a participação laboral como uma eleição de maximização de utilidade, que depende do consumo de bens e de tempo livre, ambos sujeitos a preços de mercado. O bem-estar do indivíduo está limitado pela restrição orçamentária que relaciona renda e consumo. Esse ultimo pode se sustentar mediante salário por hora trabalhada, ou como renda não salarial. Quando o indivíduo não aloca tempo no mercado de trabalho, o consumo depende do ingresso não salarial; quando aloca todo seu tempo ao trabalho, sua renda corresponde ao salário-hora somado à renda não salarial (Ashenfelter & Layard, 2010) (Lorenz & Zwick, 2020)(Leonesio, 1995). A decisão de participação (H=0), relaciona o salário real e o valor subjetivo do tempo de lazer. Quando o salário real pelo trabalho é maior que o benefício do tempo livre, a pessoa participará no mercado laboral (H>0), caso contrário, a pessoa decide não participa. Se existe indiferença sobre alocar ou não tempo na força laboral, o salário real pode modificar as horas destinadas ao emprego (Ashenfelter & Layard, 2010).Além da restrição orçamentária, a decisão de alocação de tempo de trabalho depende das preferências. Condicionada à participação, uma segunda etapa é a quantidade de horas destinadas ao trabalho, cujo ótimo se alcança quando o valor de uma hora livre é igual ao salário real do trabalho (Leonesio, 1995). O modelo aplicado também supõe maior preferência por tempo livre conforme aumenta a idade (Blundel et al., 2016). A alocação de horas pode ser influenciada pela mudança no salário em dois sentidos : um *efeito de renda* e um *efeito substituição*: O *efeito renda* implica que um crescimento do salário real horário aumenta o consumo de bens, incluído o tempo livre. Em contraste, uma redução salarial diminui o consumo de lazer. O predomínio do efeito renda resulta na diminuição do tempo alocacado no mercado de trabalho quanto maior o salário real por hora (maior consumo de tempo livre), e na ampliação das horas de trabalho quando o salário real diminui. O *efeito substituição* implica que, quando aumenta o salário hora real, o custo de oportunidade do tempo livre cresce, em consequência, a dedicação horária ao mercado laboral aumenta. Em contraste, o custo do tempo de lazer diminui quando o salário real cai. Este efeito substituição pode afetar a participação quando implicitamente se estabelecem taxas que gravam o salário a partir de certa idade (ver a discussão sobre os efeitos dos sistemas de previdência social sobre a participação), quando existem transferências privadas entre pessoas ou domicílios, ou quando a poupança pessoal permite financiar o consumo (Blundel et al., 2016)(Börsch-Supan et al., 2020). As preferências individuais determinam o predomínio de algum dos efeitos, mas estas são influenciadas pelos sistemas de previdência.

2.2 Os efeitos da previdência social sobre as decisões de participação laboral

A existência de sistemas de previdência social pode modificar o comportamento descrito em relação à alocação de tempo no mercado laboral (Ashenfelter & Layard, 2010). Essas modificações estão associadas com: a) *efeitos de substituição*: A previdência social afeta a participação e a dedicação horária ao mercado laboral através do efeito sobre os rendimentos. Durante os anos em que o trabalhador não é elegível para previdência, as contribuições funcionam como uma taxa sobre o trabalho, reduzindo o consumo disponível (inclusive o lazer), e reforçando o efeito renda, o que estimula a atividade. Ao alcançar a idade de elegibilidade para previdência, a renda não salarial previdenciária aumenta o valor subjetivo do tempo de lazer por meio do efeito substituição (maior ingresso aumenta consumo de lazer, e diminui a participação [8](Delsen, 2003) (Blinder, 1982) (Piggot et al., 2008) (Blundel et al., 2016) (Quinn et al., 1990) (Coile, 2018)). b) *efeitos de bem-estar*: Os sistemas de previdência impõem redistribuições intergeracionais e intrageracionais, as quais afetam o bem-estar dos indivíduos ao longo do curso de vida, e condicionam a alocação de tempo entre trabalho e tempo livre, ao fazer menos direta a relação entre contribuições e benefícios (Blundel et al., 2016) (Holzmann, 2017) (Holzmann et al., 2019) c) *efeitos de liquidez*: As pensões são ilíquidas, isso implica que não podem ser utilizadas até a idade mínima em que a pessoa é elegível para aposentadoria, o que as transforma em substitutos imperfeitos da poupança individual. Em condições de restrição financeira, tornar-se elegível pode reduzir a atividade, ao aumentar imediatamente a liquidez (Blundel et al., 2016) (Blinder, 1982) (Kahn, 1988) (Coile, 2018).

A arquitetura da previdência social se integra a essa maximização de consumo entre participação e tempo livre no ciclo de vida, em razão dos incentivos atuariais e os impostos implícitos ao trabalho (Ashenfelter & Layard, 2010). De acordo ao modelo de *option value*, a decisão de aposentadoria é baseada na maximização do bem-estar previdenciário, ao comparar o valor presente dos benefícios de continuar trabalhando um ano a mais, com o valor presente de se aposentar imediatamente (Stock & Wise, 1988). O elemento chave da decisão ótima de aposentadoria é a neutralidade atuarial, que implica que os incrementos dos benefícios futuros por um ano adicional de trabalho são equivalentes às contribuições por esse ano adicional, e compensam o impacto da mortalidade sobre o tempo como beneficiário (Stock & Wise, 1988). A neutralidade atuarial elimina distorções da atividade, ao evitar diferenças entre benefícios e custos de trabalhar um ano adicional, que funcionam como taxas implícitas. Assim, sistemas que aumentam os benefícios futuros ao adiar a aposentadoria estimulam a participação, enquanto

[8] O modelo de alocação de tempo também se aplica às decisões de participação após aposentadoria. Explicam-se em função da maximização entre trabalho e tempo de lazer, sob a restrição presupuestária considerando a previdência social. A decisão da participação depende da utilidade dos ingressos salariais potenciais após aposentar, em relação à renda não salarial. Quanto maior a razão, mais provável que o aposentado participe na força laboral (Lorenz & Zwick, 2020). Caso o salário potencial após aposentar seja muito baixo, aumenta o custo do tempo livre e, a existência de um ingresso não salarial por aposentadoria assegura um nível de consumo, pelo que a probabilidade de trabalhar após aposentar diminui. Em contraste, se o salário potencial é alto, ou ocorrem mudanças na valoração do tempo livre após aposentar (o que aparece na literatura em relação com melhoras na condição de saúde, choques econômicos negativos, ou mudanças nas preferências sobre uso do tempo, mais provável a participação.) (Maestas, 2010) (Kutlu, 2014)

sistemas com benefícios pouco ajustados ao tempo adicional de trabalho incentivam a saída precoce do mercado (Stock & Wise, 1988)(Delsen, 2003).

A relação entre neutralidade atuarial e fórmula de cálculo dos benefícios torna a previdência social determinante na dinâmica da oferta laboral. Sistemas de benefícios definidos se caracterizam por oferecerem uma anuidade vitalícia calculada a partir de uma fórmula que combina os anos de contribuição, e uma média salarial da trajetória laboral (Disney et al., 1999) (Bertranou, 2001b) (Blundel et al., 2016). O sistema estabelece uma idade normal de aposentadoria, que representa a menor idade na qual é possível aceder aos benefícios. A aposentadoria anterior à idade normal —quando possível —acarreta uma penalidade, para compensar o tempo adicional previsto como beneficiários, ainda que a fórmula do sistema não inclua explicitamente a esperança de vida. Outro fator relevante é a aplicação de penalidades nos benefícios de aposentadoria para aqueles que continuam trabalhando e recebendo salário acima de um limite fixo (Delsen, 2003)(Blundel et al., 2016) (Disney et al., 1999)(Leonesio, 1995). Esta combinação de elementos cria desincentivos para adiar a aposentadoria além da idade normal, pois não há ajuste compensatório pela diminuição dos anos em que se recebem benefícios, e existem impostos implícitos ao trabalho. Como consequência, sistemas de benefícios definidos criam uma estrutura actuarial que penaliza tanto a aposentadoria precoce, quanto o adiamento após a idade normal (Stock & Wise, 1988)(Blinder, 1982).

Ao contrário, os sistemas de contribuições definidas têm um esquema de incentivos neutros em relação à idade de aposentadoria que favorece a participação. Estes sistemas organizam-se a partir de uma conta de poupança individual administrada por seguradoras, que investem uma fração da renda do trabalhador para gerar uma taxa de juros. Os benefícios não são fixos, dependem do valor acumulado na conta individual ao momento da desacumulação, e dos rendimentos dos investimentos. A fórmula de cálculo é uma razão entre os fundos acumulados na conta individual e um fator que inclui a esperança de vida no momento da aposentadoria como parâmetro explícito (Disney et al., 1999). Este tipo de modelo baseia-se na equivalência entre o valor presente esperado das contribuições e dos benefícios futuros, independentemente da idade. A estrutura de incentivos supõe que a elegibilidade para previdência não altera a relação linear intertemporal da restrição orçamentária, em consequência, a alocação entre trabalho e lazer dependerá apenas das preferências, assim como do custo oportunidade do tempo livre (Holzmann, 1999). A aposentadoria antecipada é desestimulada, pois o saldo da conta individual deve ser suficiente para cobrir o nível de consumo prévio [9]. Adicionalmente, o método de cálculo dos benefícios implica um risco de longevidade (a probabilidade de acabar os fundos acumulados antes que a esperança de vista prevista no cálculo da anuidade), cujo custo é suportado pelo próprio trabalhador [10]. Em consequência, a decisão de participar e de acessar

[9] Dependendo do país, o saldo exigido pode ser o equivalente à aposentadoria mínima, ou uma taxa de reposição determinada (Ebbinghaus, 2006) (Holzmann et al., 2019)

[10] O risco em questão está associado ao facto de que, ao atingir a idade elegível para aposentar, os sistemas de contribuição definida oferecerem duas formas principais de desacumulação dos benefícios: a) *Renda programada*: o trabalhador recebe uma pensão mensal fixa estimada de acordo aos fundos acumulados na conta individual e a esperança de vida. Neste esquema, o trabalhador assume o risco de sobrevivência além da esperança de vida. Caso os fundos da conta individual se esgotem, passa a receber a aposentadoria mínima. b) *renda vitalícia*. Esta segunda forma implica que o trabalhador utiliza os fundos acumulados para

benefícios previdenciários tende a ser menos sincronizada, pois não há penalidades para quem permanece ativo, ou opta por combinar ambos.

2.3 Claiming behaviour e participação na força laboral

A literatura sobre *claiming behaviour* discute os pressupostos da teoria clássica de alocação de tempo e de *option value*, ao observar que muitos indivíduos antecipam a aposentadoria, mesmo quando o sistema previdenciário é atuarialmente neutro. Sob esta ideia, os mecanismos que explicam quando começar a receber benefícios torna-se relevante. A literatura sugere, além dos incentivos financeiros, outros fatores comportamentais como: a) *Motivos preventivos perante de choques de emprego e saúde*: As pessoas que experimentam perdas de salário, dívidas, períodos de desemprego ou problemas de saúde tendem a acessar os benefícios assim que possível, mesmo com penalidades. Nessas condições, os indivíduos ajustam consumo, participação no mercado laboral, e a idade de aposentadoria, para superar as restrições orçamentárias (Butrica & Karamcheva, 2018)(Bairoliya & McKiernan, 2021). b) *Desinformação sobre as regras previdenciárias, avaliação subjetiva dos riscos de mortalidade, e confiança no futuro*. A falta de conhecimento acerca de penalidades nos benefícios por aposentadoria antecipada é um dos motivos que conduzem a uma resposta reduzida aos incentivos ao adiamento. Adicionalmente, os erros na avaliação dos riscos de mortalidade condicionam a resposta aos estímulos atuariais, uma vez que a autoperceção sobre a probabilidade de morte está associada à aversão de perda dos benefícios futuros. Indivíduos que subestimam suas probabilidades de sobrevivência serão menos propensos a receber a anuidade como proteção contra um risco de longevidade. Por outra parte, a confiança no futuro se associa com a subestimação da capacidade dos eventos inesperados de impactar os riscos de pobreza em idades avançadas (Bairoliya & McKiernan, 2021) (Delavande et al., 2006) (S. B. Shu & Payne, 2013)(S. Shu & Payne, 2023)(Hurd et al., 2004)(O. S. Mitchell & Utkus, 2004). c) *Motivos de legado*, que implicam a utilidade que as pessoas derivam das transferências intergeracionais. Pessoas que desejam transmitir herança para a próxima geração tendem a coletar os benefícios em idades menores que as atuarialmente ótimas (Bairoliya & McKiernan, 2021). d) *Motivos comportamentais*: As decisões de aposentadoria seguem normas sociais, como a identificação da idade legal como ótima. Estudos nessa linha mostram que, para uma proporção significativa da população, essa idade funciona como ponto de referência, independentemente dos incentivos atuariais. (Lalive et al., 2020) (O. S. Mitchell & Utkus, 2004). Outro aspecto comportamental envolvido na decisão de receber benefícios se associa com a percepção de merecimento e justiça. As pessoas que atribuem um sentido de posse sobre as contribuições à aposentadoria experimentam uma aversão à perda que desestimula o adiamento (S. B. Shu & Payne, 2013)(S. Shu & Payne, 2023) (Bairoliya & McKiernan, 2021).

Estes comportamentos podem ser estimulados ou atenuados pelas caraterísticas do sistema de previdência. Por exemplo, os sistemas de benefício definido frequentemente estimulam pontos

a contratação de um seguro que assume o risco de longevidade. Observa-se que este modelo de acesso aos benefícios desincentiva à aposentadoria antecipada, uma vez que a discrepância em relação à idade normal será coberta pelos fundos individuais com menos anos de contribuição, que implica um valor menor do benefício. Em alguns sistemas, é permitida a combinatória das formas de desacumulação

de ancoragem em torno da idade de elegibilidade, devido à estrutura de incentivos atuariais que tende a padronizar as decisões de aposentadoria (Moen, 2003). Nos sistemas de contribuição definida, a homogeneidade na escolha da idade de aposentadoria não se associa com incentivos atuariais (como foi dito, tem um efeito etário neutro), mas com percepções e preferências. Embora, em teoria, a variabilidade dos benefícios nesses sistemas contribui a decisões menos uniformes, na prática estas tendem a se concentrar ao redor de idades legais de previdência (opções por defeito) (Kanfer et al., 2008)(Lalive et al., 2020)(O. S. Mitchell & Utkus, 2004). Outra dimensão associada a esse comportamento é a aversão ao risco da taxa de juros. Sob estes esquemas, as pessoas avessas ao risco preferem a aposentar apenas seja possível, ainda que atuarialmente seja desvantajoso sobre o valor do benefício, devido à incerteza sobre a rentabilidade futura dos fundos acumulados (Lusardi & Mitchell, 2011).

Por outra parte, os motivos de legado, as perceções de justiça e posse sobre as contribuições motivam decisões subótimas, quando interagem com mecanismos redistributivos presentes nos sistemas previdenciários. Nos sistemas de benefício definido, as redistribuições intergeracionais e intrageracionais são implícitas, o que pode dificultar a percepção de equidade entre contribuições e benefícios. Esta situação pode originar incentivos para a aposentadoria antecipada, caso os indivíduos considerem as suas contribuições como um direito adquirido. As redistribuições implícitas podem entrar em conflito com expectativas de deixar herança, especialmente entre grupos com menor longevidade. Isso porque a mortalidade outorga direito aos descendentes a benefício de sobrevivência, porém, as contribuições não são equivalentes à pensão, e a diferença é uma perda para o contribuinte e seus herdeiros. Em contraste, nos sistemas de contribuição definida, as redistribuições são predominantemente intrageracionais, que deslocam consumo ao longo do curso de vida do indivíduo (Komp et al., 2010) [11], o que diminui o impacto das motivações de justiça e legado sobre as decisões de aposentadoria.

2.4 Aspectos não econômicos da participação laboral após aposentadoria

As decisões de permanência na vida ativa além da idade de aposentadoria são influenciadas tanto pelas condições econômicas e outros choques que afetam a capacidade de adaptar o consumo, como por um componente de estilo de vida (Pettersson, 2011) (Maestas, 2010) (Giandrea et al., 2010) (Kutlu, 2014) (Atamanova, 2020)(Montizaan, 2017)(Alcover, 2017)(Pleau & Shauman, 2013)(Wind et al., 2019). A teoria dos roles explica a permanência na vida ativa em idades avançadas a partir da mudança de funções ocupacionais para outros desempenhados em outros âmbitos (família, comunidade etc.). Com base nesse argumento, indivíduos cujos papéis profissionais são constitutivos da personalidade têm maior propensão para trabalhar após aposentar, enquanto o contrário acontece com aqueles engajados em roles alternativos ao emprego (Micheel et al., 2010)(Adams et al., 2002) (Settels, 2013)(Martinčeková & Škrobáková, 2019)(Carter & Cook, 1995).

[11] Nestes sistemas, a redistribuição intergeracional é explícita, dado que sua financiação provém de taxas gerais (Komp et al., 2010)

Diferentemente do enfoque de papéis, a teoria da continuidade explica a participação após aposentadoria em função da necessidade psicológica de estabilidade como resposta de adaptação às mudanças (Atchley, 1989). Argumenta que os idosos se adaptam de forma eficaz a aposentadoria se desenvolveram relacionamentos, um modo de pensar e habilidades de adaptação a, que favoreçam a continuidade na vida ativa. As pessoas que durante a vida adulta desenvolvem uma identidade baseada no trabalho, buscam preservar-la além da aposentadoria, e em esse contexto, a participação laboral permite manter vínculos sociais e um sentido de satisfação e propósito (Micheel et al., 2010)(Settels, 2013)(Martinčeková & Škrobáková, 2019). A preferência por estabilidade explica a maior propensão à atividade após aposentadoria entre aqueles que se aposentam mais jovens, ou por motivos involuntários (Maestas, 2010)(Montizaan, 2017).

2.5 As decisões de participação e aposentadoria sob a luz do gênero

A principal crítica às teorias da participação e aposentadoria em função da alocação do tempo é que elas ignoram a divisão sexual do trabalho nos domicílios. Essa divisão impõe às mulheres uma restrição orçamentária específica, na qual o tempo se divide entre trabalho remunerado, produção doméstica e lazer (Mincer, 1962) (Lorenz & Zwick, 2020). A divisão sexual do trabalho se orienta à especialização produtiva como critério maximizador da força laboral, o que posiciona ao trabalho feminino remunerado como fonte de renda secundária dos domicílios. Se por uma parte, essa diferença reduz o custo de oportunidade do tempo dedicado ao lazer e à produção doméstica (o que influencia negativamente a atividade feminina), por outra, os bens de mercado são substitutos da produção doméstica, razão pela qual os preços de mercado afetam as decisões de participação feminina, ao afetar a escolha entre trabalho remunerado, produção doméstica e lazer, por meio dos efeitos *substituição e renda* (Mincer, 1962) (Gronau, 1977) (Sharir, 1975). Além disso, as mulheres experimentam um risco maior de entrar e permanecer no mercado informal, pela necessidade de conciliação do emprego renumerado e não remunerado (Schmitz et al., 2023). Isso reduz suas possibilidades de aceder a uma aposentadoria contributiva própria que signifique renda suficiente para o consumo nas idades avançadas.

O modelo econômico clássico assume que os indivíduos são tomadores de decisão que maximizam bem-estar em forma independente. Porém, uma crescente linha de estudos aborda as decisões de participação e aposentadoria em termos de interdependência entre integrantes dos domicílios. Os corresidentes fazem escolhas conjuntas sobre participação laboral, produção doméstica, consumo e tempo livre, em consequência, os efeitos de substituição e renda são respostas de complementaridade ou substituição das escolhas moldadas por incentivos e preferências compartilhadas (Mincer, 1962)(Danziger et al., 1981). (Coile, 2003)(Munnell & Soto, 2005) (Maestas, 2017). O *efeito substituição* diz respeito à relação entre mudanças na renda familiar, e as decisões de atividade associadas ao consumo de lazer. No contexto conjugal, ocorre quando mudanças na renda de um cônjuge afetam a participação laboral do outro, sobretudo quando há complementaridade nas preferências por lazer. Em contraste, se não existe complementariedade nas preferências por tempo livre, o cônjuge com renda secundária pode compensar uma perda de renda laboral aumentando sua participação. O *efeito renda* está

associado à mudança na renda disponível do domicílio, derivada da aposentadoria de um dos cônjuges. Caso a renda seja suficiente para manter o nível de consumo, a oferta de trabalho do casal tende a diminuir. Em conclusão, o impacto do efeito substituição é mais forte em contextos onde há complementaridade nas preferências entre os cônjuges, enquanto o impacto do efeito renda é mais pronunciado em domicílios que enfrentam restrições orçamentárias devido à aposentadoria. Estudos anteriores indicam que, em contextos de complementariedade, as mulheres tendem a responder à aposentadoria dos esposos aumentando a dedicação à produção doméstica e tempo livre, ainda quando uma menor participação seja sub-ótima para o acesso à aposentadoria própria. Entre os homens, a literatura majoritariamente documenta que a aposentadoria das esposas leva a uma redução da atividade, em linha com a preferência por mais tempo livre compartilhado (Lalive & Parrotta, 2017) (Jolly & Theodoropoulos, 2023) (Johnson & Favreault, 2001)(Maestas, 2017) (Hospido & Zamarro, 2014)(Merkurieva, 2023).

As teorias sobre *claiming behaviour* também têm enfatizado as diferenças comportamentais entre gêneros que explicam que as mulheres realizam escolhas de aposentadoria que, do ponto de vista do modelo de *option value*, seriam subótimas. A literatura indica que as mulheres assumem custos implícitos ao iniciarem os benefícios antes do expectável segundo opção de valor, e em idades que prejudicam seu bem estar futuro (Lalive et al., 2023). O subótimo da decisão é ainda maior nos sistemas de contribuição definida, nos quais existe uma relação direta entre contribuição e benefícios (dado que os salários femininos são mais baixos), e a esperança de vida é um parâmetro explícito de cálculo do benefício, de forma que as mulheres correm maior risco de longevidade (Holzmann, 2017)(Marco & CEPAL, 2004). Além disso, a bibliografia indica que existem diferenças comportamentais de gênero na aversão ao risco (Veremchuk, 2020)(Bajtelsmit et al., 1999). As mulheres preferem investimentos mais conservadores, que impõem menores níveis de risco, mas também rendimentos inferiores. Essas diferenças têm consequências tanto sobre a idade escolhida para aposentar, quanto no valor da prestação (Bardasi & Jenkins, 2010). Em sistemas de benefício definido, os aspectos comportamentais também podem afetar diferentemente por gênero a eleição da idade ao aposentar mediante a aversão ao risco de perda, contudo, o efeito é menor sobre o montante da prestação, dado que o risco de taxa de juros é assumido pelo sistema.

Estes elementos contribuem com que as decisões de atividade das mulheres idosas sejam menos afetadas pelos incentivos atuariais da previdência. Frequentemente recebem estímulos institucionais incongruentes sobre as decisões de participação, por exemplo, menores idades legais para aceder aos benefícios (na teoria, uma compensação da dupla carga de trabalho feminina durante os anos ativos). Também as formas de aposentadoria associada à proteção do cônjuge, e pensões de sobrevivência estabelecidas para proteger às mulheres da pobreza, aumentam o efeito renda da aposentadoria. Em muitos casos, as regras da previdência exigem que a mulher escolha entre acessar sua própria aposentadoria ou receber o benefício do esposo. Como os homens geralmente possuem rendimentos mais altos ao longo da vida, optar pela pensão do cônjuge se torna financeiramente mais vantajoso. Nesse caso, as contribuições próprias tornam-se uma taxa (James, 2012), o que reduz as chances de participação das idosas. (Holzmann, 2017).

3 Contextualização

3.1 Os sistemas de previdência na América Latina

Na América Latina, os sistemas de previdência social, inicialmente baseados no modelo de Bizmark, evoluíram como resultado das mudanças demográficas e no mercado de trabalho. Países como Argentina, Chile, Brasil e Uruguai foram pioneiros ao estabelecer sistemas de previdência durante a década de 1920. A cobertura contributiva foi ampliada por esses países ao longo do século, alcançando atualmente taxas superiores a 50% da população idosa (Rofman et al., 2010) (Ribe et al., 2012) (Lora & Pagés, 2000) (Queisser, 1998) (Murillo-López & Venegas-Martínez, 2011). Um segundo conjunto de países —incluindo o México, a Bolívia, a Colômbia, o Peru, a Costa Rica, o Equador, o Panamá, o Paraguai e a Venezuela —estabeleceu os seus sistemas de previdência entre 1940 e 1960. A cobertura nesses países é inferior do que nos países pioneiros, e enfrenta dificuldades para a maturação do sistema, associadas a barreiras ao alcance da população rural e os trabalhadores informais. Contudo, vários desses países implementaram reformas previdenciárias de tipo estrutural (são os casos de México, Colômbia , Peru, Bolívia, e Costa Rica). Os países da América Central e do Caribe têm sistemas de previdência mais recentes, desenvolvidos a partir de 1950, que experimentam menor alcance, e baixas taxas de reposição (Queisser, 1998). Com exceção da Nicarágua e do Salvador, esse último conjunto de países não realizou reformas estruturais, apenas mudanças paramétricas (Mesa Lago, 2002).

Até a década de 1980, os sistemas de previdência social da região possuíam um modelo de benefícios definidos, financiados e administrados pelo setor público. Esse tipo de sistemas costumam ser financeiramente sustentáveis durante as primeiras décadas após sua introdução, dadas as relações positivas entre ativos e dependentes. À medida que amadurecem, seu financiamento torna-se insustentável (especialmente em períodos de baixo crescimento econômico e rápido envelhecimento populacional). O peso das contribuições sobre a população ativa, somado à pressão sobre os orçamentos públicos (Lora & Pagés, 2000) (James, 1997), fundamenta uma onda de reformas estruturais, iniciada com a transformação do sistema chileno em 1980 (ver quadro 1).

Todos os processos de reforma previdenciária estrutural compartilham a característica de articular sistemas multipilares, que incluem: a) Um pilar público de benefício definido, com financiamento coletivo e administração pública, que oferece uma aposentadoria contributiva. Este pilar garante um piso básico de proteção social, segurando uma prestação contributiva mínima, ou uma pensão não contributiva b) Um pilar de contribuição definida, de administração pública ou privada, cujo financiamento é individual, e os benefícios de aposentadoria dependem dos valores acumulados em contas individuais dos segurados (prestação não definida), e rendimentos de investimento gerenciados por administradoras de fundos c) Um pilar voluntário de contribuição definida para pessoas que preferem maior proteção ante os riscos na velhice (Gill et al., 2004)(Mesa Lago, 2002) (Lora & Pagés, 2000) (Queisser, 1998) (James, 1997).

O pilar de contribuição definida é a parte central das reformas estruturais, e está orientado a melhorar os problemas de eficiência e equidade dos sistemas de benefícios definidos. A introdução desse componente teve características diferentes entre países. Em alguns casos, houve uma substituição completa do sistema público de benefício definido, como no Chile, O Salvador, Bolívia, México e Nicarágua. Em outros, foi estabelecido um modelo competitivo entre o sistema público e o privado, como no Peru e na Colômbia, ou pela coexistência e complementaridade de ambos os sistemas, como na Argentina, Uruguai e Costa Rica (Lora & Pagés, 2000) (Mesa Lago, 2002). Em todos os casos de introdução do pilar de contribuição definida, a participação estatal é mantida na cobertura das pensões não contributivas e mínimas (Bertranou et al., 2009) (De Souza et al., 2019) (Lora & Pagés, 2000)(Queisser, 1998). Um conjunto de países manteve o sistema de benefícios definidos com modificações paramétricas (por exemplo, Brasil, Cuba, Equador, Guatemala, Haiti, Honduras, Nicarágua, Paraguai, e Venezuela (Mesa Lago, 2002).

Quadro 1 – Tipos de sistemas de previdência na América Latina após as reformas

		Pilar Contributivo					Pilar Não Contributivo	
Modelo	Países	Ano da reforma	Sistema	Contribuição	Prestação	Administração	Cobertura	Alcance
Substitutivo	Chile	1980	Privado	Definida	Não definida	Privada	Sim	universal por ingresso
	Bolívia	1997					Sim	universal
	México	1997					Sim	universal por ingresso
	El Salvador	1998					Sim	focalizada
	Nicarágua	2001					Não	
Paralelo	Peru	1993	Público ou privado	Definida ou não definida	Definida ou não definida	Pública e privada	Sim	focalizada
	Colômbia	1994					Sim	focalizada
Misto	Argentina*	1994	Público ou privado	Definida ou não definida	Definida ou não definida	Pública e privada	Sim	universal por ingresso
	Uruguai	1996					Sim	universal por ingresso
	Costa Rica	2001					Sim	focalizada
Reparto	Brasil	–	Público	Não definida	Definida	Pública	Sim	universal por ingresso
	Cuba	–					Sim	universal por ingresso
	Equador	–					Sim	focalizada
	Guatemala	–					Sim	universal por ingresso
	Haiti	–					Não	
	Honduras	–					Não	
	Paraguai	–					Sim	focalizada
	Venezuela	–					Sim	universal por ingresso

Fonte: Elaboração própria com base em (Arenas de Mesa & Mesa Lago, 2006) e *Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe, CEPAL.* *Argentina eliminou o pilar de contribuição definida em 2009.

Embora nos últimos anos vários países da região expandiram a abrangência dos sistemas de previdência —através da flexibilização de critérios de acesso à cobertura contributiva —a ausência de pilares não contributivos de caráter universal significa que a maioria da população não tem acesso (ver a tabela 1)(Rofman et al., 2014). A partir dos anos 2000, a expansão da cobertura de previdência orientou-se à criação de programas não contributivos, que garantem uma fonte de renda na velhice dos setores excluídos dos pilares contributivos. Tais programas são

heterogêneos institucionalmente e em termos de critérios de elegibilidade: geralmente consideram a renda do domicílio, embora alguns países também aplicam critérios adicionais de focalização, como condições de pobreza e localização geográfica (ILO, 2022)(Rofman et al., 2014).

Tabela 1 – Indicadores de previdência social em países de América Latina, 2014

País	% ocupados contribuintes	% >65 recebe aposentadoria contributiva (a)	% >65 recebe aposentadoria não contributiva (b)	% >65 sem nenhuma pensão (c)	taxa reposição (%)	Gasto previdência % PIB	Gasto social % PIB
Argentina	51.1	65	22	13	77.5	6.4	27.8
Bolívia	15.5	18	77	5	41	3.4	18.4
Brasil	60.9	52	30	18	58.3	6.8	27.1
Chile	69.7	60	20	20	43.9	3.4	16.7
Colômbia	31.5	22	0	80	70.8	3.5	14.5
Costa Rica	70.9	42	18	40	79.4	3.3	22.4
Equador	26.5	20	35	45	94.2	1.3	9.4
O Salvador	29.5	12	0	88	46.6	1.7	13
Guatemala	18.4	9	0	91	67.8	0.8	8.1
Honduras	41.3	6	0	94	64.9	5.1	12.2
México	34.7	50	0	50	29.5	1.4	11.2
Nicaragua	18.8	18	0	82	94.2	3.1	
Panamá	52.9	42	0	58	78.4	4.9	10.5
Paraguai	17.8	15	0	85	104.1	2.8	11
Peru	17.2	28	0	15	70.6	1.7	10
Uruguai	70.8	73	10	17	52.5	8.2	23.3
Venezuela	41.2	40	0	60	94.2	4.8	
média BD	32.7	28.3	9.7	31	80.8	3.5	11.8
média CB	36.8	31	19.4	47	36.7	2.9	13.4
média Mistos	64.9	52.3	9.3	39	70.1	5.5	18.7
média paralelos	24.4	25.0	0	76	70.7	2.6	12.3

Nota: Colunas a, b e c não somam 100 porque pessoas podem receber prestações contributivas e não contributivas simultaneamente.

Fonte: (Berstein Jáuregui et al., 2015, p. 43)

3.2 Chile

3.2.1 Mudanças demográficas recentes

De acordo com os dados do censo populacional de 2017, o Chile possuía 17.574.003 habitantes, destacando-se como um dos países mais envelhecidos da América Latina, assim como Argentina, Uruguai, Cuba e Costa Rica. Os primeiros indícios da transição demográfica no Chile surgiram no início do século XX, com o declinio da mortalidade associado ao o controle de doenças infecciosas como influenza, varíola e tifo. (Moran, 1949)(Dintrans, 2014). A mortalidade perinatal permaneceu em níveis altos até a década de 1960, quando ainda representava acima de 10% do total de óbitos. A partir da década de 1970, começou a cair significativamente, resultado das melhorias socioeconômicas e no atendimento à saúde e tecnologia médica experimentadas pela população, como ao crescimento da educação feminina (Dintrans, 2014). A partir dessas transformações, o Chile alcançou em 2019 os maiores níveis de esperança de vida ao nascer da América Latina: 77.4 anos para homens e 82.3 para mulheres. Esse aumento reflete um crescimento de 24.8 anos na expectativa de vida masculina e de 25.6 anos na feminina desde 1950, dos quais 3.9 e 5 anos, respectivamente, podem ser atribuídos à redução da mortalidade entre idosos acima de 60 anos.

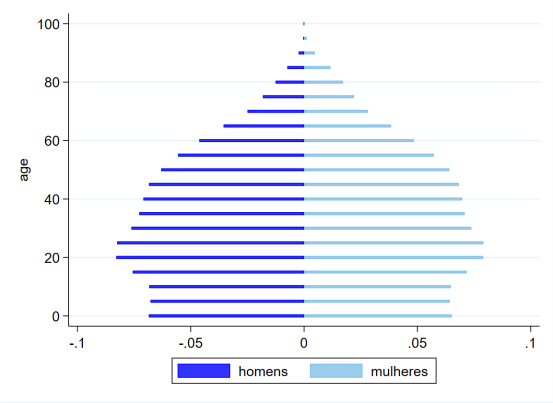
A fecundidade reflete um patamar pós-transicional, com a taxa de fecundidade total (TFT) que diminui de 4 filhos por mulher na década de 1960, para uma TFT de 1.6 filhos por mulher em 2017 (UN Population Division, 2019). Esse declínio foi acelerado pela introdução de métodos anticoncepcionais na década de 1960, e apresentou oscilações até os anos 1970, estabilizando-se em uma tendência de redução sistemática (Dintrans, 2014). Durante a década de 2000, o Chile alcançou níveis de fecundidade abaixo da taxa de reposição, que continúa até o presente. O calendário de nascimento do primeiro filho expressa em um padrão bimodal na distribuição da idade ao primeiro filho. Essa diferença no comportamento reprodutivo se associa ao comportamento de mulheres casadas e solteiras, assim como entre aquelas com distintos níveis de educação. Enquanto a idade média da maternidade para mulheres casadas tende a aumentar, a fecundidade entre mulheres solteiras, especialmente adolescentes, segue um padrão irregular de queda até os anos 90 e, posteriormente, crescimento até os anos 2000 (Larrañaga, 2007) (Hurtado, 2019).

Durante grande parte do século XX, o componente migratório da dinâmica populacional do Chile foi marcado pela emigração. Os principais destinos foram Argentina, Estados Unidos, Europa e Oceania. O pico emigratório foi experimentado durante o período de ditadura militar (1973-1990). A partir da década de 1990, Chile torna-se um polo atrativo dos fluxos migratórios da região latino-americana, principalmente de emigrantes de Argentina, Bolívia, Peru, Equador, e mais recentemente Cuba (Cano & Soffia, 2009)(Jiménez Ramírez, 2013). Aproximadamente 2% da população chilena em 2010 era de origem estrangeira, concentrada principalmente em setores industriais nos quais se exige uma maior proporção de mão de obra não qualificada (Lavados Montes & Aravena Guzmán, 2013).

As tendências demográficas descritas são evidenciadas através das taxas de crescimento

(taxa da população total e do grupo acima de 60 anos, conforme a tabela 2). Em 1950, ambas apresentavam ritmos semelhantes, mas a partir da década de 1960–1970, a população idosa passou a crescer mais rapidamente, de forma que o tempo de duplicação dessa faixa etária requer menos da metade do tempo para dobrar seu tamanho, em comparação com a população total. Associado a essa dinâmica, a idade média da população chilena cresceu entre 1950 e 2017 de 19.4 anos para 33.8 anos, e a razão de idosos em relação às idades centrais passou de 5.3 para 17.5 (UN Population Division, 2019).

Gráfico 1 – Pirâmide populacional, Chile 2015



Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

Tabela 2 – Evolução dos indicadores de crescimento da população chilena, 1950-2020

Ano	r	$r > 60$	Tempo de duplicação (r)	Tempo de duplicação ($r > 60$)
1950-1960	0.02064	0.02411	33.6	28.7
1960-1970	0.01875	0.03131	37.0	22.1
1970-1980	0.01552	0.03066	44.6	22.6
1980-1990	0.01513	0.04132	45.8	16.8
1990-2000	0.01403	0.03199	49.4	21.7
2000-2010	0.01022	0.03168	67.8	21.9
2010-2020	0.01267	0.03578	54.7	19.4

Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

3.2.2 Mercado de trabalho chileno

Atualmente, o mercado de trabalho chileno é composto por aproximadamente 15 milhões de pessoas em idade ativa, com uma taxa de participação em torno de 60% na última década. No entanto, o nível de emprego manteve-se estável, em torno de 55%, um valor considerado baixo, tanto em comparação com países desenvolvidos, quanto com a média da América Latina (CEDLAS, 2024). Aproximadamente três quartos da força de trabalho do Chile está na faixa etária dos 25 aos 64 anos, enquanto os jovens de 14 a 24 anos e os idosos acima dos 65 anos representam, cada um 8% da população ocupada. Destaca-se a convergência na taxa de ocupação nos extremos da distribuição etária, ligada ao crescimento da atividade dos idosos (cujos níveis de emprego crescem até o ano 2020 (CEDLAS, 2024)). A ocupação entre os jovens se manteve estável, mesmo após a adoção desde 2012 de políticas destinadas a remover as barreiras à inserção laboral desse grupo. Além disso, observa-se um aumento da taxa de inatividade entre os jovens, associado com a extensão do período no sistema educativo [12](Infante, 2011)(Contreras et al., 2010). A participação dos idosos no mercado de trabalho chileno mostra uma tendência em crescimento desde a década de 1990 , favorecida legislação que rege as remunerações dos idosos,

[12] As políticas implementadas incluem a) Subsidio al Empleo joven, destinado a trabalhadores dependentes ou independentes entre 18 e 25 anos, pertencentes ao 40% mais pobre da população b) Aprendizagem no trabalho, que combina treinamento em sala de aula e prática laboral. O aprendiz recebe metade do salário mínimo, e a empresa recebe um subsídio de treinamento (Sánchez, 2014)

e não impõe restrições ao emprego dos aposentados(Contreras et al., 2010)(Madero-Cabib & Kaeser, 2016). Essa participação da PEA é predominantemente em condições de carência de direitos sociais, com mais de 40% dos trabalhadores acima de 65 anos inseridos no setor informal[13] (CEDLAS, 2024)(Gasparini & Tornarolli, 2009). A taxa de desemprego para esse intervalo etário é baixa —em torno de 0.9% e 4.4% durante os últimos vinte anos —em comparação à taxa registrada na população geral. Contudo, a duração média do desemprego é superior que na população total, próxima de seis meses (conforme a tabela 3). Por outra parte, o desemprego aberto não reflete plenamente a oferta de emprego potencial desse grupo populacional, pois muitos trabalhadores idosos podem superar barreiras de demanda de emprego acessando os benefícios previdenciários. O chamado "desemprego estendido"— que inclui aos inativos que desejariam estar ocupados — é muito próximo da taxa de desemprego aberto. Isso sugere que a maioria dos idosos inativos não expressa intenção de retornar ao mercado de trabalho. O subemprego —a ocupação de até 15 horas semanais de trabalhadores que desejam uma carga horária semanal maior —permanece no patamar entre 15 e 18% entre 2010 e 2020, porém, a proporção que é involuntária é pouco expressiva no grupo idoso. Dessa forma, o ajuste da jornada de trabalho nos anos que antecedem a saída definitiva do mercado parece estar associada às preferências individuais, o que explica o escasso peso do subemprego involuntário. Nesse sentido, a literatura sugere que a maior parte do emprego dos idosos chilenos deriva do autoemprego, por razões salariais, de flexibilidade, e por razões de discriminação etária do mercado laboral (Madero-Cabib et al., 2019).

[13] Vale destacar que a aposentadoria marca o fim da obrigatoriedade de contribuições

Tabela 3 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Chile, média anual 2005–2020

	desemprego	duração do desemprego (meses)	desemprego estendido	subemprego	subemprego involuntário	disposição a mudar o emprego ou incrementar a dedicação horária	informalidade
2005	1.1	6.8	sd	6.1	3.2	10.1	sd
2006	1.6	7.9	sd	7.3	3.4	12.4	sd
2007	0.9	7.6	sd	8.1	3.8	12.3	sd
2008	1.1	7.1	sd	9.6	4.7	13.0	sd
2009	1.4	6.5	sd	9.6	4.8	14.7	sd
2010	3.1	12.0	4.7	15.4	0.5	7.0	47.1
2011	2.8	11.1	3.9	17.3	0.7	6.8	47.2
2012	2.3	10.7	3.6	16.4	0.7	5.1	44.9
2013	2.1	12.5	3.3	16.6	0.4	4.3	44.7
2014	2.9	11.0	4.2	18.6	0.2	4.3	46.7
2015	2.7	12.1	3.8	16.5	0.3	4.2	45.9
2016	2.5	9.1	3.6	15.2	0.4	4.0	45.5
2017	2.8	11.3	3.9	15.5	0.4	4.0	41.7
2018	2.4	10.7	3.2	15.5	0.3	4.1	47.8
2019	2.5	10.6	3.4	15.1	0.3	4.3	48.9
2020	4.4	8.0	4.4	11.8	0.3	3.4	45.1

Fonte: Elaboração própria em base a Labor Database for Latin America and The Caribbean – LABLAC (CEDLAS and The World Bank). Consultado 28/8/2023.
*As estimativas registram uma mudança de fonte a partir de 2010, o que pode influenciar a comparabilidade da série.

Existe uma importante disparidade de gênero na participação, embora a taxa de atividade feminina tenha aumentado nas últimas décadas (Contreras et al., 2010). Enquanto a participação dos homens é superior a 90% , a taxa entre as mulheres varia entre 60 e o 65% (CEDLAS, 2024), inferior à observada em países da região com desenvolvimento semelhante, como Argentina e Uruguai. No entanto, recentemente foram introduzidas políticas voltadas para facilitar a inserção das mulheres no mercado de trabalho, que incluem a extensão da licença-maternidade a 24

semanas, e um subsídio ao emprego feminino (*Bono al Trabajo de la Mujer*[14]) (Sánchez, 2014).

A estrutura do mercado de trabalho chileno experimentou transformações nas últimas décadas. O setor terciário registra uma expansão significativa, enquanto o setor industrial reduz o peso na demanda laboral. Essas mudanças respondem às reformas econômicas e laborais implementadas a partir da década de 1980, que impulsionaram o crescimento de setores modernos da economia (como serviços, comércio e tecnologia), e o aumento da flexibilidade do mercado de trabalho. Por otras parte, às referidas reformas reduziram a proteção ao emprego industrial, ao mesmo tempo em que incentivaram o crescimento de empregos informais e temporários. Em síntese, a reestrutura produtiva do país resultou em uma redistribuição da demanda de trabalho, com o setor terciário absorvendo uma parcela crescente, enquanto o setor secundário diminui a presença relativa. Assim, uma parcela da ocupação no mercado de trabalho formal chileno depende de setores modernos da economia, com alta produtividade por trabalhador, e altos salários. Pelo contrário, o setor dos ocupados inseridos no mercado informal de baixa produtividade atinge aproximadamente a 3 cada 10 tralhadores, tendência estável entre 2010 e 2019 (CEDLAS, 2024). Dentro dos trabalhadores informais, acima da metade são trabalhadores autônomos, enquanto 20% se desempenham no trabalho doméstico (Livert-Aquino et al., 2022).

3.2.3 Caraterização do sistema de previdência chileno

O sistema de previdência social do Chile foi criado a partir da lei Nº 4054 de 1924, quando se estabeleceram sistemas de cobertura de seguro-saúde, pensões por velhice e aposentadoria, destinados a trabalhadores do setor público. Em 1980, o país realizou a primeira reforma estrutural previdenciária no mundo. Essa reforma substituiu o sistema anterior de benefício definido, por um esquema de contribuição definida, administrado por entidades privadas conhecidas como *Administradoras de Fondos de Pensão (AFP)*. No entanto, alguns grupos, como as forças armadas, a polícia e os servidores públicos, continuaram sob regimes especiais baseados em benefícios definidos (Barrientos, 2002) (Lora & Pagés, 2000).

As contribuições ao sistema são realizadas apenas pelos trabalhadores, que destinam 10% dos rendimentos cobertos (acrescidos de cerca de 3% para cobrir invalidez, sobrevivência e custos de administração). Desde 2008, a obrigatoriedade de contribuição foi estendida aos trabalhadores autônomos (isso inclui o trabalho doméstico e trabalhadores rurais) com renda superior a cinco salários mínimos mensais, com alíquotas reduzidas para menores de 18 anos, ou maiores de 65 anos [15] (Saravia, 2024)(Rofman et al., 2014). Estes últimos estão obrigados a contribuir com 10% da renda. O estado subsidia o pilar de seguro social, assim como as contribuições de alguns grupos vulneráveis (por exemplo, mulheres mães, e jovens). A reforma previdenciária de 2008 introduziu mecanismos de compensação de desigualdades de gênero. As mulheres têm uma contribuição de 18 meses por cada filho nascido vivo ou adotado (Joubert & Todd, 2011). Além disso, estabeleceu-se o critério de divisão dos fundos de aposentadoria quando existe divórcio,

[14] Esta política, implementada desde 2012, está destinada a melhorar os rendimentos das mulheres trabalhadoras (dependentes ou autônomas) pertencentes ao 40% das famílias mais vulneráveis da população, com idade entre 25 e 59 anos (Sánchez, 2014)

[15] Lei Nº 20.255

de forma que 50% da poupança acumulada na conta do matrimônio seja transferida à mulher após o divórcio, para facilitar o acesso a uma aposentadoria própria (Joubert & Todd, 2011). No caso dos jovens, o estado subsidia 50% das contribuições de trabalhadores entre 18 e 35 anos que recebam o salário mínimo durante os primeiros 2 anos (também subsidia às empresas pela contratação desses trabalhadores [16] (Rofman et al., 2014)). No sistema chileno, as empresas não contribuem diretamente no financiamento da previdência social.

As idades mínimas para aposentadoria programada são de 65 anos para homens e 60 anos para mulheres. Para a aposentadoria por idade avançada, a elegibilidade é aos 65 anos para ambos os sexos. A aposentadoria antecipada pode ser concedida em qualquer idade, desde que a conta de poupança individual forneça uma prestação de pelo menos 70% da média dos últimos 10 anos de ganhos mensais do segurado e 80% da *Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS)* mensal. Há uma penalidade de 3% e 7% ao optar pela antecipação (Bosch et al., 2019). Além disso, é necessário contar com contribuições de pelo menos 5 anos (Ruiz-Tagle & Tapia, 2011).

Os benefícios previdenciários incluem quatro mecanismos: (1) anuidade vitalícia imediata, (2) renda temporária com anuidade vitalícia diferida, (3) saques programados e (4) anuidade vitalícia imediata com saques programados (Queisser, 1998) (Arenas de Mesa & Mesa Lago, 2006) (U. Ayala, 1996).Para os assalariados, a regra de cálculo da aposentadoria corresponde ao 50% do salário base, com 1% a mais para cada 50 semanas de contribuição que excedam 500 semanas.

A partir de 2008, a lei Nº 20.255 unifica o pilar de seguro social sob administração do *Instituto de Previsión Social (IPS)*, e cria o programa de pensões não contributivas (Bertranou et al., 2009)(Joubert & Todd, 2011). Esse pilar oferece cobertura de pensões de financiamento público mediante dois mecanismos: a) *Pensão assistencial não contributiva* (*Pensión Básica Solidaria*) destinada a indivíduos com 20 anos de residência no país, incluindo os cinco anos anteriores a solicitar o benefício. Não exige um mínimo de contribuições prévias dos beneficiários, e está restrita por teste de renda ao 60% mais pobre da população (Rofman et al., 2014)(Kritzer et al., 2011). b) *Aposentadoria mínima* (*Pensión Máxima con Aporte Solidário (PMAS)*) para pessoas com 20 anos de contribuição que não acumulam na conta individual um saldo que alcance o valor da prestação mínima. O benefício suplementar é calculado pela razão entre a Pensión Básica Solidaria e a aposentadoria mínima, multiplicado pelo saldo acumulado na conta individual. O mecanismo de cálculo desse suplemento visa aumentar do valor do benefício conforme o saldo acumulado na conta individual, e busca eliminar desincentivos à contribuição, dado que o subsídio público se limita à diferença entre a poupança individual e a aposentadoria mínima (Todd & Joubert, 2011)(OECD & WB, 2015) (Kritzer et al., 2011).

[16] Lei Nº 20.255

3.3 Paraguai

3.3.1 Mudanças demográficas recentes

Segundo o censo do ano 2012, a população de Paraguai é de 6.461.041 de habitantes. Do ponto de vista demográfico, trata-se de um país jovem, dos últimos na região latino-americana a iniciar a transição. A estrutura populacional foi marcada por eventos históricos como a Guerra da Tríplice Aliança (1864–1870) , a Guerra do Chaco (1932–1935)[17] e a guerra civil de 1947. Em 1950, a dinâmica demográfica era pré-transicional. A partir de 1970, emergem sinais do processo de transição, como o aumento da urbanização e o início do controle da natalidade e queda da mortalidade.

A taxa bruta de mortalidade diminuiu de 11.09 para 6.68 por mil entre 1950 e 1990, impulsionada pela redução da mortalidade infantil, principalmente o componente pós-neonatal. A queda da mortalidade adulta responde à diminuição do peso relativo das doenças infecciosas, e o crescimento das doenças crônico-degenerativas. Entre 2000 e 2019, a composição das mortes por essas causas passou de representar o 52% ao 72% (WHO Mortality Database, n.d.). Como consequência dessas mudanças no perfil da mortalidade, a esperança de vida ao nascer cresceu entre 1950 e 2020 em 11.4 anos entre os homens, e 11.5 entre as mulheres. Embora o país tenha margem para crescimento o da esperança de vida a partir dos ganhos de sobrevivência da população idosa, evidencia-se um crescimento da esperança de vida a idade 60. Entre 1950 e 2020, essa faixa etária contribuiu com 2.8 anos, 27% do crescimento do tempo de vida ao nascer dos homens, e com 3.6 anos, 39% do crescimento do tempo vida ao nascer das mulheres. Em 1950, um homem de 60 anos esperava viver 15 anos, enquanto, em 2020, essa esperança de vida aumentou para 19.9. (UN Population Division, 2019).

A transição da fecundidade no Paraguai começou em torno de 1950, quando a TFT era de 6 filhos por mulher. Essa taxa diminuiu ininterruptamente até a década de 70, quando se estabilizou em torno de 5 filhos por mulher. Posteriormente, houve uma estagnação entorno a 4.55 filhos por mulher, seguida de uma queda rápida a partir da década de 1990. Em apenas dez anos, a TFT diminuiu para 3.55, e no ano 2015, a taxa apenas permanece acima do nível de reposição, em 2,65 filhos por mulher (UN Population Division, 2019). Os principais fatores responsáveis pela diminuição do nível da fecundidade incluem o aumento da prevalência de métodos anticoncepcionais modernos, e a redução da proporção de mulheres em união (Ishida et al., 2009). O calendário da fecundidade no Paraguai está concentrado no grupo etário de 25 a 29 anos, e mostra uma tendência ao adiamento, comum à maioria dos países do mundo. No entanto, a redução da fecundidade no grupo etário da adolescência nas últimas duas décadas foi menor do que em outros grupos etários.

Historicamente, a dinâmica demográfica do Paraguai foi impactada pela migração internacional, com fluxos emigratórios direcionados principalmente à Argentina [18], Estados Unidos e

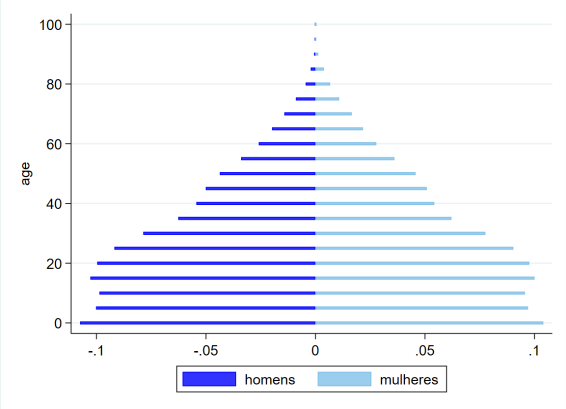
[17] Estima-se que na guerra da Tríplice Aliança o Paraguai perdeu um entre um 8 e um 60% da população total, e um 70% da população masculina da época, o que teve consequências de longo prazo no perfil da população do país (Alix-Garcia et al., 2020) (Reber, 1988)

[18] Apenas em relação com Argentina, o fluxo de emigrantes paraguaios nesse país representa na década de

Espanha. Desde a década de 1950, o saldo migratório é predominantemente negativo, exceto durante o período 1974 a 1981, em que foi construída a represa de Itaipu (Páez, 2024)(Setaro Montes de Oca & García Agüero, 2021).

O período de bônus demográfico se estende até 2050, quando a razão de dependência dos idosos em relação às idades centrais começará a crescer (Bruno, 2017). Contudo, é perceptível que, embora o crescimento demográfico do país esteja desacelerando, a população idosa cresce em ritmo acelerado. Caso a taxa atual persista, o grupo idoso dobraria em questão de duas décadas (ver a tabela 4). Evidencia-se um crescimento da esperança de vida à idade 60. Entre 1950 e 2020, essa faixa etária contribuiu com 2.8 anos, 27% do crescimento da esperança de vida ao nascer dos homens, e com 3.6 anos, 39% do crescimento da esperança de vida ao nascer das mulheres. Em 1950, um homem de 60 anos esperava viver 15. anos, enquanto, em 2020, essa esperança de vida aumentou para 19.9 (UN Population Division, 2019).

Gráfico 2 – Pirâmide populacional, Paraguai 2015



Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

Tabela 4 – Evolução dos indicadores de crescimento da população paraguaia, 1950-2020

Ano	r	$r > 60$	Tempo de duplicação (r)	Tempo de duplicação ($r > 60$)
1950-1960	0.023	0.017	30.08	40.35
1960-1970	0.024	0.026	28.88	26.36
1970-1980	0.025	0.033	28.24	20.93
1980-1990	0.028	0.025	25.08	27.45
1990-2000	0.023	0.025	29.76	27.82
2000-2010	0.012	0.030	58.48	22.88
2010-2020	0.014	0.034	50.42	20.60

Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

3.3.2 Mercado de trabalho paraguaio

O mercado de trabalho no Paraguai é composto por uma População Economicamente Ativa (PEA) de quase 3.5 milhões de pessoas, 40% da qual se ocupa no setor rural (Navarro & Ortiz, 2014). A população em idade de trabalhar está em crescimento devido à expansão demográfica (representava 79,7% da população total em 2012), o que exerce pressão sobre a demanda por empregos (Borda et al., 2011). A ocupação manteve-se entre 60% e 70% , Apesar da pressão demográfica (CEDLAS, 2024). Três quartos da força de trabalho do país está na faixa etária dos 25 aos 64 anos. O grupo etário menor de 24 anos representa um 21% da população ocupada, enquanto os idosos acima de 65 são apenas um 2.8%.

2010 um 8.5% do total da população do Paraguai (Bruno, 2017), o que é indicativo da força da emigração na dinâmica populacional

No grupo etário dos trabalhadores idosos, a taxa de ocupação é de 35.6%. O desemprego é baixo (em torno de 3%), quando comparado a outros grupos etários , em particular aos jovens entre 15 e 24 anos. Entretanto, o principal problema estrutural do mercado de trabalho paraguaio não reside no desemprego, mas nas formas de subemprego e informalidade. Há uma tendência estável de 5% a 7% de subemprego em termos de horas trabalhadas ao longo das últimas décadas (CEDLAS, 2024). Entre os idosos ocupados, quase 1 de cada 5 poderia trabalhar mais horas, ou em outro emprego (conforme a tabela 5), mas apenas 4% é involuntário. O problema estrutural do subemprego no mercado de trabalho paraguaio está relacionado ao nível do salário mínimo, que representa a maior proporção do salário médio, a base de contribuições para previdência. Dado que uma parcela significativa dos trabalhadores —especialmente entre os jovens e no empregados autônomos —recebe remunerações inferiores ao salário mínimo, estas são insuficientes para se afiliar a algum sistema de previdência (Navarro & Ortiz, 2014). (Borda et al., 2011). Por fim, destaca-se que três em cada quatro trabalhadores se desempenham em condições informais, sem diferença por gênero. Esse valor cresce a 9 cada 10 entre os idosos, semelhante à taxa observada entre os jovens (D. Ayala et al., 2016) (CEDLAS, 2024).

Tabela 5 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Paraguai, média anual 2005-2020

	desemprego	desemprego estendido	subemprego	subemprego involuntário	disposição a mudar o emprego ou incrementar a dedicação horária	informalidade
2017	3,2	4,8	17.9	3.0	21,8	75.1
2018	3,5	4,7	18.5	3.9	25.4	73.9
2019	2,3	3,8	20.8	3.7	25.6	73.2

Fonte:Elaboração própria em base a Labor Database for LatinAmerica and The Caribbean–LABLAC (CEDLAS and The World Bank).Consultado28/8/2023

Outro componente importante a destacar é a segmentação de gênero no mercado de trabalho paraguaio. A taxa de participação entre a população masculina está acima de 90%, no entanto, entre as mulheres —crescimento recente da atividade feminina associada com a incorporação de força laboral feminina no setor rural —é inferior a 70%.

O mercado de trabalho no país foi dominado historicamente pelo setor primário. Diferentemente de outros países da região, Paraguai não consolidou um modelo de industrialização baseado no consumo interno, que favorecesse o desenvolvimento de um setor secundário com peso na demanda de emprego (Setaro Montes de Oca & García Agüero, 2021). Durante a década de 1970, a construção das usinas hidroelétricas de Itaipú e Yacyretá dominou a demanda de emprego. No entanto, a composição setorial começou a mudar na década de 1980, a partir da estagnação econômica e a perda de peso do setor primário. Na década de 1990, a abertura democrática foi acompanhada por mudanças estruturais na economia, que liberalizaram o sistema financeiro. O setor primário, que era o principal demandante de força de trabalho, diminuiu sua participação

ao longo dessa década, enquanto os setores secundário e terciário cresceram até representarem 20% da força laboral total (Dirección General de Estadística, 2012). Porém, estes setores não absorveram a força laboral deslocada do setor primário e concentrada recentemente nas cidades (Bruno, 2017). Entre 1997 e 2003, a estagnação da economia expulsa trabalhadores dos setores economicamente modernos dos centros urbanos para o setor informal no mercado urbano, e para a agricultura tradicional. A partir de 2003, a economia mostra uma recuperação, com crescimento do produto próximo a 4% anual até 2020, associado ao preço das matérias primas e a inversão estrangeira direta.

3.3.3 Caraterização do sistema de previdência paraguaio

O sistema de previdência do Paraguai nasce em 1909 por meio da *Ley de Organización Administrativa*, que criava o sistema de proteção de riscos por incapacidade e aposentadoria para os funcionários públicos, forças armadas e policiais (denominado *Caja Fiscal*) (Navarro & Ortiz, 2014). Em 1943, com a criação do *Instituto de Previsión Social* (IPS), o sistema inclui os trabalhadores do setor privado na cobertura de aposentadoria. Do ponto de vista administrativo, o IPS é autônomo, porém, é supervisionado pelo poder executivo. Entre os trabalhadores cobertos pela *Caja Fiscal* e pelo IPS agrupam-se 96% dos contribuintes da previdência social no país. Existem fundos previdenciários específicos, como *Caja Bancaria*, *Caja Parlamentaria* e de Itaipú, além de programas privados, como a *Caja Médica de Profesionales Universitarios*, *Caja Notarial*, *Caja Municipal*,*Caja Ferroviaria*, *Caja Ande*, *Caja Mutual de Cooperativistas*, de alcance restrito (Rodríguez, 1993) (Moreno, 2015)(Serafini, 2021). Os programas existentes apresentam parâmetros heterogêneos, como taxas e tempo de contribuição exigidos, idades mínimas de acesso ao benefício, e taxas de reposição, o que torna o sistema fragmentado e heterogêneo (Rodríguez, 1993)(Alaimo & Tapia Troncoso, 2014). Sobre este ponto, salienta-se que o sistema privado do IPS é o único no país que inclui outras formas de cobertura dos trabalhadores, como cobertura de saúde, e seguro por maternidade, mas não de seguro de desemprego, inexistente no país até 2020 (Serafini, 2021)(Navarro & Ortiz, 2014). Apesar da pluralidade de regimes contributivos, o Paraguai carece de uma entidade com competência para regular e supervisionar todo o sistema, o que limita a portabilidade, e a complementariedade do sistema privado em relação ao público (Moreno, 2015) (Serafini, 2021). A afiliação à previdência é obrigatória para empregados dependentes da administração pública (*Caja Fiscal*), e de empresas privadas (*IPS*), ocupados a tempo integral ou parcial. Para os pequenos empresários, trabalhadores autônomos, trabalhadores rurais, trabalhadores domésticos e donas de casa, a contribuição ao IPS é voluntária, conforme a Lei Nº 4.933 do ano 2013 (Serafini, 2021).

As contribuições variam conforme o fundo, o que é uma fraqueza do sistema. Os aportes da *Caja Fiscal* representam 16% do salário base de contribuição (o salário mínimo). No caso do IPS, a taxa de contribuição é 23%, 9% correspondente aos empregados e 14% aos empregadores. Os trabalhadores autônomos aportam 13% do salário. A lei prevê uma contribuição estatal de 1.5%, mas ela não é realizada efetivamente (Serafini, 2021)(Moreno, 2015). A aposentadoria ordinária sob o regime do IPS exige 60 anos de idade e 25 anos de contribuição, com antecipação possível aos 55 anos, desde que o trabalhador tenha contribuído por 30 anos. A aposentadoria

por idade avançada (*jubilación proporcional*) é permitida a partir dos 65 anos, com 15 anos de contribuições. Nos regimes municipal, parlamentário, policial e militar, são exigidos menos anos de contribuição e menor idade (Serafini, 2021)(Geoghegan, 2022).

Os benefícios são ajustados anualmente com base nas variações no índice de preços ao consumidor. Para a aposentadoria ordinária, as taxas de reposição representam o 100% do salário, considerando os últimos 36 meses de atividades para os trabalhadores dependentes, e os últimos 120 meses no caso dos trabalhadores autônomos. O benefício da *aposentadoria proporcional*, equivale 60% do salário, acrescido de 4% por cada ano além dos 15 anos de contribuição.

A cobertura não contributiva no país é fornecida por vários programas [19], o maior dos quais é o programa de *Pensión Alimentaria para Adultos Mayores*. Foi criado em 2009[20] para fornecer transferências a pessoas com mais de 65 anos em situação de pobreza, e em 2017, tinha 184.179 beneficiários (Bruno, 2018). Como outros programas não contributivos na América Latina, não é universal; tem uma focalização geográfica e socioeconômica[21]. A pensão alimentária concede uma prestação equivalente a 25% do salário mínimo.

3.4 Uruguai

3.4.1 Mudanças demográficas recentes

Os últimos dois censos demográficos (2011 e 2023), mostram a população do Uruguai estável, em torno de 3.400.000 pessoas (um crescimento intercensitário de apenas 1.9 por mil). O país encontra-se em uma fase avançada na transição demográfica, que começou precocemente em comparação com outros países da América Latina, seguindo uma trajetória semelhante à europeia. As mudanças populacionais tiveram início com a queda da mortalidade no final do século XIX, impulsionada por medidas de saúde pública que reduziram a mortalidade infantil (Pellegrino, 2013). Em 1950, o perfil da mortalidade ainda mostrava um peso de 8.5% das doenças infecciosas sobre o total dos óbitos (em 2019, apenas representa um 2.9%), porém, as doenças não comunicáveis representam um 66% do total das mortes (WHO Mortality Database, n.d.). Embora os avanços na redução na sobrevivência infantil tenham estagnado até a década de 1940 (Perazzo, 2011), outros grupos etários contribuíram ao crescimento da esperança de vida ao nascer. Entre 1950 e 2020, a duração da vida ao nascer dos homens aumentou em 10 anos; já as mulheres ganharam 11.9 anos. Desses ganhos, 2.9 anos para os homens e 4.7 anos para as mulheres decorrem da redução da mortalidade acima dos 60 anos.

A transição da fecundidade também foi prematura no contexto latino-americano. A imigração europeia contribuiu na adoção de um padrão de controle da fecundidade já nos inícios

[19] Além do programa de *Pensión Alimentaria*, os programas não contributivos cobrem: a) *Veteranos de la Guerra del Chaco y sobreviventes* b) *Pensión de sobrevivencia para herederos de policias militares muertos en servicio* c) *Pensiones graciables concedidas por el Congreso de la Nación* (Serafini, 2021)

[20] Lei N° 3728/09

[21] Os municípios são organizados de acordo a um índice de necessidades, e os domicílios nesses municípios são categorizados com base a um índice de qualidade de vida, para selecionar aqueles com pontuação abaixo do valor 40 do índice

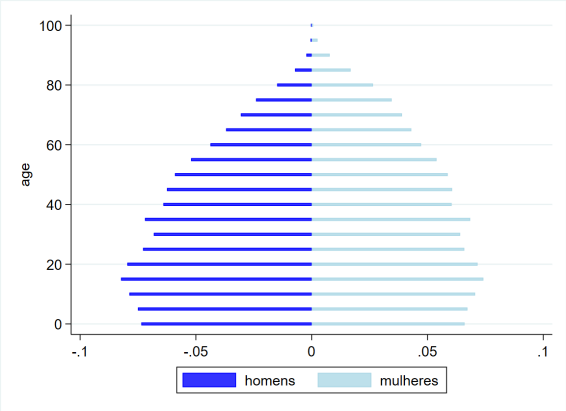
do século XX (Pellegrino, 2013). Em 1950, o número médio de filhos por mulher era de 2.8, e continuou em um descenso lento, em comparação com outros países da região. Embora a taxa de fecundidade total (TFT) tenha atingido níveis abaixo da reposição em 2004, a evolução dessa tendência foi limitada pela existência de diferentes padrões. As mulheres mais escolarizadas expressam um adiamento da fecundidade, evidente desde a década de 1970. Pelo contrário, as mulheres com baixa escolaridade mostram um padrão com altas taxas de fecundidade na adolescência (responsável pela estagnação da TFT entre 1990 e finais da década), e no grupo etário 20–24 anos. Este grupo reduz sua fecundidade rapidamente a partir de 2015, como resultado de expansão de políticas de saúde sexual e reprodutiva.

A migração tem uma importância grande na dinâmica demográfica do Uruguai ao longo da historia. Até início do século XX, o país foi principalmente um destino de imigrantes de origem europeia [22], entanto os fluxos emigratórios principais estiveram circunscritos aos países limítrofes, Argentina, e em menor medida, Brasil. As condições econômicas mobilizaram um crescente fluxo de emigração a partir da década de 1960, aprofundada pelas condições políticas a partir da década de 1970. Esse fluxo diminui com a abertura democrática, mas se intensifica como resposta a crise econômica entre 1998 e 2003 (Pellegrino & Vigorito, 2005). A partir de então, o papel nos fluxos migratórios da região voltou a situar ao país como receptor de migrantes, assim como de nacionais retornantes(Koolhaas, 2016).

Diferentemente de outros países da região, o Uruguai já exibia em 1950 um perfil populacional envelhecido, o que se infere das taxas de crescimento populacional e dos grupos de idade acima de 60 anos na tabela 6). Desde então, observa-se que o crescimento da população total é significativamente mais lento do que o do grupo acima de 60 anos, fenômeno por vezes acelerado por saldos migratórios negativos, como ocorreu entre 1960 e 1990, devido às condições econômicas e políticas. A fecundidade abaixo do nível de reposição também começa a diminuir o potencial de crescimento da população, pela redução do número de mulheres em idade reprodutiva.

[22] De acordo ao censo de 1963, um 8% da população residente no país era de origem estrangeira

Gráfico 3 – Pirâmide populacional, Uruguai 2015



Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

Tabela 6 – Evolução dos indicadores de crescimento da população uruguaia, 1950-2020

Ano	r	$r > 60$	Tempo de duplicação (r)	Tempo de duplicação ($r > 60$)
1950-1960	0.0124	0.0135	55.91	51.48
1960-1970	0.0098	0.0186	70.51	37.28
1970-1980	0.0057	0.0163	121.74	42.42
1980-1990	0.0054	0.0170	128.84	40.66
1990-2000	0.0055	0.0130	126.74	53.22
2000-2010	0.0018	0.0085	381.11	81.95
2010-2020	0.0023	0.0107	307.48	65.07

Fonte: Elaboração própria com base em estimativas do World Population Prospect.

3.4.2 Mercado de trabalho

O mercado de trabalho uruguaio está composto por uma população em idade de trabalhar (PIA) de 2.7 milhões de pessoas, das quais 63.8% integra a população ativa (CEDLAS, 2024). Nas últimas décadas, as taxas de participação e de emprego têm se mantido estáveis. No entanto, essa estabilidade esconde diferenças de gênero: A atividade econômica masculina permaneceu constante, exceto nos anos após a crise de 2002, mantendo-se num máximo estrutural torno de 70%. Já a participação e o emprego femininos cresceram, desde a década de 1980 até a crise de 2002, devido à queda da fecundidade e ao maior acesso das mulheres à educação. Contudo, a taxa de atividade permanece estável em torno de 55% da PIA. Durante o período da recuperação econômica entre 2005 e 2013, a taxa de emprego feminina cresce de 60% ao 70%. Entre as mulheres idosas, o aumento do emprego está ligado à elevação a 60 anos da idade de aposentadoria após a reforma previdenciária de 1996 (Espino et al., 2006) (García de Soria et al., 2002)(Amarante & Colacce, 2016). Além disso, a taxa de emprego é muito mais alta no grupo etário entre 25 a 64 anos do que no grupo jovem. Neste último grupo, observa-se uma redução no emprego —apesar da taxa de participação entre os jovens no Uruguai ser uma das mais altas da região —o que está relacionado tanto com o aumento das taxas de escolarização e o adiamento da entrada no mercado de trabalho, quanto com as dificuldades enfrentadas pelos jovens para conseguir emprego (Amarante & Colacce, 2016)(Pagés, 2005).

A taxa de emprego no grupo acima de 65 anos é menor do que nos outros grupos etários, e exibe uma tendência estável, com valores entre 13% e 17%. O desemprego é inferior à média geral, e sua duração, que varia entre 1 e 4 meses, não difere significativamente da observada em outros intervalos de idade. O subemprego involuntário mostra uma tendência decrescente no tempo, e aparece como uma parcela menor do subemprego total na população ocupada idosa (CEDLAS, 2024). A informalidade exibe um descenso pronunciado entre 2006 e 2019 (houve uma queda de 4 em 10 a 1 cada 4 nesse período, consistente com a formalização observada na

população em geral). Nesse período, quase não se observam diferenças por gênero. Porém, as taxas observadas nesse grupo são as mais altas entre todos os grupos etários, inclusive que os jovens menores de 25 anos, sendo o grupo em que a redução foi menor (Amarante et al., 2015).

Tabela 7 – Indicadores de barreiras ao emprego para o grupo etário acima de 65 anos em Uruguai, média anual 2006–2019

	desemprego	duração do desemprego (meses)	desemprego estendido	subemprego	subemprego involuntário	disposição a mudar o emprego ou incrementar a dedicação horária	informalidade
2006	5.1	3.9	8.5	23.2	5.4	14.5	45.5
2007	4.2	2.7	6.4	25.2	5.3	13.1	46.8
2008	2.7	2.9	4.5	26.1	5.7	11.1	49.3
2009	3.3	2.0	4.6	25.9	5.0	11.0	48.3
2010	3.2	2.5	4.0	27.6	4.0	9.9	48.0
2011	2.8	1.9	3.7	26.3	3.3	7.1	40.4
2012	2.7	2.1	3.1	25.9	3.7	7.7	41.6
2013	2.3	1.8	3.0	24.5	3.3	6.4	40.6
2014	2.1	2.1	2.6	27.8	3.3	6.6	41.1
2015	2.7	1.7	3.6	24.8	3.6	8.2	38.4
2016	2.7	2.2	3.8	25.9	3.7	7.2	40.0
2017	2.1	2.2	2.9	26.1	3.4	6.7	37.5
2018	2.8	2.1	3.8	25.7	3.6	6.7	36.1
2019	3.6	1.8	5.0	25.2	4.0	8.0	33.9

Fonte: Elaboração própria em base a Labor Database for Latin America and The Caribbean – LABLAC (CEDLAS and The World Bank). Consultado 28/8/2023.

Até metade dos anos noventa, o crescimento leve da atividade responde ao crescimento demográfico da população em idade de trabalhar (Bucheli, 1998). Os setores secundário e terciário representavam três quartos da demanda por emprego. No entanto, o emprego industrial, em declínio, acelerou sua queda após a integração do país ao Mercosul em 1991. A participação do emprego primário manteve-se estável, mas o setor terciário expandiu sua fatia sobre o emprego total. Durante a década, e até a crise de 2002, o crescimento econômico foi impulsionado por setores que exigiam pouca mão de obra, resultando em baixo crescimento da taxa de emprego, e uma redução a partir de 1998, quando a economia começou a sentir no produto os impactos

da crise em México e Brasil (Bucheli, 1998)(Pagés, 2005). A partir de 2004 o país iniciou uma trajetória de crescimento econômico (associada ao précio internacional das matérias primas), que teve correlato no crescimento na atividade e o emprego, e a queda do desemprego a níveis historicamente baixos, em torno de 6%. O trabalho informal atingiu níveis elevados durante a recessão econômica 1998-2003, pois a destruição de empregos formais foi coberta mediante a geração de empregos no setor informal.

3.4.3 Caraterização do sistema de previdência uruguaio

O sistema de previdência uruguaio, um dos mais antigos do continente juntamente com o chileno, começou a ser estruturado em 1925 com a criação da caixa dos trabalhadores bancários, seguida pela dos notários em 1940, e a dos profissionais universitários em 1954. Em 1967, a constituição criou o *Banco de Previsión Social (BPS)*, que centralizou a administração do sistema de cobertura dos riscos de incapacidade, desemprego e aposentadoria. Na origem, o sistema estava estruturado em um pilar de benefício definido , que foi modificado em 1996, por meio de uma reforma estrutural que estabeleceu um modelo misto. A partir da reforma, o sistema se organiza em vários pilares: a) *Um pilar de benefícios definidos*, para o qual todos os trabalhadores contribuem, e é administrado publicamente; b) *Um pilar de contribuições definidas*, ao qual contribuem os trabalhadores com salários acima de um limite fixo. Esse pilar é administrado por *Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAP)*. Existe participação estatal e do setor privado, e os afiliados podem escolher qual seguradora administra seus fundos c) *Um pilar não contributivo*, de gestão e financiamento público, ao qual os indivíduos têm acesso por meio de teste de renda (Mesa-Lago, 2016) (Queisser, 1998). Este pilar está fragmentado em função da idade do beneficiário, de forma que , quando este tem entre 65 e 69 anos, é gestionado pelo *Ministerio de Desarrollo Social*, e além dos 70 anos pelo BPS. Este modelo não inclui vários grupos permaneceram sob sistemas especiais: as forças armadas, os notários, os profissionais universitários e os trabalhadores do setor bancário (Álvarez & Da Silva, 2009) (Queisser, 1998).

No pilar de benefício definido trabalhadores e empregadores contribuem,enquanto no pilar de contribuição definida os aportes são feitos apenas pelo trabalhador. O governo subsidia as pensões não contributivas. Todos os trabalhadores contribuem ao primeiro pilar, e aqueles que recebem rendimentos abaixo do limite estabelecido podem contribuir voluntariamente para o segundo pilar de contribuição definida, com uma bonificação sobre a pensão do pilar básico (Álvarez & Da Silva, 2009). Os trabalhadores com renda acima do limite estabelecido contribuem com um 50% do salário ao pilar de benefício definido, e um 50% ao pilar de contribuição definida [23]. A contribuição corresponde a 15% dos salários cobertos, no entanto, as empresas aportam 7,5%, valor destinado exclusivamente ao pilar de benefício definido (Mesa-Lago, 2016). As mulheres também têm uma contribuição equivalente a um ano por cada filho natural ou adotado, até um máximo de 5 anos. Para os trabalhadores autônomos, a contribuição é obrigatória conforme a lei Nº 16.713, porém, está compreendida em três diferentes regimes: a) O regime geral que cobre aos trabalhadores não assalariados. b) O regime para empresas de pequeno

[23] Neste pilar de poupança individual, participam tanto seguradoras privadas quanto a agência pública de seguros. O trabalhador tem liberdade de escolha, sendo a seguradora estatal a opção por defeito

tamanho (*mono-tributo*)[24] c) O regime dos profissionais universitários que não trabalham em relação de dependência, cobertos pela *Caja de Profesionales Universitarios*, e pela *Caja Notarial*. No caso dos trabalhadores autônomos de mono-tributo, a contribuição se estabelece sobre a base de um salário mensal estimado de entre 11 e 15 bases de contribuição (Lanzilotta, 2009).

A idade mínima de aposentadoria é de 60 anos para homens e mulheres [25]. O tempo de exigido para qualificar para a prestação sob o pilar de benefício definido é de 30 anos. Aos 65 anos, os afiliados ao pilar de contribuição definida podem solicitar uma anuidade sem requerimentos de anos de aporte (Á. Forteza & Rossi, 2012). A aposentadoria por idade avançada exige entre 15 e 25 anos de contribuição, e é acessível aos 65 ou 70 anos respectivamente. A permanência dos aposentados na força laboral está restrita aos casos previstos na pela legislação [26], e é permitida por um período limitado.

O cálculo da aposentadoria sob o pilar de benefícios definidos corresponde a 45% do salário médio dos últimos 10 anos de contribuições, ou dos 20 melhores anos, mais 1% do salário de referência para cada ano de contribuição entre 30 a 35 anos, mais 0,5% do salário de referência para cada ano de contribuição de 36 a 40 anos (até um máximo de 2.5%)(Melo et al., 2019). Para a aposentadoria por idade avançada, o benefício representa o 50% do salário médio com 1% adicionado por cada ano acima de 65 anos (Mesa-Lago, 2016). Os benefícios no pilar de contribuição definida só podem ser acessados contratando a anuidade com uma asseguradora. Ao contrário do Chile, a opção de receber uma renda programada não é permitida. (Mesa-Lago, 2016)(Gill et al., 2004).

Uruguai oferece duas formas de pensão não contributiva: a) *Asistencia a la vejez*. Foi estabelecida em 2008 a partir da lei Nº 18241, e como outros programas sociais de transferências contra a pobreza, é administrada pelo Ministerio de Desarrollo Social. Atinge indivíduos entre 65 y 70 anos com renda insuficiente para satisfazer as necessidades básicas morando em domicílios de baixa renda. b) *Pensão de idade avançada*, destinada aos indivíduos acima de 70 anos sem contribuições suficientes para aposentadoria por idade avançada. Esse tipo de pensão exige avaliação da renda do domicílio. Diferentemente da anterior, depende do Banco de Previsión Social (BPS).

[24] Os critérios para adesão a este regime incluem: a) o número de trabalhadores, permitindo até um empregado dependente ou três, caso seja uma empresa familiar; b) o tamanho do espaço da empresa, que deve ser até 15 metros quadrados; e c) o volume de vendas (Lanzilotta, 2009)(Amarante et al., 2015)

[25] Estas idades foram modificadas para 65 anos na reforma previsional de 2023, não contemplada neste trabalho

[26] Lei Nº 19006 de *Compatibilización de trabajo y jubilación*, a lei Nº 19160 de *Jubilación parcial compatible con servicios de igual afiliación*, a lei Nº 18083 de *Compatibilidad de jubilación con trabajo autónomo*, y lei Nº 19154 de *Compatibilidad de atividad artística y jubilación* (IMPO, 2012) (IMPO, 2013a)(IMPO, 2013b). Estas restrições foram flexibilizadas na reforma previsional de 2023, que permite combinar aposentadoria e emprego

4 Metodologia

4.1 Dados

4.1.1 Base de dados harmonizada das pesquisas longitudinais de proteção social

O estudo utiliza dados amostrais sobre participação e aposentadoria para os estimadores agregados (idades médias e esperanças de vida), e a análise de nível individual a partir de modelos de regressão. A base de dados harmonizada das pesquisas longitudinais de proteção social fornece informações sobre cinco países latino-americanos (Chile, Paraguai, Colômbia, El Salvador e Uruguai), disponibilizada pelo *Observatório de Seguridade Social de América Latina e Caribe (OSS)*, projeto regional desenvolvido pelo *Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID)* em 2010[27]. A preferência por essa fonte em relação a outras também harmonizadas (por exemplo, microdados censitários de IPUMS) é que não disponibilizam dados de participação laboral, formalidade do emprego e acesso à aposentadoria (incluindo o tipo de benefício contributivo recebido). Além disso, a seleção dos países responde ao criterio de diferenciação dos benefícios programados de aposentadoria dos benefícios não contributivos (excluimos aqueles países que não possuem dados que separem ambas categorias) .

O projeto das pesquisas longitudinais de proteção social teve como inspiração a pesquisa de proteção social (EPS) aplicada pelo Chile no ano 2006. Embora a pesquisa seja longitudinal, apenas Chile possui três ondas da EPS na base harmonizada (Observatorio de Seguridad Social , 2017). Os restantes países tinham uma onda de pesquisa ao momento em que a base de dados foi disponibilizada publicamente. Os países participantes do projeto estabeleceram um marco amostral e um questionário comum que permitissem a comparação entre eles com base em uma série de tópicos [28], principalmente em relação com indicadores de mercado laboral e previdência social propostos na base de domicílios do SIMS. Também foi considerado como critério de harmonização a novidade das informações em relação a outras pesquisas de características semelhantes (Correa Soto, 2020). Esses tópicos compreendem: 1) História laboral e previdenciária 2) História educativa, 3) Capacitação laboral 4) saúde, 5) Participação em programas de proteção social. Os países definiram um marco amostral e um questionário comum, padronizando aspectos da seleção da amostra, tradução do questionário, coleta e processamento dos dados) (Correa Soto, 2020). Cada país definiu a amostra objetivo de acordo com critérios

[27] Os microdados e informações relativas aos dados podem ser acessados em https://data.iadb.org/dataset/harmonized-longitudinal-social-protection-survey-lsps-database-2016.(último acesso 22/11/2025)

[28] Os critérios de harmonização visaram na comparabilidade das variáveis com as pesquisas de domicílio aplicadas pelo BID ao *Sistema de Información de Mercados Laborales (SIMS)*. Para o caso de Chile as pesquisas de referência são a *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)*, a *Encuesta Panel CASEN (EPC)*, a *Encuesta Nacional de Empleo (ENE)* e a *Encuesta Nacional sobre la Calidad de Vida en la Vejez 2010*. Para o caso de Uruguai, a pesquisa de referência é a *Encuesta Continua de Hogares (ECH)* (Correa Soto, 2020)

próprios, mas, a amostra total é de casos representativos nacionalmente para as áreas urbanas.

A tabela 8 apresenta um resumo das as informações sobre as datas aplicação da pesquisa, o tamanho das amostras projetada e efetiva, e a taxa de resposta.

Tabela 8 – Caraterísticas das amostras ELPS dos países que integram a base harmonizada

País	Ano	Amostra objetivo	Amostra efetiva	Taxa de resposta
Chile	2006	19822	16443	83,0%
	2009	19512	14463	74,1%
	2015	33644	16906	50,2%
Salvador	2013	22515	15051	66,8%
Uruguai	2013	24000	18482	76,8%
Paraguai	2015	18000	15173	84,3%
Colômbia	2012	16000	14407	90,0%

Fonte: Observatorio de Seguridad Social, 2017

A base harmonizada da ELPS contém 320 variáveis, das quais 126 apresentam informação para os cinco países que participam da ELPS, enquanto as outras estão disponíveis para alguns deles[29] (Correa Soto, 2020) .A amostra atinge 110.871 casos

Tabela 9 – Módulos de variáveis da base de dados ELPS harmonizada e disponibilidade por países

Módulo	Disponibilidade por países		
	Alguns países	Todos os países	Total
Demográficas	3	10	13
Educação	4	5	9
Trabalho	9	12	21
História laboral	6	20	26
Previdência social	30	8	38
Saúde	25	20	45
Renda	57	9	66
Moradia	16	22	38

Fonte: Observatorio de Seguridad Social, 2017

[29] O documento (*Descripcion variables ELPS*, Ano) detalha as definições das variáveis, opções de resposta, o universo, as limitações dos dados, e das decisões de harmonização, assim como os países para quais a variável esta disponível

4.1.2 Tabuas de vida

Aplicamos as tábuas de vida para os países considerados, desagregadas por sexo e grupos quinquenais de idade, disponibilizadas pelo *World Population Prospect da Population Division* para o quinquênio 2010-2015.

4.2 Métodos

4.2.1 Idades médias

Aplica-se uma adaptação do método de estimação da idade média ao primeiro matrimônio (SMAFM) desenvolvido por John Hajnal (Hajnal, 1953) para o estudo da idade de entrada em diferentes estados de interesse demográfico, quando apenas se dispõe de informações de estoque de pessoas em cada idade. A vantagem desse método é que requer apenas informação de período (como a disponível frequentemente nos censos), sobre o estado inicial, ou o estado final absorvente analisado, a partir do que é possível obter uma medida de calendário do evento[30]. Assim como à esperança de vida, a SMAFM é uma medida de coorte, nesse sentido, pressupõe-se que as taxas específicas de período se mantêm constantes ao longo do tempo (Watcher, 2006) [31].

[30] A Organização Internacional do Trabalho propõe um indicador estático da idade média de saída da força laboral (effective retirement age from the labor market) que, é uma aplicação do metodo de Hajnal (Latulippe, 1996) (H. Mitchell & Guled, 2010) (Scherer, 2002)

[31] A lógica do método é a relação entre a proporção de pessoas não casadas na idade x em um período do tempo t e a coluna l_x da tabela de decrementos simples por matrimônio para uma coorte de nascimentos. Essa relação se observa para uma população fechada, na qual o decremento da população solteira à idade x depende dos decrementos por mortalidade e matrimônio (Preston et al., 2001). Interpreta-se como o número médio de anos vividos em condição de solteiro por um indivíduo alguma vez casado integrante da coorte hipotética.

$$\mu^{s}(x) = \mu^{Ds}(x) + \mu^{M}(x) \tag{1}$$

Onde $\mu^{Ds}(x)$ é a força da mortalidade à idade x sobre a população solteira e $\mu^{M}(x)$ é a força de decrementos da coorte de solteiros por primeiros matrimônios. Portanto, o número de pessoas solteiras na idade x resulta do acúmulo das diferentes forças de decremento (Preston et al., 2001).

$$S(x) = S(0) \cdot x_{p0} = S(0)e^{-\int_0^x [\mu^{Ds}(x)+\mu^{M}(x)]\,da} \tag{2}$$

A proporção de solteiros à idade x S(x)/N(x) é então:

$$\frac{S(x)}{N(x)} = e - \int_0^x [\mu^{M} + (\mu^{Ds}(x) - \mu^{DT}(x)]da \tag{3}$$

Na equação anterior, a proporção de solteiros se expressa como a soma dos decrementos por primeiros matrimônios $\mu^{M}(x)$, o decremento dos solteiros pela mortalidade $\mu^{Ds}(x)$ menos a mortalidade total da população $\mu^{DT}(x)$ (a força de decremento da população quando esta se assume fechada à migração) . Como pressuposto do método, esse diferencial entre a mortalidade da população solteira e a mortalidade da população total se supõe zero em todas as idades, isto é, não há diferenciais de mortalidade por situação marital (Preston et al., 2001). Sob essa premisa, a proporção de solteiros à idade x na coorte é resultado só da força dos primeiros matrimônios, de modo que:

$$\frac{S(x)}{N(x)} = e^{-\int_0^x \mu^{M}(x)\,da} = x_{p_0} \tag{4}$$

Neste trabalho, é seguida esta metodologia, estimando adicionalmente a idade média de aposentadoria, para diferenciar a decisão sobre oferta laboral e a decisão sobre desacumulação (Wels, 2016).Além disso, como o desemprego é um elemento relevante na compreensão da transição à aposentadoria, e que na América Latina, uma proporção considerável da população desenvolve a totalidade ou parte da trajetória laboral no mercado informal, propõem-se os seguintes indicadores, com base em (Comeau & Latulippe, 2015): a) idade média de saída da população ativa b) idade média à saída da ocupação c) idade média à saída da ocupação formal.

Para calcular a idade média de saída da força de trabalho, o primeiro passo é calcular a proporção de pessoas inativas em cada faixa etária.

$$F(x) = \frac{inativos}{total} \tag{5}$$

Seguidamente, calcula-se *F(ult)*, a proporção de inativos no grupo etário em que se assume que todos aqueles que irão deixar a força laboral alguma vez já não estão ativos. Foi selecionado o grupo de 70 anos como *F(ult)* porque é a idade na qual para os três países os benefícios de aposentadoria por velhice, e os não contributivos, são acesíveis para pessoas de idade avanzada ainda no mercado de trabalho.

Depois, estima-se a proporção daqueles que deixarão a força laboral, mas ainda estão ativos na idade x.

$$G(x) = 1 - \frac{F(x)}{F(ult)} \tag{6}$$

Os anos-pessoa no estado de ativo a cada grupo etário

$$n_{G_x} = F(x) * n \tag{7}$$

A idade média ao sair da força laboral foi calculada a partir da seguinte equação, iniciando a partir da idade 40, pois responde ao valor no qual se assume que é alcançado o ponto máximo de participação [32]. A idade 40 foi usada como limite inferior para ambos os sexos, porém , entre as mulheres poderia se discutir um limiar inferior por causa do matrimônio e da fecundidade.

$$IMA = \sum_{n=40}^{70+} (G(x) * n) + 40 \tag{8}$$

Da fórmula anterior, deriva-se que $S(x)/N(x)$ é um estimador não enviesado de xp_0^M para os sobreviventes da coorte (Preston et al., 2001)

[32] O método de SMAFM aplica como ponto inicial do cálculo o ponto em que todos os invididuos estão no estado inicial, neste caso, como o interesse é a saída da força laboral, o ponto inicial seria a idade em que a maioria das pessoas são ativas

A idade média de saída do emprego pode ser calculada utilizando a metodologia previamente descrita, mas, aplicando as taxas de ocupação em vez das taxas de atividade. Para tal, é necessário substituir a equação:

$$F(x) = \frac{ocupados}{total} \tag{9}$$

E reproduzindo os mesmos passos

Para o cálculo da idade média de saída do emprego formal, é necessário aplicar às taxas de ocupação um fator que reflete a proporção de pessoas trabalhando em condição de formalidade.

$$F(x) = \frac{ocupado}{total} * \frac{ocupado formal}{ocupado} \tag{10}$$

Perceba-se que a diferença entre as idades médias ao sair da força laboral e da ocupação fornece uma aproximação da relevância do desemprego (Latulippe, 1996). Da diferença entre a idade de saída do emprego formal e a idade de saída do emprego, obtém-se uma aproximação das decisões de contribuição, sob o pressuposto que na região é comum o trânsito à informalidade antes da saída definitiva da ocupação (Murrugarra, 2011).

Para o cálculo da idade média à aposentadoria é preciso considerar que, —diferentemente da saída da força laboral, para a qual não existe idade mínima —para a ocorrência do evento, a entrada na aposentadoria depende da idade mínima em que a pessoa se torna elegível de acordo à legislação. Com base nisso, o intervalo etário de exposição ao risco é específico por país e sexo. No entanto, para comparar as idades médias de aposentadoria se fixa como limite inferior do cálculo a idade 50. Esse liminar marca a idade mais baixa na qual os sistemas contributivos permitem o acesso a benefícios nos regimes especiais dos países selecionados, apesar de ser inferior à idade mínima normal dos três sistemas.

De forma geral, estima-se a proporção de indivíduos que não percebem aposentadoria a cada grupo etário.

$$F(x) = \frac{não\ aposentados}{total} \tag{11}$$

F(ult) é agora a proporção de não aposentados no grupo etário em que se assume que todos os que irão aposentar alguma vez já estão aposentados.

A estimação da proporção daqueles que aposentarão, mas não recebem benefícios na idade x.

$$G(x) = 1 - \frac{F(x)}{F(ult)} \tag{12}$$

Os anos sem aposentar entre a idade 50 e a idade 70, resultam da equação:

$$n_{G_x} = F(x) * n \tag{13}$$

Idade média à aposentadoria

$$IMAP = \sum_{n=50}^{70+} (G(x) * n) + 50 \tag{14}$$

A adaptação do método SMAFM ao estudo da idade de aposentadoria e saída da força laboral apresenta uma série de pressupostos cuja violação pode gerar limitações à estimação. Em primeiro lugar, supõe uma população fechada, com uma taxa de participação e aposentadoria estáveis, e com ausência de mortalidade e migração na faixa etária de exposição (Preston et al., 2001) (Hajnal, 1953) (Watcher, 2006) (Schürer, 1989). Um padrão de participação que não varia ao longo do tempo é uma condição fundamental para a equivalência entre a medida de período xp_0^M e a medida de coorte $e^{-} \int_0^x \mu^M(x)da$ (Hajnal, 1953) (Watcher, 2006). Este suposto é desafiador por assumir que as taxas de participação se mantêm estáveis com o tempo (Latulippe, 1996). Contudo, a tendência da população idosa ao abandono da força laboral tem aumentado ao longo do tempo, resultado da ampliação da cobertura dos sistemas de previdência social (Queiroz, 2017). Esse crescimento da cobertura representa um aumento da taxa de entrada na aposentadoria ao longo do tempo. Além disso, o rápido envelhecimento da população na região tem gerado reformas dos sistemas de previdência, várias das quais incluem aumento da idade mínima de aposentadoria, o que afeta logicamente a idade em que as pessoas idosas deixam da força laboral e solicitam benefícios (Vogler-Ludwig, 2009). Consequentemente, isso influencia a estimativa das idades médias de período quando dados de um único ponto no tempo são utilizados, ao alterar o calendário de entrada para algumas coortes. O pressuposto de estabilidade das taxas também é problemático para a estimação da idade média de aposentadoria feminina, pois sua tendência de participação é crescente [33]. Considerando esses antecedentes e o conhecimento sobre a recente evolução das taxas de atividade nos países em questão, é possível que as idades médias estimadas para mulheres sejam inferiores às que seriam obtidas por meio de outra metodologia de cálculo que utilize múltiplos pontos no tempo.

O suposto de igual mortalidade também é exigente, pois diferenciais entre ativos e aposentados podem superestimar ou subestimar a SMAFM (Palloni & Thomas, 2013) (Preston et al., 2001). Tal suposição sugere que a população ativa possui a mesma mortalidade que a população já aposentada, o que é pouco verossímil. Em primeiro lugar, a literatura sobre aposentadoria indica que a condição de saúde como razão para sair da força laboral e para solicitar benefícios (French, 2005), o qual sugere que ao aumentar a idade, é menos plausível o suposto de igual mortalidade para ambos os grupos. Se a mortalidade da população ativa

[33] Alguns estudos indicam variações nas estimativas das idades médias de saída da força laboral feminina ao aplicar o método para dados de um único ponto do tempo, e para dois períodos (Latulippe, 1996) (Vogler-Ludwig, 2009) (H. Mitchell & Guled, 2010), o que evidencia o problema deste suposto

e não aposentada é menor que a mortalidade da população total, a proporção de ativos e de aposentados observada, sobrestima a probabilidade real.

A pressuposição de que não existem mudanças da mortalidade ao longo do tempo é pouco verossímil ao observar as tendências históricas de ganho na esperança de vida (Palloni & Thomas, 2013). A diminuição da mortalidade na região nas últimas décadas está associada ao crescimento da proporção de adultos ativos e aposentados, o que pode reduzir os diferenciais de mortalidade entre ativos e inativos, e entre aposentados e não aposentados ao longo do tempo (os aposentados são crescentemente mais saudáveis) (De Souza et al., 2019). Uma diminuição do diferencial de mortalidade entre ambos os grupos resulta numa idade média de aposentadoria estimada mais baixa, mesmo sem uma tendência real de redução.

No que diz respeito à condição de ausência de migração, dificilmente se ajusta aos países considerados, porém, ao restringir o cálculo da SMAFM entre 40–70 anos, excluem-se as faixas etárias mais afetadas pelo fenómeno migratório. Isto não garante a ausência de vieses no cálculo, se a seletividade da migração sobre a saúde (Nauman et al., 2016), afeta os diferenciais de mortalidade entre pessoas ativas e aposentadas, ou se as tendências da migração variam ao longo do tempo, mudando a proporção de cada grupo.

Um pressuposto menos problemático, mas não incontrastável, refere-se ao caráter absorvente dos eventos saída da força laboral e aposentadoria. O início dos benefícios pode considerar-se um evento não reversível, o que cumpre o suposto de (Hajnal, 1953). Em contraste, a literatura apresenta argumentos contrários à irreversibilidade da saída da força laboral (Maestas, 2017). Porém, é plausível assumir que a maioria da população idosa abandona a força laboral a partir de alguma limiar, o que permite inferir que em idades avançadas é um evento irreversível.

Uma restrição adicional desse pressuposto de caráter absorvente se refere à estimação das idades médias das mulheres. A definição de um limite mínimo para o cálculo implica que, uma vez iniciada a atividade, a pessoa permanece ativa até transitar para o estado absorvente final. No entanto, no caso das mulheres, as tarefas de cuidado se associam com interrupções da trajetória laboral que não cumprem o pressuposto. (H. Mitchell & Guled, 2010) (Latulippe, 1996).

O cálculo da idade média de aposentadoria pode ser afetado pela violação do pressuposto de distribuição uniforme das entradas (que surge do uso da amplitude do intervalo etário como ponderador das taxas) (Latulippe, 1996). A literatura mostra que as idades mínimas e normais de aposentadoria estabelecidas legalmente influenciam a entrada não apenas por razões de incentivos atuariais, também por comportamentos não racionais (Lalive et al., 2020).Assim, espera-se que, nos intervalos que abrangem essas idades, a distribuição esteja concentrada em torno delas, e não seja uma distribuição uniforme.

Considerando as limitações da metodologia aplicada, é preciso ser cauteloso na interpretação das estimações de idade média a partir dos dados de período. Porém, em ausência de fontes de dados que permitam uma comparação dos países da região com base em sua idade

média de saída da força laboral e aposentadoria, a técnica SMAFM proporciona uma estimação coerente com as estimações existentes na literatura.

4.2.2 Tabela de vida ativa e na aposentadoria

Um segundo método que aplicamos é a extensão da tabela de vida, na cual são estimados os anos de vida na força laboral e na aposentadoria de uma coorte real ou hipotética. Na perspectiva de coorte, a esperança de vida representa o tempo no estado de interesse, dos integrantes de uma coorte determinada, enquanto na perspectiva de período é o tempo médio nesse estado de uma coorte fictícia.

Existem várias metodologias para estimar a tabela de vida em um estado: a) tabela de múltiplos decrementos, b) tabela de incrementos decrementos (tabuas multiestado), c) métodos de micro simulação, d) os métodos bayesianos e) tabela de vida baseada na prevalência observada (método de Sullivan) (Saito et al., 2014) (Cambois et al., 1999). As duas primeiras metodologias se baseiam em incidências (necessárias para o cálculo de probabilidades de transição entre estados) permitem incorporar a ocorrência simultânea de vários estados ao longo dos grupos etários, e modificar o suposto de evento absorvente, dado que não existe um único evento que causa a saída do estado inicial. São mais adequados para modelar as esperanças de vida em populações com taxas de participação não unimodal, o caso paradigmático é a função de participação feminina. Entretanto, a construção de tabela de vida ativa de múltiplos decrementos exige dados longitudinais que informem a condição de atividade em dois momentos, de forma a estimar taxas de transição (Bush, 1996) (Cambois et al., 1999).

A tabela de vida estimada com base em prevalências por idade (*método de Sullivan*), integra as probabilidades de sobrevivência de uma tabela de vida de um determinado período, com as taxas de prevalência de uma fonte de dados do mesmo período. Este estimador de período transforma a experiência (de participação laboral e aposentadoria) de um ano da população, na experiência durante o curso de vida de uma coorte hipotética, se suas taxas de mortalidade , atividade econômica e aposentadoria fossem as observadas na população no período analisado (Lozano & Rentería, 2019) (Hytti, 1996)(Imai & Soneji, 2007) (Saito et al., 2014). Uma vantagem do método é que, ao utilizar a lógica da coorte hipotética, oferece um estimador padronizado pela estrutura etária, o que permite a comparação entre grupos e países (Hytti, 1996) (Loichinger & Weber, 2016). Entre as limitações, encontra-se a susceptibilidade a mudanças nas taxas de mortalidade, de atividade ou aposentadoria. Outra restrição é as estimativas serem mais precisas para funções unimodais, como o padrão clássico de atividade masculina.

Para o cálculo da esperança de vida a partir do método de Sullivan, divide-se a esperança de vida total em diferentes estados no mercado laboral e na aposentadoia (Hytti, 1996) (Lozano & Rentería, 2019).O método pode ser adaptado para incluir qualquer número de estados, sempre que sejam mutuamente excludentes (Saito et al., 2014). Começa-se com as colunas l_x, nL_x, T_x, e_x da tabela de vida, os sobreviventes da idade x, os anos-pessoa vividos entre x e $x+n$, o tempo médio vivido a partir da idade x, e a esperança de vida à idade x. Para cada estado da condição de aposentadoria e participação laboral, o número de anos-pessoa vividos nesse estado entre as

idades x, e $x+n$, calcula-se como:

$$ {}_nL_x^e = {}_nL_x * {}_nPrev_x \tag{15}$$

Em que ${}_nL_x^e$ é o número de anos- pessoa vividos no estado e entre as idades x , e $x+n$, ${}_nL_x$ são os anos-pessoa vividos entre as idades x , e $x+n$ conforme a tabela de vida, e ${}_nPrev_x$ são as prevalências da categoria laboral e entre as idades x , e $x+n$.

A partir de ${}_nL_x^e$, o tempo médio vivido no estado e ${}_nT_x^e$ se calcula de acordo ao procedimento habitual da tabela de vida , por somatório.

$$ {}_nT_x^e = \sum_{40}^{75} {}_nL_x^e \tag{16}$$

O número médio de anos que se espera um individuo viva no estado e se calcula como:

$$ e_x^e = \frac{nT_x^e}{l_x} \tag{17}$$

A esperança de vida total resulta do somatório das esperanças de vida em cada estado considerado (Sullivan, 1971) (Saito et al., 2014).

As estimativas da esperança de vida pelo método de prevalências experimentam limitações, ao descrever a experiência de cada coorte sem fornecer informações sobre as incidências atuais, ou as transições esperadas ao longo do ciclo de vida (Saito et al., 2014) (Mathers & Robine, 1997). Pelo contrário, os métodos de incidência mostram como os diferentes estados se distribuem na esperança de vida (quais são as mudanças de estado), e quanto tempo é gasto em cada estado, sob o suposto que as probabilidades de um estado observadas permanecem constantes no tempo. As estimativas de ambos os métodos serão equivalentes se todas as taxas de transição são constantes no tempo (é estável demograficamente e em relação às transições de interesse). Quando as prevalências permanecem iguais, mas as incidências entre os diferentes estados mudam rapidamente, o método de prevalências pode sobrestimar ou subestimar a esperança de vida. Quando as prevalências mudam, mas as incidências permanecem constantes, ambos os métodos diferem nos resultados (Jagger et al., 2014) (Hytti & Valaste, 2009)

O método de prevalência supõe uma estábilidade da população e das taxas de prevalência (Imai & Soneji, 2007) (Cambois et al., 1999) (Mathers & Robine, 1997). Ao integrar incidências de uma tabela de vida,com prevalências, o indicador estimado pelo método não é um indicador puro de período, como a esperança de vida de período. Se as prevalências de um evento mudam entre coortes, a estimativa pode ser enviesada. Porém, se as taxas de incidência mudam uniformemente, então o viés terá uma distribuição constante com a idade (Mathers & Robine, 1997). Esse ponto é relevante em relação à vida ativa da população feminina, pois a participação das coortes mais

jovens é maior que entre as mulheres idosas. Além disso, as análises de duração da vida ativa mediante o método de prevalências são mais problemáticas que as de outros fenômenos (por exemplo, a condição de saúde, cujas taxas de transição são lentas) pela variabilidade do mercado de trabalho. Nesse sentido, o método é mais seguro quando aplicado às tendências ao longo do tempo que a dados pontuais (Cambois et al., 1999), como os utilizados neste estudo.

4.2.3 Regressão probit univariada

4.2.3.1 Participação laboral incondicionada

A participação laboral foi estimada por meio de um modelo probit univariado. Esses modelos estendem as propriedades do modelo linear quando a variável dependente é binária e apresenta uma distribuição densidade de Bernoulli. Define-se a variável dependente como manifestação de uma variável latente (Cameron & Trivedi, 2005):

$$y = \beta_1 x_1 + \varepsilon_1, y_1 \;\; se \;\; y^* > 0, y^* = 0 \;\; em \;\; outro \;\; caso \tag{18}$$

Isso implica que a participação binaria da PEA manifesta uma propensão latente de destinar tempo ao mercado laboral. O modelo probit assume uma função densidade normal padrão, e a probabilidade de participação segundo o modelo probit é:

$$pr(PEA = 1 \mid X) = \phi\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right) \tag{19}$$

4.2.3.2 Participação condicionada por aposentadoria

Posteriormente, estima-se a participação laboral condicionada a perceber benefícios de aposentadoria. A variável dependente agora indica a probabilidade de participar da força laboral dado que percebe aposentadoria contributiva, frente a não participar. O modelo probit condicionado segue a forma:

$$pr(\text{PEA} = 1 \mid \text{aposentadoria} = 1) = \phi\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{i,j}\right) \tag{20}$$

4.2.4 Regressão probit bivariada

A hipótese de que ambas decisões estão correlacionadas e que existem determinantes da participação laboral que também incidem na decisão de receber benefícios de aposentadoria, é testada mediante o modelo biprobit. Esse modelo trata o problema de endogeneidade existente quando a modelização considera duas decisões correlacionadas pela simultaneidade ou pela presência de fatores inobserváveis que afetam ambas as decisões (W. H. Greene, 1996) (W. Greene,

2002). Igual que o modelo probit univariado, o probit bivariado assume a existência de variáveis latentes, sejam estas y_1^* e y_2^*

$$y_1^* = \beta_1 x_1 + \varepsilon_1, y_1 \;\; se \;\; y_1^* > 0, y_1^* = 0 \;\; em \;\; outro \;\; caso \tag{21}$$

$$y_2^* = \beta_2 x_2 + \varepsilon_2, y_2 \;\; se \;\; y_2^* > 0, y_2^* = 0 \;\; em \;\; outro \;\; caso \tag{22}$$

$$[\varepsilon_1, \varepsilon_2] \;\; \phi_2[(0,0)(1,1), \rho], \rho \;\; \epsilon[-1,1] \tag{23}$$

Os resultados observados da variável dependente y_1 assumem valor igual a 1 quando a variável latente $y_1^* > 1$ e zero quando $y_1^* \leq 1$. De forma semelhante, a variável dependente y_2 assume valor 1 quando a variável latente $y_2^* > 1$ e zero em caso contrario. Cada modelo tem uma distribuição binomial. A relação entre os erros ϵ_1 e ϵ_2 das equações obedece a três supostos (W. Greene, 2002).

a) As esperanças dos erros são iguais a zero $E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0$

b) As variâncias dos erros são iguais a um $var(\varepsilon_1) = var(\varepsilon_2) = 1$

c) As covariâncias entre os erros $cov(\varepsilon_1,\varepsilon_2) = \rho$

Além disso, os erros têm uma distribuição conjunta normalmente distribuída.O parâmetro ρ testa o suposto de exogeneidade [34]

4.2.5 Distribuições de probabilidade conjunta

Quando duas variáveis aleatórias são independentes, sua probabilidade conjunta é equivalente ao produto de suas probabilidades marginais. Nesse caso, as probabilidades podem ser modeladas por meio de modelos multinomiais. Contudo, quando as variáveis têm uma relação endógena, as probabilidades resultantes da combinação das variáveis não podem ser estimadas sem viés assumindo independência entre elas. As distribuições conjuntas das equações de participação e aposentadoria do modelo biprobit dividem a amostra em quatro subpopulações exaustivas e excludentes (Denzer, 2019) (W. Greene, 2002): Para essas subpopulações, é possível estimar as probabilidades preditas de:

Probabilidade de participar e aposentar

[34] A hipótese nula do teste do parâmetro ρ é que covariância do erro de ambas as equações é zero, pelo qual as variáveis dependentes podem ser modeladas independentemente mediante modelos probit univariados. Se ρ é diferente de zero, as duas equações têm um único vetor de variáveis inobserváveis (W. Greene, 2002). A hipótese de teste da correlação dos erros de ambas as equações é:

$$H_0 : \phi = 0 \tag{24}$$

$$H_1 : \phi \neq 0 \tag{25}$$

$$Pr(y_1 = 1,y_2 = 1) = \phi_2(x_1\hat{\beta}_1, x_2\hat{\beta}_2; \hat{\phi}) \tag{26}$$

Probabilidade participar e não aposentar

$$Pr(y_1 = 1,y_2 = 0) = \phi(x_1\hat{\beta}_1) - \phi_2(x_1\hat{\beta}_1, x_2\hat{\beta}_2; \hat{\phi}) \tag{27}$$

Probabilidade de não participar e aposentar

$$Pr(y_1 = 0,y_2 = 1) = \phi(x_2\hat{\beta}_2) - \phi_2(x_1\hat{\beta}_1, x_2\hat{\beta}_2; \hat{\phi}) \tag{28}$$

Probabilidade de não participar e não perceber aposentar

$$Pr(y_1 = 0,y_2 = 0) = 1 - \phi(x_1\hat{\beta}_1) - \phi(x_2\hat{\beta}_2) - \phi_2(x_1\hat{\beta}_1, x_2\hat{\beta}_2; \hat{\phi}) \tag{29}$$

5 Duração da vida ativa e em aposentadoria

Este capítulo discute, de forma descritiva, a influência do sistema previdenciário sobre a duração da vida ativa e seu potencial de extensão. Explora-se a hipótese que os países com regimes de previdência baseados em contribuição definida apresentam um efeito neutro sobre a participação laboral dos idosos, enquanto os de benefício definido desencorajam a participação. Em consequência, espera-se que os pilares de contribuição definida apresentem uma maior duração da vida ativa, maiores idades de saída da população ativa, mais tempo na vida ativa, e menor duração da vida em aposentadoria.

Aplicam-se duas metodologias: a) Uma adaptação do método da idade média ao primeiro casamento (Singulate Mean Age at Marriage), que transforma prevalências de taxas (de participação, ocupação formal e informal, e taxas de aposentadoria), em dados de idade de entrada ao evento. b) O método de Sullivan, para estimar tabelas de esperança de vida ativa (desagregando atividade em ocupação formal, informal e desemprego), em aposentadoria (aposenta ou não aposenta), assim como em cada estado que combina atividade e aposentadoria (participa e não aposenta, não participa e aposenta, participa e aposenta, não participa nem aposenta).

Nos três países analisados, os resultados indicam que a duração da vida ativa para os homens ao entrar na idade de trabalhar supera os 40 anos. Entre as mulheres varia entre 27 e 30 anos no Paraguai e Chile, enquanto no Uruguai, a esperança de vida ativa feminina supera a masculina. As probabilidades de permanecer na força laboral diminuem em idades próximas da idade normal de aposentadoria, e da idade média de aposentadoria efetivamente observada nos três países. A saída da força de trabalho acontece entre 62 e 65 anos para os homens, e entre 52 e 56 anos para as mulheres. No Chile e no Uruguai, a saída da atividade ocorre, em média, antes da idade legal de aposentadoria; no Paraguai, essa diferença não é observada. Adicionalmente, evidência-se que entre $\frac{1}{4}$ e $\frac{3}{4}$ da esperança de vida ativa é alocada no mercado informal. A migração entre os mercados formal e informal tem diferente padrão nos três países: No Chile e no Uruguai, o tempo médio no mercado formal diminui próximo das idades de aposentadoria, dado que as pessoas contribuem apenas até alcançar o mínimo exigido, ou não esperam atingir os requisitos para aposentadoria contributiva. No Paraguai, o comportamento é inverso, conforme avança a idade, aumenta a participação no mercado formal para cumprir os requisitos mínimos de contribuição. Estima-se que, nos três países, um trabalhador que inicia sua vida laboral aos 15 anos perderá de 3 a 4 anos em desemprego. Há indícios de um período de desemprego antes da idade de aposentadoria, que se reduz a partir dessa idade, o que sugere que aposentar pode ser uma estratégia para escapar dessa condição. Em relação à duração da aposentadoria, no Chile e Uruguai, partir dos 50 anos, os homens esperam destinar à aposentadoria 39% e 48% da esperança de vida nessa idade (11 e 13 anos respectivamente), enquanto no Paraguai, apenas um 7.9% da esperança de vida (2.18 anos). A esperança de vida aposentadas representa um

32.1% da esperança de vida total das idosas chilenas (10.9 anos), e um 39% entre as uruguaias (13.0 anos). As idosas paraguaias experimentam um tempo médio de aposentadoria menor a 4% da esperança de vida, isso é 1.5 anos. A maior diferença de gênero na duração da aposentadoria se observa no Chile, em linha da literatura sobre gênero e previdência.

5.1 A relação entre previdência social e duração da vida ativa e na aposentadoria

Neste capítulo, discute de forma descritiva a influência do sistema previdenciário sobre a duração da vida ativa e seu potencial de extensão. Sugerimos que os diferentes modelos institucionais da previdência social, junto às estruturas dos mercados de trabalho formais e informais, ajudam a explicar as diferenças observadas entre os países e entre os sexos na duração da vida ativa e da aposentadoria. Explora-se a hipótese de que os países com regimes previdenciários baseados em contribuição definida apresentam um efeito neutro sobre a participação laboral das pessoas idosas, enquanto sistemas de benefício definido desincentivam essa participação. Consequentemente, espera-se que os pilares de contribuição definida apresentem uma maior duração da vida ativa, idades mais elevadas de saída da população economicamente ativa, mais tempo na vida laboral e uma menor duração da vida na aposentadoria.

O mecanismo que vincula a longevidade, a vida ativa e a previdência se associa à incerteza sobre a idade de morte. Em ausência de previdência social, quando o risco de mortalidade é alto, a poupança representa uma resignação de bem-estar presente, com alta incerteza e risco de perda. Nesse contexto, a escolha ótima é não poupar, pelo risco que o consumo diferido seja perdido diante da morte. Nesse contexto, é uma estratégia racional trabalhar até idades avançadas, e receber transferências familiares para sustentar o consumo nessa etapa (Kalemli-Ozcan & Weil, 2010)(Zhang et al., 2003). Á medida que a esperança de vida aumenta, a sensibilidade a choques de mortalidade diminui, o que motiva às pessoas a prolongar a vida ativa (Bloom et al., 2009). A poupança torna-se vantajosa, porque os riscos de carência de recursos em idades avançadas superam os riscos de adiar consumo e não usufruí-lo. Contudo, os sistemas de previdência impactam sobre essa relação entre longevidade e vida ativa. Se existe previdência social, a poupança é induzida mediante a afiliação e as contribuições feitas ao longo do período de participação no sistema [35]. Em sistemas de benefício definido, o valor da aposentadoria depende de tempo de contribuição e salário médio durante esse período. Como a prestação futura não está vinculada diretamente à quantidade poupada pelo indivíduo ao longo da vida ativa, se produz um efeito renda que induz a aposentadoria (Bloom et al., 2009)(Kalemli-Ozcan & Weil, 2010)(Bloom et al., 2004). Além disso, o risco de longevidade é transferido para o sistema previdenciário, e os mecanismos de redistribuição diminuem a necessidade de diferir consumo mediante acumulação de capital (ao homogeneizar o nível de renda em idades avançadas por meio das regras da previdência). Isso estimula uma taxa de aporte menor, em particular entre indivíduos de menor

[35] Esta relação se alimenta também no sentido oposto, porque a existência de previdência social diminui os riscos de mortalidade dos idosos (Ghilarducci & Webb, 2018)(Pérez-Salamero González et al., 2021)

renda [36] e perfil salarial não crescente. Ambos mecanismos desincentivam as contribuições além do mínimo para aposentar, assim como outras formas de poupança privada (Danziger et al., 1981). Em particular, aqueles indivíduos que alcançam os critérios de contribuição em idades mais jovens, têm incentivos para deixar a força laboral. Em consequência, este tipo de sistemas favorecem menor tempo de atividade e maior duração na aposentadoria, devido à rigidez de suas regras de elegibilidade —como idade mínima e densidade de contribuição —que condicionam o acesso aos benefícios e aumentam o risco de perda da poupança previdenciária (Bonen & Ghilarducci, 2020)(Ghilarducci & Webb, 2018). Ao contrário, em países com pilares de contribuição definida, os trabalhadores têm maior incentivo para acumular capital antes de deixar a força laboral, dada a equivalência atuarial entre contribuições e benefícios (Bloom et al., 2009). Além disso, os riscos de longevidade são deslocados aos indivíduos, dado que a sobrevivência está incorporada ao cálculo do benefício ao momento da desacumulação. Dessa forma, para indivíduos com menor risco de mortalidade, é uma estratégia racional prolongar a vida ativa. Em consequência, a duração da aposentadoria é menor, e o risco de morrer sem acessar benefícios previdenciários é maior (Ghilarducci & Webb, 2018). O tempo na aposentadoria sob estes sistemas é mais variável entre estratos sociais, em função da dependência do benefício dos fundos acumulados, como de sua maior flexibilidade em tempo de contribuição e idade mínima de elegibilidade (Bonen & Ghilarducci, 2020)[37].

Este vínculo entre mortalidade, poupança e previdência mostra algumas limitações. Uma primeira responde às diferenças por gênero. Nas últimas décadas, a expansão dos sistemas de previdência se associa com uma diminuição da força laboral, um decrescimento das idades médias de saída da força laboral, e uma queda na duração da vida ativa (apesar do crescimento da esperança de vida total e da esperança de vida saudável)(Latulippe, 1996)(Scherer, 2002). Na maioria dos países esta é uma tendência de longo prazo na força laboral masculina, mas não feminina. Entre estas, observa-se uma menor idade ao sair da força laboral, porém, a duração da vida ativa está em aumento, em especial entre aquelas mais escolarizadas (Vogler-Ludwig, 2009)(Hytti & Valaste, 2009)(Denisenko & Varshavskaya, 2018) (Millimet et al., 2010). Ainda assim, as mulheres experimentam maior tempo na aposentadoria, e aposentadas fora da força laboral (Shi et al., 2023).

Em segundo lugar, há diferenciais socioeconômicos na vida ativa e na aposentadoria. Os antecedentes mostram uma brecha na mortalidade e na poupança que favorece que os estratos mais altos acumulem recursos tanto previdenciários quanto privados, e, consequentemente, possuam um maior potencial consumo de lazer, em detrimento da vida ativa (Van Rijn et al., 2014)(Hytti & Valaste, 2009)(Loichinger & Weber, 2016)(Schirle, 2008). Isso implica que, embora pessoas com maior nível de escolaridade experimentam maior tempo de vida ativa —reflexo do predomínio do efeito substituição sobre a participação —a estrutura dos sistemas

[36] Em América Latina, além da limitação da densidade contributiva ao tempo mínimo exigido para qualificar aos direitos à previdência, é frequente a subdeclaração do salário sobre o qual se fazem as contribuições (Gill et al., 2004)

[37] As restrições sobre idade mínima e tempo de contribuição são importantes em termos de tempo na aposentadoria porque permitem às pessoas com maior risco de mortalidade de compensar essa desigualdade com uma saída mais precoce da força laboral (Bonen & Ghilarducci, 2020).

previdenciários pode acrescentar o tempo na aposentadoria, pelo predomínio do efeito renda (Bonen & Ghilarducci, 2020). Por outra parte, os ganhos de mortalidade podem se associar com uma carga de morbidade incompatível com a extensão da vida ativa (a hipótese de *failure of sucess* (Fries, 2000))(Parker et al., 2020). Estudos mostram que coortes mais recentes têm condições de saúde mais precárias, ainda com menor mortalidade, e que essa deterioração não se observa nas idades avançadas, concentrando-se, nas etapas ativas (Börsch-Supan et al., 2020). Ocupações fisicamente exigentes e condições de saúde mais severas limitam a possibilidade de extensão da vida ativa (Shiri et al., 2021)(Schram et al., 2021)(Boissonneault & Rios, 2021). Por fim, as barreiras ao emprego condicionam a proporção dos ganhos de esperança de vida ,em idades avançadas, que efetivamente se destina a atividade. Os idosos têm maior probabilidade de perda do emprego durante crises econômicas, trocando esperança de vida ativa por esperança de vida em desemprego. Esses impactos se associam com longas durações nessa condição e desalento. Além disso, uma vez que o idoso torna-se inativo, as chances de transitar à atividade são baixas (Lozano & Rentería, 2019)(Dudel & Myrskylä, 2017)(Schram et al., 2021)(Shiri et al., 2021).

Mesmo considerando essas limitações, longevidade, poupança e sistemas de previdência mantêm uma relação coerente, na medida em que não existem opções de evasão da filiação previdenciária (Joubert, 2015)(Becerra, 2017). A existência de mercados não protegidos possibilita que indivíduos com alta preferência pelo presente, baixa renda, e limitada capacidade de poupança adotem um comportamento semelhante com um cenário sem previdência social, prolongando a vida ativa enquanto existam condições sociais e de saúde. Esse comportamento tem uma racionalidade econômica, dado que —de acordo às teorias de alocação de tempo —a escolha entre mercado formal e informal pode ser tratada como uma decisão de otimização da atividade, que está dada pelo salário hora, os custos da formalidade e as preferências. Por sua parte, segundo o modelo de *option value*, espera-se que a decisão de se insertar no mercado formal dependa do ganho esperado de adiar a decisão a aposentadoria, em comparação com transitar à inatividade, ou permanecer ou migrar à informalidade. Quando há expectativa de que o adiamento aumente o valor dos benefícios, existe incentivo para prolongar a vida ativa no setor formal. Em contraste, em contextos de incerteza sobre o acesso e valor dos benefícios (Como foi indicado, a relação entre tempo de contribuição e mortalidade impactam o tempo de aposentadoria (Bonen & Ghilarducci, 2020)), o valor de adiar diminui, incentivando a inatividade, assim como migração ou a permanência na informalidade. O risco econômico da escolha pelo mercado não protegido pode ser reduzida em contexto de crescimento demográfico, por meio de efeito renda por transferências familiares. A existência de pisos mínimos de proteção (em particular quando os sistemas contributivos estabelecem tempos de contribuição extensos para setores de população com inserções formais frágeis), também diminuem os custos de não poupar. Contudo, o financiamento de pisos mínimos exige redistribuições ou taxas gerais, que podem desincentivar a contribuição, e aumentar os benefícios de alocar força laboral no mercado informal. O envelhecimento populacional, por outra parte, compensa esse efeito, dado que a mudança nas relações de dependência reduz o impacto das transferências familiares no efeito renda, o que aumenta o valor da poupança previdenciária.

Nossa hipótese é explorada por meio da estimação de probabilidades de sobrevivência, idades médias e esperanças de vida. Os dados sobre prevalências provêm da ELPS, e são aplicadas as variáveis sexo, a idade, a participação laboral (ativo [38], inativo), a condição de ocupação (ocupado, desocupado), de formalidade de emprego (se faz contribuições ao sistema de previdência), a percepção de aposentadoria associada a contribuições próprias (benefício comum ou por idade avançada). Para o cálculo das esperanças de vida ativa e em aposentadoria, são aplicadas as tábuas do *World Population Prospect* abreviadas em grupos etários quinquenais. As tábuas alcançam a idade 100, porém, as prevalências apenas estão disponíveis até a idade 75. Em consequência, as funções l_x, L_x e T_x das tábuas foram calculadas com intervalo aberto acima de 75 anos, de forma que correspondam ao intervalo etário final das prevalências. Como estas são estimadas a partir de amostras desagregadas por idade e sexo, a apertura por idades simples acrescenta as flutuações dos dados devidas ao tamanho da amostra. Isso justifica a agrupação em grupos quinquenais das tabelas de vida ativa e em aposentadoria, embora seja possível que as mudanças nas prevalências sejam heterogêneas ao interior dos grupos etários que incluem as idades mínimas e normais para aposentadoria (o que seria evidente em tabelas de esperança de vida por idade específica).

Na tabela 10, apresentam-se o tamanho amostral e a percentagem das categorias de interesse para o cálculo das funções de sobrevivência e das idades médias.

Tabela 10 – Descritivos de participação laboral na amostra ELPS das pessoas acima de 40 anos segundo sexo e país

	Paraguai 2015				Chile 2015				Uruguai 2013			
	Homens		Mulheres		Homens		Mulheres		Homens		Mulheres	
	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
Inactivos	18.60	645	55.34	2167	24.80	1030	53.45	2537	32.20	1498	53.80	3670
Ativos	81.40	2824	44.66	1748	75.20	3123	46.55	2209	67.71	3151	46.04	3141
Total	100	3469	100	3916	100	4154	100	4747	100	4655	100	6823
Ocupados (formais+informais)	78.34	2718	42.18	1651	69.98	2906	41.49	1969	64.79	3012	41.70	2839
Formais	10.59	367	6.82	267	47.62	1978	26.41	1253	47.62	2216	28.98	1977
Desemprego	3.10	106	2.48	97	5.22	217	5.06	240	2.98	139	4.42	301
Total	100	2824	100	1748	100	3123	100	2909	100	3151	100	3141

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

A tabela 11 apresenta os tamanhos amostrais das categorias de participação e aposentadoria, e seus pesos percentuais por sexo e país.

[38] A base de dados da ELPS aplica a definição de atividade da *Organização Internacional de Trabalho*, identificando na população ativa as pessoas em idade de trabalhar (maiores de 14 anos) que estão ocupadas ou procuraram trabalho ativamente na semana previa da pesquisa.

Tabela 11 – Descrição da combinação de participação e aposentadoria na amostra ELPS das pessoas acima de 50 anos segundo sexo e país

	Paraguai				Chile				Uruguai			
	Homens		Mulheres		Homens		Mulheres		Homens		Mulheres	
	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
Participa e aposenta	1.67	39	1.47	30	9.98	300	7.77	204	8.00	271	4.35	195
Participa e não aposenta	73.72	1733	46.58	943	55.62	1680	38.37	986	48.39	1631	35.81	1627
Não participa e aposenta	5.53	129	6.75	145	25.14	815	26.40	1071	36.84	1325	35.66	1794
Não participa e não aposenta	19.08	494	45.19	1593	9.26	303	27.47	1263	6.78	260	24.18	1707
Total	100	2395	100	2711	100	3098	100	3524	100	3487	100	5513
Participa	75.39	1772	48.06	973	65.61	1982	46.14	1192	56.38	1917	40.16	1830
Não participa	24.61	623	51.94	1738	34.39	1116	53.86	2332	43.62	1570	59.84	3683
Total	100	2395	100	2711	100	3098	100	3524	100	3487	100	5513
Aposenta	6.71	157	6.23	125	31.61	991	26.94	920	42.91	1528	37.66	1873
Não aposenta	93.29	2238	93.77	2586	68.39	2107	73.06	2604	57.09	1959	62.34	3640
Total	100	2395	100	2711	100	3098	100	3524	100	3487	100	5513

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

5.2 Dinâmicas de sobrevivência no mercado de trabalho e na aposentadoria

No gráfico 4 observa-se a relação entre os eventos com base nas proporções de sobrevivência nos três países analisados[39]. Entre os homens, a probabilidade de participação no mercado de trabalho é quase universal aos 40 anos.A probabilidade de sobrevivência na atividade diminui entre os 40 e 60 anos, de modo que, ao alcançar a idade de aposentadoria, 80% dos homens paraguaios e 60% dos uruguaios permanecem ativos (entre estes últimos, a sobrevivência começa a diminuir por volta dos 55 anos). No caso dos homens chilenos, aos 60 anos, a participação na PEA alcança 80%, mas, ao chegar à idade de aposentadoria (65 anos), cai para 40% ainda ativos ao final do grupo etário de 60–65 anos (ver gráfico 4). Entre os 40 e 65 anos, observa-se que a probabilidade de sobrevivência na ocupação é inferior à de estar ativo, o que indica a presença de desemprego entre os trabalhadores adultos.A ocupação no mercado formal começa a diminuir a partir dos 45 anos, com exceção do Paraguai, onde o mercado formal representa apenas 20% aos 40 anos, e diminui rapidamente antes dos 60 (Bruno, 2017)(Alaimo & Tapia Troncoso,

[39] Conforme a formulação de Hajnal, é possível interpretar a proporção de integrantes da coorte hipotética ativos que deixarão a força de trabalho, a ocupação, ou a formalidade como equivalentes da proporção de sobreviventes l_x/l_0 em cada idade x (Watcher, 2006)

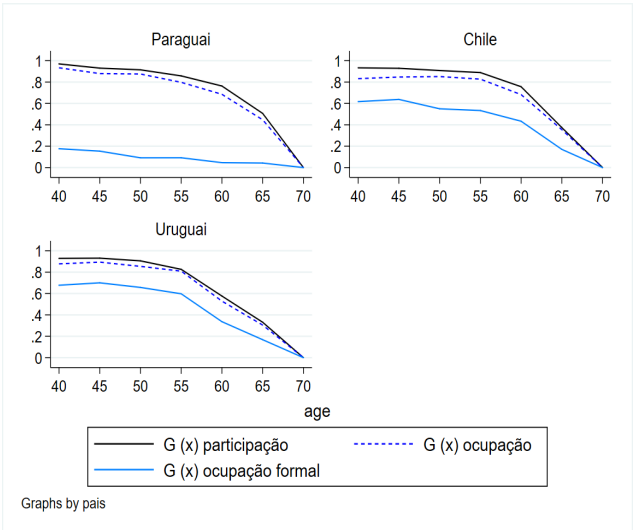
2014).Entre os homens chilenos, a permanência no mercado formal supera 60% aos 45 anos, mas essa taxa diminui para aproximadamente 40% aos 60. Esse resultado coincide com estudos anteriores que indicam que parte dos trabalhadores chilenos participa do mercado formal apenas pelo tempo suficiente para cumprir os requisitos para a aposentadoria mínima (20 anos)(Gill et al., 2004)(Valdés, 2007). No caso dos homens uruguaios, a sobrevivência no mercado formal reduz-se já a partir dos 45 anos, alcançando 60% aos 55. Após os 65 anos, a diminuição da ocupação informal e a redução da participação se sobrepõem, o que sugere que, nessas idades, o desemprego é muito baixo e que a saída do mercado informal representa uma transição para a inatividade. Depois dos 65 anos, a saída da força de trabalho se sobrepõe à saída da ocupação, o que indica que a inatividade ocorre a partir da ocupação e não a partir do desemprego, e que aqueles que deixam a ocupação nessas idades já não oferecem força de trabalho.

Ao comparar os padrões de sobrevivência na força de trabalho e na aposentadoria, observam-se diferenças entre países e sexos. Entre os homens paraguaios, os padrões de saída da força laboral e de entrada na aposentadoria não se sobrepõem, como mostra o gráfico 5. Essa discrepância reflete a cobertura limitada do sistema previdenciário (em 2015, 54,4% da população não possuía nenhuma cobertura de seguridade social) (Bruno, 2017). A proporção de homens não aposentados começa a diminuir após os 55 anos e se intensifica depois dos 60, quando se atinge a idade mínima para aposentar-se. No entanto, a probabilidade de participação permanece acima da probabilidade de aposentadoria até idades avançadas, possivelmente entre aqueles idosos que não cumprem os requisitos para acessar o benefício. No caso dos homens chilenos, observa-se um padrão de saída da força de trabalho que antecede a aposentadoria, como mostra o gráfico 5. De acordo com (Ruiz-Tagle & Tapia, 2011), próximo dos 55 anos atinge-se um pico salarial na trajetória laboral masculina. A aposentadoria começa depois dos 60 anos e se intensifica a partir dos 65, quando os idosos se tornam elegíveis para benefícios programados e por idade avançada. Entre os 60 e 70 anos, a queda na sobrevivência à aposentadoria é mais pronunciada do que a da participação, o que indica que parte dos idosos permanece ativa mesmo após se aposentar. No Uruguai, o padrão de atividade masculina está fortemente sobreposto ao padrão de acesso à aposentadoria a partir dos 60 anos. As restrições legais existentes no país sobre o trabalho de pessoas aposentadas podem explicar essa sobreposição. Entre os 60 e 65 anos, a probabilidade de permanecer ativo é maior que a de se aposentar, o que indica que a combinação de ambas as decisões se concentra nesse grupo etário.

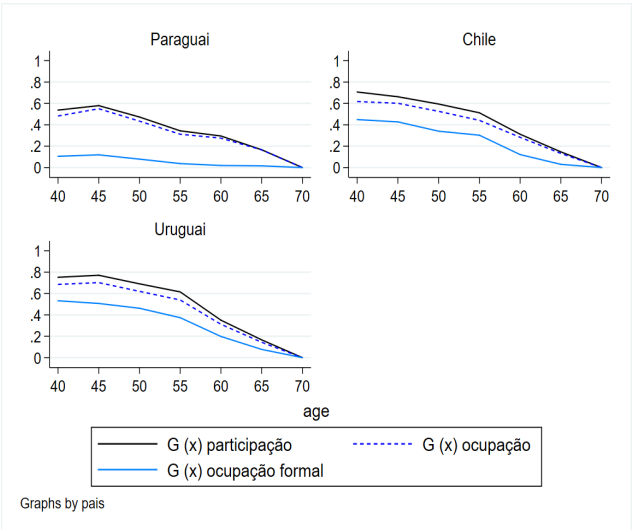
Entre as mulheres, os níveis de atividade são inferiores aos dos homens (ver gráfico 4). No Paraguai e no Chile, o pico de participação ocorre entre os 40 e 45 anos, com uma queda acentuada a partir desse ponto, enquanto as uruguaias apresentam os níveis mais altos aos 45 anos. A sobrevivência feminina no setor formal no Chile e no Uruguai é muito menor do que a dos homens já aos 40 anos, diminuindo a partir dos 45 e chegando a apenas 20% no segundo caso aos 60 anos. Por outro lado, no Paraguai não se observa variação na atividade formal feminina. Entre os 40 e 60 anos, a diferença entre a probabilidade de participação na PEA e a permanência na ocupação sugere a presença de desemprego. A partir dos 60 anos, as probabilidades de sair da força de trabalho e de deixar a ocupação se sobrepõem, o que sugere que a aposentadoria reduz a permanência na atividade por meio do desemprego.

Não se identifica um padrão único na relação entre atividade e aposentadoria entre as mulheres nos três países. No caso do Paraguai, observa-se pouca relação entre ambas as probabilidades de sobrevivência (como mostrado no gráfico 5). Esse padrão, caracterizado por baixa participação e altos níveis de carência de benefícios próprios, contrasta com o dos homens paraguaios. Até os 60 anos, a proporção de sobreviventes à aposentadoria diminui, mantendo-se acima de 80% das mulheres que chegarão a se aposentar. Após os 60 anos, as idosas elegíveis começam a receber uma pensão, embora em proporção menor do que aquelas que deixam a população ativa. Entre as mulheres chilenas, a participação feminina diminui de forma acentuada após os 50 anos, e observa-se uma sobreposição progressiva de ambas as curvas como mostra o gráfico 5, uma vez que as mulheres se tornam elegíveis à aposentadoria. Esse resultado coincide com os achados de outros autores (Vives et al., 2018). No caso das mulheres uruguaias, a probabilidade de participação é menor do que a de se aposentar no momento em que se tornam elegíveis (60 anos). Segundo a literatura, uma proporção importante das uruguaias não possui os anos de contribuição necessários para se aposentar aos 60 anos, o que as obriga a permanecer ativas além dessa idade (Bucheli, 2006). A partir dos 65 anos —quando muitas mulheres alcançam os requisitos de contribuição —a sobreposição das curvas sugere que as mulheres aposentadas não permanecem na população ativa.

Gráfico 4 – Função l_x/l_0: proporção de homens e mulheres ativos que deixarão a força laboral, a ocupação e a formalidade, segundo idade e país.



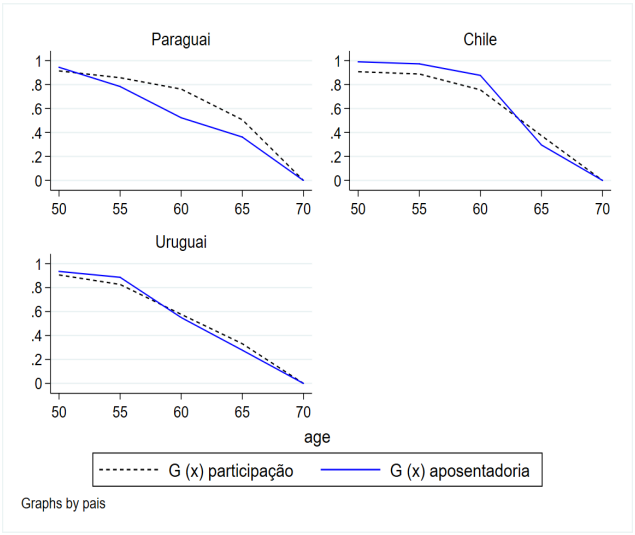
(a) Homens



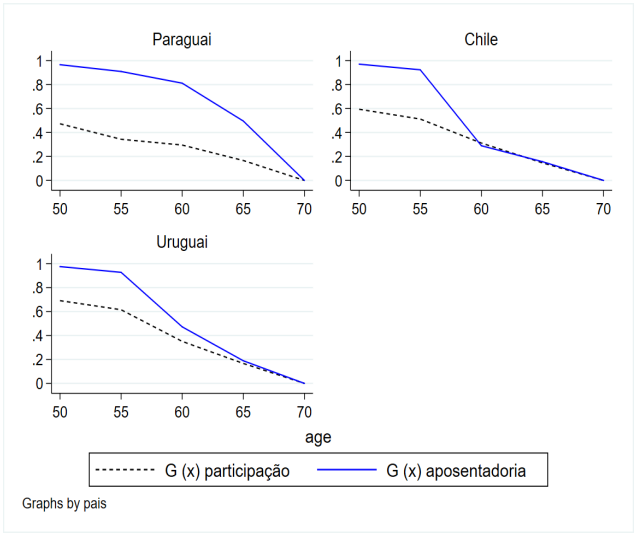
(b) Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017.

Gráfico 5 – Função l_x/l_0: proporção de homens e mulheres ativos que deixarão a força laboral, e de não aposentados que aposentarão, segundo idade e país.



(a) Homens



(b) Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017.

5.3 Idades médias

A tabela 12 apresenta as estimativas de idades médias de participação no mercado de trabalho, emprego formal e aposentadoria[40] para os três países. Os homens paraguaios deixam a população ativa próximo dos 65 anos. A saída da ocupação se sobrepõe com a aposentadoria, em média, aos 63.1 anos, enquanto a idade ao sair do emprego formal é aos 43 anos. Entre as mulheres paraguaias, as idades médias de aposentadoria são maiores que as dos homens, sobre os 66 anos, o que reflete as dificuldades que elas enfrentam para obter a aposentadoria por contribuições próprias. A saída da atividade feminina acontece em idades mais jovens, aos 52 anos, e a saída da ocupação, aos 51.1 anos. O abandono do emprego formal ocorre em média aos 42 anos.

Entre dos homens chilenos, a saída da participação acontece em idades mais jovens que a da aposentadoria. Os valores estimados estão abaixo das estimações da OCDE em 2016 (OCDE, 2017). Um idoso permanece na ocupação em média até os 61.9 anos, e na atividade até os 63.9. Isso sugere que existe um período de permanência ofertando força laboral antes de entrar na inatividade. A idade média de aposentadoria supera a idade legal de 65 anos, permanecendo ativos por aproximadamente 1.8 anos antes de solicitar benefícios. Por outro lado, a idade média de aposentadoria feminina é superior em aproximadamente dois anos à idade legal. Porém, a saída da atividade acontece em idades mais jovens, próximo aos 55 anos. A distância entre as

[40] Os indicadores de idades médias refletem as idades em que cada evento aconteceria para uma coorte hipotética de indivíduos nascidos no ano do estudo, assumindo que foram submetidos às taxas registradas nesse ano

idades médias de ocupação e de atividade indica que, as mulheres permanecem acima de um ano oferecendo força laboral antes de entrar na inatividade. A saída do emprego formal ocorre mais cedo, em média aos 50 anos.

Os homens uruguaios se aposentam, em média, três anos após a idade legal de aposentadoria e um ano após a idade média de saída da atividade, que é de 62.5. A saída do mercado formal ocorre, em média, aos 55.7 anos, enquanto a da ocupação acontece aos 61.3 anos, o que sugere uma migração para o mercado informal. As mulheres se aposentam, em média, aos 62.8 anos, acima da idade normal de aposentadoria. A saída da ocupação formal acontece 5 anos antes, em média, que a saída da população ocupada. A diferença entre as idades de saída da ocupação e da atividade revela a oferta de força de trabalho adicional até a saída definitiva da atividade.

Tabela 12 – Idades médias de saída da atividade, ocupação, ocupação formal, e aposentadoria por sexo e país

	Paraguai 2015		Chile 2015		Uruguai 2013	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
IMA	64,7	52.0	63,9	54,7	62,5	56,7
IMO	63.1	51,1	61,9	53,0	61,3	55,0
IMOF	43,0	41,8	54,7	48,3	55,7	50,7
IMAP	63,1	65,9	65,7	61,7	63,2	62,8

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas ELPS 2017

5.4 Esperança de vida ativa e esperança de vida em aposentadoria

A esperança de vida ao nascer de um homem em 2015 era de 71,3 anos no Paraguai e 76,3 anos no Chile[41]. No caso do Uruguai, os homens têm uma esperança de vida ao nascer de 73,2 anos em 2013. Aos 15 anos, a esperança de vida inativa no Paraguai é de 12,2 anos (tabela 13), enquanto a ativa é de 46,4 anos, o que representa 79% da esperança de vida masculina total. Essa relação é de 70% da esperança de vida total entre os homens chilenos, que ao ingressarem na idade ativa têm 43,5 anos, enquanto 18,7 anos correspondem à inatividade. Entre os homens uruguaios, a esperança de vida na força de trabalho aos 15 anos é de 43,5 anos (70% da esperança de vida total), enquanto permanecerão inativos por um total de 18,7 anos. O tempo de inatividade masculina aos 15 anos é maior no Uruguai e no Chile do que no Paraguai. Isso pode ser influenciado não apenas pelo acesso ao sistema de previdência social, mas também pelo maior nível educacional médio da população (Hytti & Valaste, 2009)(Contreras et al., 2010)(Loichinger & Weber, 2016). À medida que a escolarização geral se expande, é possível que o tempo de inatividade em idades jovens aumente devido a uma maior inclusão no sistema educacional.

[41] As tábuas de vida ativa completas se incluem no apêndice B

Em relação às regras previdenciárias de cada país, observa-se que o sistema de pensões paraguaio exige contribuições mínimas equivalentes a 32% da vida ativa masculina total, e contribuições normais correspondentes a 54% da vida ativa total (25 anos de contribuição). No entanto, apenas 11,0 anos da esperança de vida ativa total aos 15 anos são dedicados ao mercado formal (o que equivale a 23,7% da vida ativa total), enquanto 32,4 anos são destinados ao mercado de trabalho informal. Isso implica que três quartos da vida produtiva dos homens paraguaios carecem de contribuições para o sistema de pensões. Assim, se toda a vida ativa informal se transformasse em contribuição no mercado formal, isso equivaleria a 2,2 vezes o tempo mínimo necessário para a aposentadoria por velhice e a 1,3 vez o tempo mínimo para a aposentadoria normal. No caso do Chile, dos anos de atividade masculina, 27,7 estarão cobertos pela previdência social, e 11,8 serão sem contribuições, o que significa que o tempo que um homem passa na informalidade a partir dos 15 anos equivale a 45% das contribuições exigidas para a aposentadoria. Por sua vez, os homens uruguaios destinam 67,4% da vida ativa (28,5 anos) ao mercado formal, e 13,6 anos ao mercado informal. Outros autores mostram que a probabilidade de que os trabalhadores uruguaios ingressem na informalidade aumenta entre os 20 e os 50 anos (Lara Martínez, 2009)(A. Forteza & Ourens, 2009). A duração da atividade no mercado não protegido equivale a 30% das contribuições exigidas pelo sistema previdenciário para a aposentadoria normal, e a 70% dos aportes para a aposentadoria por idade avançada.Da mesma forma, nos três países perdem-se entre 1 e 4,0 anos da esperança de vida ativa masculina devido ao desemprego.

Ao observar a vida ativa masculina aos 50 anos e sua distribuição entre mercados, identificamos padrões distintos nos três países. No Paraguai, um homem ainda espera viver, em média, 27,2 anos, dos quais 18,2 são de vida ativa (66,5% da esperança de vida total), e apenas 6,4 são destinados ao mercado formal, enquanto o tempo de ocupação informal quase duplica esse valor. No grupo etário entre 50 e 65 anos, observa-se uma redução mais pronunciada do tempo esperado no mercado não protegido (gráfico 7). Essa tendência sugere uma transição entre mercados nas idades próximas à aposentadoria, com o objetivo de acumular as contribuições necessárias para adquirir o direito aos benefícios (20 anos a partir da idade 60). O sistema previdenciário paraguaio reforça essa dinâmica ao calcular os benefícios com base nos últimos três anos de trabalho, o que incentiva a formalização tardia. Nessa linha, (Sanabria & Meza, 2018) concluem que trabalhadores paraguaios têm maior probabilidade de contribuir quanto maior a idade (Navarro & Ortiz, 2014)(A. Forteza & Ourens, 2009). Ao alcançar a idade de aposentadoria, a esperança de vida masculina total é de 19,7 anos, dos quais 10,2 correspondem à vida ativa (52,7% da esperança de vida). Aos 65 anos, 88% do tempo esperado em atividade será desempenhado no mercado formal (6,1 anos), em consonância com o argumento da formalização tardia.Por sua vez, no Chile e no Uruguai observa-se um padrão formal–informal inverso. Entre os homens chilenos, 56,7% do tempo restante aos 50 anos é destinado à vida ativa (equivalente a 16,8 anos, ver tabela 13). A maior parte desse tempo se desenvolve no mercado formal (32,2%, ou seja, 9,5 anos). A partir dos 60 anos, observa-se o aumento da participação laboral no mercado informal com o avanço da idade (segundo a literatura, a formalidade dos trabalhadores chilenos se concentra entre os 40 e 50 anos (Becerra, 2018)(Otero, 2011)(Forteza et al., 2011).

Ao alcançar a idade de elegibilidade para a aposentadoria, os homens chilenos ainda esperam destinar 27,5% da esperança de vida total ao mercado de trabalho, o que equivale a 4,8 anos de atividade. Quase metade desse tempo (2,5 anos) se concentra no setor não protegido. No caso do Uruguai, aos 50 anos, a esperança de vida total se divide quase equitativamente entre anos ativos e inativos (13,6 e 13,3 anos, respectivamente). Desses anos, 65,4% são destinados ao mercado de trabalho formal (8,9 anos). Ao alcançar os 60 anos, a esperança de vida total é de 18,9 anos, dos quais 29% correspondem à atividade. Os anos de vida ativa restantes (5,8 no total) distribuem-se em 51,1% no mercado formal e 39,3% no informal (2,99 e 2,30 anos, respectivamente). Outros autores mostram que essa idade coincide com um aumento na taxa de migração do mercado formal para o informal mais intensa no setor privado, mas comum a todos os trabalhadores (Forteza et al., 2011).

O tempo médio em aposentadoria contributiva representa 39,1% da esperança de vida total aos 50 anos dos homens chilenos e 48% no caso dos uruguaios (11,6 e 13,0 anos, respectivamente). Entre estes últimos, trata-se de um valor próximo ao período total de inatividade estimado para essa idade (13,3 anos, que correspondem a 48% de sua esperança de vida). O período de atividade sem aposentadoria nessa idade é de 11,5 anos (42,5% da esperança de vida), reduzindo-se com o avanço da idade. Esse resultado está em linha com a hipótese, pois sugere que o sistema favorece a aposentadoria associada à inatividade (gráfico 6). Também entre os homens chilenos, a maior parte do tempo em aposentadoria transcorre fora da força de trabalho. Entre 55 e 60 anos, observa-se uma redução na esperança de vida ativa sem aposentadoria e um aumento do tempo em aposentadoria sem participação laboral, reflexo da adesão à aposentadoria antecipada (ver gráfico 7). Aos 65 anos, a esperança de vida em aposentadoria alcança 12,4 anos (71,2% da esperança de vida total), valor próximo à esperança de vida inativa (12,6 anos), o que indica que 98,4% do tempo de aposentadoria ocorre fora do mercado de trabalho. No caso do Paraguai, apenas uma fração reduzida da esperança de vida masculina total aos 15 anos encontra-se na aposentadoria, apenas 4,7%. Aos 50 anos, a esperança de vida em aposentadoria é de 2,2 anos, equivalente a 7,9% da esperança de vida total nessa idade (ver tabela 13). A maior parte está associada à participação na força de trabalho sem aposentadoria. O tempo médio nessa condição é de 17,8 anos (como se observa na barra preta do gráfico 7), o que representa 64,3% da esperança de vida total.

Finalmente, a duração da esperança de vida sem aposentadoria contributiva e em inatividade é relativamente prevalente entre os adultos dos países analisados. Aos 50 anos, o tempo esperado nessa condição é de 7,6 anos no Paraguai, 4,2 anos no Chile e 2,5 anos no Uruguai. Entre os homens paraguaios, a esperança de vida sem aposentadoria e em inatividade aumenta em proporção à esperança de vida total à medida que a idade avança. Em termos absolutos, o tempo médio nessa condição cresce até os 65 anos (7,8 anos) e posteriormente diminui. No Chile e no Uruguai, o tempo de vida sem cobertura por rendimentos laborais nem por aposentadoria diminui em termos absolutos com a idade (mas permanece entre 14% e 19% em termos relativos à esperança de vida total a partir dos 50 anos no Chile, enquanto mantém um peso estável entre 8% e 10% no Uruguai).

Entre as mulheres, a esperança de vida ao nascer é de 82,1 anos no Paraguai e 82,1 anos no Chile. Apesar do aumento da participação feminina no mercado de trabalho, a divisão tradicional do trabalho ainda restringe a vida ativa, com exceção do Uruguai, onde a maior parte da esperança de vida ao nascer é destinada ao mercado laboral. No Paraguai e no Chile, aproximadamente metade da esperança de vida feminina aos 15 anos corresponde à inatividade (os anos ativos são 27,5 no Paraguai e 30,6 no Chile 13).

Em comparação com a duração da vida ativa feminina, os sistemas previdenciários analisados impõem altas densidades contributivas. No caso do Paraguai, a contribuição mínima exigida para a aposentadoria equivale a 54% da vida ativa, enquanto a contribuição normal representa 92%. A ocupação no mercado formal (17,7 anos) corresponde a 57,7% da vida ativa, enquanto 8,8 anos concentram-se no setor não protegido. Esse tempo na informalidade equivale a 40% das contribuições necessárias para se qualificar à aposentadoria. Isso indica que —mesmo considerando a menor participação feminina— os anos em que permanecem ativas seriam suficientes para se qualificar a um benefício por contribuições próprias, caso os anos de informalidade fossem destinados ao mercado formal. No entanto, apenas 4,5 anos da vida ativa total de uma mulher aos 15 anos serão desenvolvidos no mercado protegido (isto é, 16,8%). Em contraste, a esperança de vida na informalidade equivale a 1,3 vezes a contribuição necessária para acessar a aposentadoria por velhice e 0,8 vezes a necessária para a aposentadoria normal. No sistema chileno, a contribuição para a aposentadoria normal representa 65% da vida ativa das mulheres (20 anos), enquanto o tempo médio na informalidade equivale a 40% das contribuições exigidas para esse benefício.Por sua vez, o sistema previdenciário uruguaio impõe contribuições equivalentes a 70% da esperança de vida ativa feminina para acessar a aposentadoria por velhice (15 anos) e 40% no caso da exigida para a aposentadoria normal (30 anos). Do total da vida ativa, 66,9% (29,1 anos) será destinado ao mercado formal, enquanto 33,1% (11,2 anos) à informalidade. Nos três países, o tempo de vida ativa que as mulheres passam em desemprego varia entre 3 e 4,2 anos (entre 10% e 13,7% da esperança de vida em atividade).

É comum aos três países uma concentração crescente da participação feminina na informalidade com o avanço da idade, o que implica um peso cada vez maior em proporção à vida ativa (ver gráfico 7). Isso sugere que, uma vez que as mulheres interrompem sua trajetória laboral (por inatividade, desemprego ou migração à informalidade), a probabilidade de retorno ao mercado protegido diminui (Partida Bush, 2014). Enquanto no caso do Paraguai essa tendência é estável em termos de duração absoluta ao longo do curso de vida, no Chile e no Uruguai observa-se um cruzamento nos padrões de participação formal-informal, semelhante ao verificado entre os homens. No primeiro país, quando uma mulher alcança os 50 anos, espera viver em média mais 30,1 anos, dos quais apenas 29,6% serão ativos (8,9 anos), enquanto 21,2 anos serão destinados à inatividade (ver tabela 13). A maior parte da esperança de vida ativa (7,5 anos) situa-se no mercado não protegido, enquanto apenas 10% dessa duração corresponde ao mercado formal. No caso do Chile, a esperança de vida ativa aos 50 anos é de 9 anos (26% da esperança de vida total), dos quais 4,2 anos correspondem ao mercado formal e 3,8 anos ao informal. A partir dos 55 anos, esse padrão se inverte, e a esperança de vida em ocupações não protegidas supera a das protegidas, tanto em anos absolutos como em proporção da esperança de vida

total. Outros autores identificaram essa transição entre mercados antes dos 50 anos (Forteza et al., 2011). Isto é coerente com a literatura que mostra que uma maior proporção das mulheres se aposenta qualificando-se apenas para o benefício mínimo. Sobre este ponto, (S. Edwards & Edwards, 2002) identifica uma intensificação da informalidade feminina em idades próximas à aposentadoria, derivada das mudanças introduzidas pela reforma de 2008, que estabeleceu o Piso Mínimo de Ahorro Solidario (PMAS).Ao alcançar os 60 anos, a esperança de vida total é de 21,9 anos, dos quais 3,4 anos serão de vida ativa, e 1,0 ano de emprego formal (20,7% e 29% do tempo de vida ativa, respectivamente). Por sua vez, no Uruguai estima-se que, aos 50 anos, as mulheres permanecerão na força de trabalho por 14,8 anos (equivalentes a 43,8% da esperança de vida total a essa idade). Desse tempo total de atividade, 9,4 anos são dedicados ao mercado protegido e 4,5 anos ao não protegido. Na idade de aposentadoria, 25% da vida restante (6,46 anos) será ativa; no entanto, após os 65 anos, a maior proporção da vida ativa concentra-se no mercado informal. Essa tendência de migração entre mercados também é identificada por(Forteza et al., 2011). Esses autores mostram que o trânsito entre mercados das trabalhadoras uruguaias difere segundo o setor de atividade, sendo mais precoce no setor privado (antes dos 60 anos) do que no setor público, onde esse movimento pode estar associado à aposentadoria.

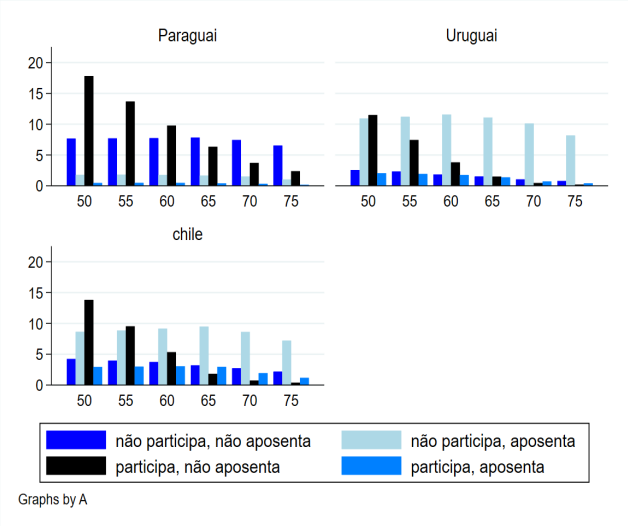
O tempo de vida em aposentadoria contributiva das mulheres é menor do que o dos homens no Paraguai e no Chile. No caso do Uruguai, a esperança de vida feminina em aposentadoria aos 50 anos é de 13,0 anos, equivalente a 39% da esperança de vida total. Essa duração é semelhante à masculina, mas representa uma menor proporção da esperança de vida total coberta pela seguridade social, devido à maior longevidade feminina. No Chile e no Uruguai, a maior parte do tempo em aposentadoria se dará na inatividade. No primeiro país, a esperança de vida em aposentadoria das mulheres de 50 anos é, em média, 10,9 anos (32,1% da esperança de vida total). Aos 60 anos, o tempo em aposentadoria aumenta para 11,1 anos, enquanto aos 70 anos é de 8,2 anos. Apesar da maior longevidade feminina e da menor idade exigida para solicitar benefícios, a duração da aposentadoria entre as mulheres é menor do que entre os homens. Essa aparente contradição revela uma fragilidade do sistema chileno: as mulheres, cujas trajetórias laborais mais curtas acumulam menos recursos, precisam financiar benefícios por um período aproximadamente dez anos mais longo do que os homens (Renier, 2022)(Arenas de Mesa & Mesa Lago, 2006). No segundo país, dos 13 anos ativos (que representam 54,3% da esperança de vida total), 12 correspondem à aposentadoria e inatividade. Como se observa no gráfico 6, o peso desse tempo nessa condição sobre a esperança de vida total se mantém estável a partir dos 50 anos, e é maior do que o observado entre os homens.

Tabela 13 – Esperança de vida ativa e em aposentadoria em relação aos parâmetros nacionais dos sistemas previdenciários, segundo sexo e país

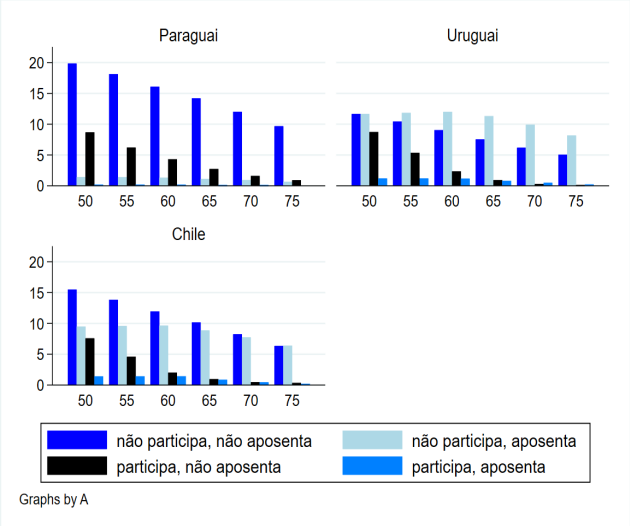
	Chile 2015		Paraguai 2015		Uruguai 2013	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
e_{15}	62.1	67.9	58.6	62.2	59.4	66.6
e_{50}	29.6	34.0	27.2	30.1	27.0	33.2
e_{70}	14.0	16.9	12.9	14.6	12.3	16.9
e_{15}^{inativa}	18.7	37.2	12.2	34.7	17.6	23.2
e_{50}^{inativa}	12.8	24.9	9.4	21.2	13.3	18.7
e_{70}^{inativa}	11.3	16.0	8.9	12.9	11.1	15.4
e_{15}^{ativa}	43.5	30.6	46.4	27.5	41.7	43.5
e_{50}^{ativa}	16.8	9.0	18.2	8.9	13.6	14.5
e_{70}^{ativa}	2.7	0.9	4.0	1.6	1.2	1.5
e_{15}^{formal}	27.7	17.7	12.6	4.5	28.1	29.1
e_{50}^{formal}	9.5	4.2	9.4	0.9	8.9	9.4
e_{70}^{formal}	1.0	0.2	8.9	0.1	0.4	0.6
e_{15}^{informal}	11.8	8.8	32.4	20.2	10.6	11.2
e_{50}^{informal}	6.2	3.8	11.1	7.5	4.1	4.5
e_{70}^{informal}	1.5	0.6	0.2	1.6	1.4	0.9
$e_{15}^{\text{desemprego}}$	4.0	4.2	3.1	3.0	3.0	3.1
$e_{50}^{\text{desemprego}}$	0.6	0.9	0.9	0.4	0.6	0.6
$e_{70}^{\text{desemprego}}$	0.2	0.06	0.2	0.00	0.03	0.03
$e_{50}^{\text{aposentadoria}}$	11.6	10.9	2.2	1.3	13.0	13.0
$e_{70}^{\text{aposentadoria}}$	10.5	8.2	1.8	0.7	10.9	10.6
contribuição mínima	5	5	15	15	15	15
contribuição normal	20	20	25	25	30	30
$\frac{\text{contribuição mínima}}{\text{vida ativa}}$	0.11	0.16	0.32	0.54	0.35	0.34
$\frac{\text{contribuição normal}}{\text{vida ativa}}$	0.45	0.65	0.54	0.92	0.72	0.69
$\frac{\text{vida ativa informal}}{\text{contribuição mínima}}$	2.4	1.8	2.2	1.3	0.7	0.7
$\frac{\text{vida ativa informal}}{\text{contribuição normal}}$	0.6	0.4	1.3	0.8	0.3	0.4
$\frac{\text{duração aposentadoria}}{\text{contribuição mínima}}$	2.3	2.2	0.1	0.09	0.9	0.9
$\frac{\text{duração aposentadoria}}{\text{contribuição normal}}$	0.6	0.5	0.09	0.05	0.4	0.4

Fonte: Elaboração própria em base a microdados das pesquisas ELPS 2017 e WPP 2022

Gráfico 6 – Esperança de vida ativa masculina e feminina por condição (ativo sem aposentar, ativo e aposentado, não ativo e aposentado e não ativo sem aposentar), segundo idade e país



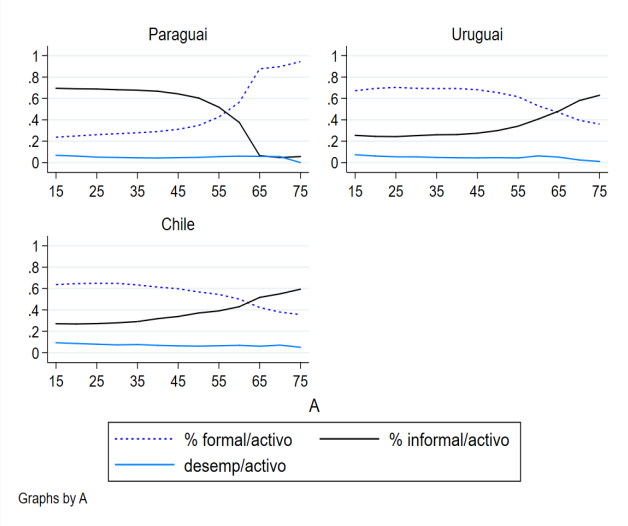
(a) Masculina



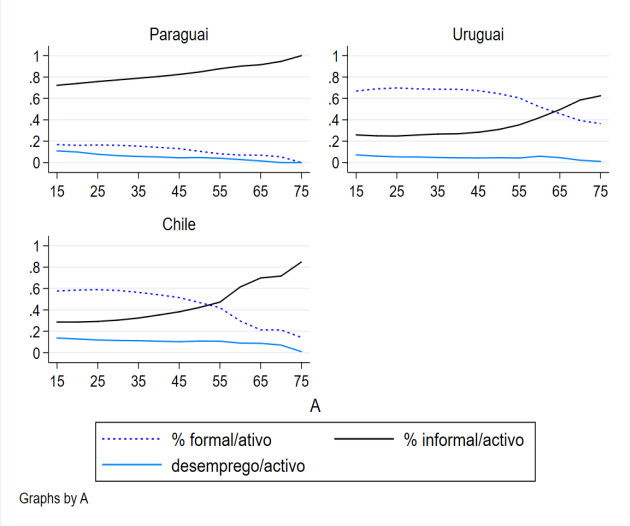
(b) Feminina

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017.

Gráfico 7 – Proporção da vida ativa destinada ao emprego formal, informal e ao desemprego, segundo idade e país



(a) Masculina



(b) Feminina

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017.

5.5 Síntese

O presente capítulo abordou em forma descritiva a extensão da vida ativa e na aposentadoria, discutindo a hipótese que sugere que os sistemas previdenciários influenciam a duração da vida ativa —no sentido que modelos de previdência de contribuição definida apresentam maior duração da vida ativa e menor tempo de aposentadoria —é parcialmente rejeitada. A análise indica que, nos três países analisados, a idade média em que os homens deixam a força laboral varia entre 62 e 65 anos. Internacionalmente, essas idades são comparáveis às médias da União Europeia, contudo, são inferiores às de países como Islândia e Noruega [42]. A esperança de vida ativa masculina ao atingir a idade de trabalhar é superior a 40 anos, duração é comparativamente equivalente —ou ainda maior —do que a registrada em vários países da União Europeia (Hytti & Valaste, 2009) (Vogler-Ludwig, 2009), e suficiente para cobrir o tempo de contribuição exigido pelos sistemas de previdência, se a vida ativa informal se alocasse no mercado protegido. Aos 50 anos, a esperança de vida ativa masculina é menor no Uruguai do que no Chile e Paraguai, o que é coerente em função da cobertura do sistema de previdência, e dos menores incentivos à participação do modelo misto, em comparação ao modelo de contribuição definida. O tempo de inatividade masculina aos 15 anos é maior no Uruguai e no Chile do que no Paraguai. Isso pode ser influenciado, não apenas pelo acesso ao sistema de previdência, mas também pelo maior nível educacional médio da população (Hytti & Valaste, 2009)(Contreras et al., 2010)(Loichinger & Weber, 2016). À medida que a escolaridade geral se expande, é possível que o tempo de inatividade nas idades jovens aumente devido à maior inclusão no sistema educacional. O tempo de vida na aposentadoria contributiva dos homens a partir dos 50 anos é de entre 11 e 13 anos no Chile e no Uruguai, o que representa 39% e 48% da esperança de vida nessa idade, respectivamente. No Paraguai, a duração média da aposentadoria contributiva é inferior a 3 anos.

As evidências em relação às mulheres sustentam a hipótese de que as diferenças na participação segundo o modelo previdenciário são menores. As idades médias ao deixar a força laboral nos países estudados variam entre 52 e 56 anos, abaixo da média da União Europeia de 61.3 anos em 2015, e consideravelmente inferiores às idades de saída da força de trabalho em países com alta participação das mulheres, como Suécia e Finlândia (Kannisto & Vidlund, 2022)(Vogler-Ludwig, 2009). As estimativas das idades médias evidenciam que, nos três países, a saída da população economicamente ativa entre a população feminina é intensa em idades prévias a se tornar elegível para aposentadoria (inferiores tanto à limiar mínima legal, quanto às idade efetivas). Isso sugere que as mulheres idosas têm maior risco de deixar a força de trabalho antes de cumprir os requisitos para aposentar, dependendo de transferências familiares ou benefícios não contributivos. A duração da vida ativa feminina aos 15 anos é, em média, de 30 anos, exceto no Uruguai, onde é de 42 anos. Destaca-se que, apesar das diferenças educativas e de cobertura da previdência social, as mulheres no Paraguai e Chile têm a mesma esperança de vida na inatividade à idade 15, isto é 37 anos, enquanto no Uruguai é de 23 anos. Com base

[42] Nesses países a idade de aposentadoria é de 67 anos com 40 anos de contribuições exigidas, o que significa que com condições muito menos rígidas, a vida ativa nos países analisados é pouco distante na observada para ambos países

nesses desfechos, é possível argumentar que a vida ativa feminina é comparativamente mais curta que nos países europeus mais equitativos em termos de gênero (por exemplo, Suécia), porém mais extensa que nos países com maior estratificação de gênero no mercado laboral como Itália (Hytti & Valaste, 2009). Isso porque, além do tempo alocado no trabalho não remunerado, as mulheres latino-americanas tendem a conciliar as cargas de trabalho no domicílio com emprego no mercado informal.

O tempo médio de aposentadoria contributiva das mulheres aos 50 anos representa 32.1% da esperança de vida total nessa idade entre as chilenas (10.9 anos), 39% entre as uruguaias (13 anos), e 4.3% entre as paraguaias (1.5 anos). As diferenças absolutas de tempo na aposentadoria entre homens e mulheres são influenciadas pelo sistema de previdência. No Chile, isso ocorre devido às diferenças paramétricas na idade de acesso aos benefícios, e ao uso de tabelas de vida desagregadas por sexo (Renier, 2022), (Arenas de Mesa & Mesa Lago, 2006) (Arza, 2019). É interessante que, no Uruguai, o sistema contributivo não resulta em grandes disparidades de gênero na duração da aposentadoria, embora haja diferenças relacionadas à esperança de vida. No caso de Paraguai, a relação entre tempo de contribuições exigido (20-25 anos), e a duração média da aposentadoria é curto, considerando a ausência de outros benefícios, como, por exemplo, o seguro de desemprego[43] (Geoghegan, 2022). Em um país com altas exigências salariais e tempo de contribuição para acessar a aposentadoria, e no qual não se obtêm nenhum benefício caso não se qualifique (Forteza & Guzmán, 2012), o tempo médio na aposentadoria sugere que a previdência pode ser vista como um mecanismo de poupança de risco. A possibilidade de morrer sem receber benefício, a baixa portabilidade do sistema, e a estrutura de redistribuição, podem justificar a racionalidade de evadir o setor formal (Geoghegan, 2022) (Ortiz Trepowski & Navarro Amarilla, 2012).

Os resultados deste capítulo apresentam alguns elementos de discussão sobre o potencial de extensão da vida ativa para melhorar a sustentabilidade dos sistemas de previdência.

Em primeiro lugar, a comparação entre a esperança de vida total e a esperança de vida ativa evidencia um espaço limitado para aumentar a duração da vida ativa dos homens após os 65 anos nos três países analisados [44]. Esse cenário resulta dos elevados níveis de mortalidade (superiores aos observados em países com extensões da vida ativa equivalentes). Na medida que os ganhos de mortalidade associados à transição se generalizem nas populações, as barreiras sobre a prolongação da atividade (em especial a masculina) poderiam diminuir. Não obstante, a literatura sugere que ganhos associados à transição da mortalidade não necessariamente se traduzem em maior atividade. Nos países desenvolvidos, a maioria dos ganhos de esperança de vida dos homens resulta em anos de vida inativa, e possivelmente maior duração da aposentadoria (Shiri et al., 2021) (Skoog & Ciecka, 2010) (Hytti & Valaste, 2009), enquanto (De Souza et al., 2019) concluem nessa mesma linha na região latino-americana. Em particular, o impacto da

[43] Logicamente, a desigualdade na cobertura torna necessária uma maior desagregação por subpopulações (por exemplo, por nível educacional) para comparar a duração média populacional com a média de diferentes subgrupos de trabalhadores

[44] Para os países da OCDE, a relação entre atividade e aposentadoria é de 40 e 20 anos respetivamente (Börsch-Supan et al., 2018), distante do observado nos países analizados

morbidade sobre a participação é uma dimensão sobre a qual é necessária mais investigação, porém, a literatura também indica a existência de capacidade laboral potencial subutilizada entre a população idosa (Coile et al., 2016).

Embora a vida ativa seja extensa, o período efetivo de contribuição ao sistema de previdência é sensivelmente menor. Um dos fatores que contribuem nesse sentido são os anos de esperança de vida ativa perdidos por desemprego, entre 3 e 4 anos a partir dos 15 anos nos três países, e para ambos os sexos [45]. A diferença entre as idades médias de participação e ocupação revela desemprego em idades em que os idosos ainda não são elegíveis para aposentadoria, enquanto essa brecha desaparece a partir da idade de aposentadoria no Chile e Paraguai, e depois dos 65 anos no Uruguai. Isso sugere que as pessoas permanecem ativas (ainda que nem necessariamente empregadas) até cumprirem os requisitos para aposentar. Nesse sentido, a literatura argumenta, por um lado, que os trabalhadores idosos são mais vulneráveis ao desemprego de longa duração que outros grupos etários, e a probabilidade de entrada na ocupação depois do desemprego é baixa (Lozano & Rentería, 2021)(Dudel et al., 2016). Por outro lado, estudos indicam que os programas de proteção ao desemprego podem atuar como fonte de renda antes da idade mínima para aposentadoria, tornando-se uma alternativa de entrada, especialmente para indivíduos com restrições de liquidez e dificuldades para permanecer na força laboral (Gruber & Wise, 1999) (Blundel et al., 2016) (Tatsiramos & Van Ours, 2014) (Gruber & Wise, 1999) (Ahlqvist & Borén, 2017) (Inderbitzin et al., 2016) (Ollikainen & Kyyrä, 2006) (Ebbinghaus & Eichhorst, 2006). Em qualquer caso, uma perda esperada de entre 6% e 13% da vida ativa aos 15 anos devido ao desemprego, exige considerar o problema não apenas nas idades previas à aposentadoria, mas ao longo da vida ativa. Em uma região como a América Latina, que possui níveis de educação baixos entre a população economicamente ativa— em comparação com países desenvolvidos — a mudança tecnológica pode resultar em desemprego de longo prazo em grupos populacionais com menor capital humano, assim como maior tempo médio e proporção de suas vidas ativas passadas em desemprego (Solovieva et al., 2024)(Shiri et al., 2021)(Dudel & Myrskylä, 2017).

A informalidade é outro fator relevante. Mesmo em países com alta cobertura de previdência social como Chile e Uruguai, aproximadamente $\frac{1}{4}$ da esperança de vida de homens e mulheres no mercado laboral ao atingirem o início da vida ativa será destinada a empregos sem contribuição para a previdência social. No Paraguai, esse tempo aumenta a $\frac{3}{4}$ da vida ativa. A literatura vincula a dinâmica formalidade-informalidade ao papel das contribuições para qualificar para previdência (A. Forteza & Ourens, 2009)(Rossi, 2018). Nos modelos previdenciários de contribuição definida, o benefício está diretamente vinculado aos fundos acumulados, reduzindo a necessidade de tempo mínimo de contribuição. Assim, menores contribuições ao longo da trajetória laboral resultam em benefícios reduzidos. Além disso, as contribuições no início da trajetória laboral têm maior impacto nos retornos futuros que as contribuições próximas à apo-

[45] Uma limitação sobre este ponto é que o indicador de desemprego utilizado apenas identifica o chamado desemprego aberto (busca por um emprego), e não cobre outras formas de desemprego oculto. Dessa forma, a perda de anos produtivos por essa razão pode ser subestimada, especialmente entre idosos, para os quais o desalento, o subemprego e a informalidade são formas mais prevalentes de subutilização da força laboral (Lozano & Rentería, 2019) (Lozano & Rentería, 2021)

sentadoria, porque acumulam juros durante mais tempo (Á. Forteza & Rossi, 2012)(Fajnzylber, 2013). Isso impacta nas trajetórias femininas, porque suas contribuições se concentram nas idades jovens, e diminuem durante a idade reprodutiva, associado às necessidades do trabalho não remunerado (A. C. Edwards, 2000). Contudo, a existência de pilares de seguro social que garantem uma aposentadoria mínima faz com que as contribuições adicionais operem como uma taxa. Pelo contrário, os sistemas de previdência de benefício definido exigem contribuições mínimas para evitar o *moral hazard*, associado a desestímulos à formalidade derivados de desequilíbrios atuariais entre contibuições e benefícios (Á. Forteza & Rossi, 2012) (A. Forteza & Ourens, 2009). Nossos resultados mostram que a participação no mercado formal e informal responde a essas diferenças entre modelos previdenciários. Nos casos de Chile e Uruguai, a formalidade diminui lentamente antes da idade de aposentadoria. Uma possível explicação é que as pessoas contribuem apenas até atingir o mínimo necessário para se aposentar e, em seguida, transitam para o mercado informal. (Forteza et al., 2011) identificam altas taxas de transição do setor formal ao informal dos idosos entre as idades 55 e 60, tanto no Chile quanto no Uruguai, o que é coerente com essa hipótese. Além disso, os idosos que estão próximos da idade de aposentadoria, mas não atendem as exigências do pilar contributivo, também têm incentivos para migrar para o mercado não protegido, com a expectativa de obter uma pensão não contributiva. Evidências na linha de essa hipótese são reportadas por outros autores para o caso de Chile (Gill et al., 2004)(Todd & Joubert, 2011)(Valdés, 2007)(Bosch et al., 2019)(Piggot et al., 2008), e Uruguai (Melo et al., 2019)(Lara Martínez, 2009).No Paraguai, a proporção de sobreviventes no mercado protegido não apresenta variações significativas com a idade, tanto para homens quanto para mulheres, porém, como proporcão de vida ativa, o tempo nesse mercado cresce com a idade, com a finalidade de atender os requisitos mínimos de contribuição. (Sanabria & Meza, 2018) (Ortiz Trepowski & Navarro Amarilla, 2012). Argumenta-se que os custos das contribuições em relação às possibilidades de acesso à aposentadoria —somados à ausência de outros mecanismos de proteção, como seguro-desemprego —incentivam a evasão para a informalidade durante a juventude. Nessa etapa da trajetória laboral, a formalidade é custosa, e conforme se aproxima a idade de aposentadoria, torna-se difícil acumular as contribuições mínimas no contexto do mercado laboral paraguaio (Serafini, 2021)(Mesa-Lago, 2007). A relação entre esses padrões de transição entre mercados, e a densidade contributiva é relevante para a prolongação da vida ativa. Melhorar a cobertura e sustentabilidade dos sistemas de previdência, especialmente com foco em uma vida ativa mais longa, requer mudanças nessa dinâmica formal-informal. Por exemplo, em países como Chile e Uruguai, onde o tempo vivido no mercado informal cresce com a idade, elevar a idade de aposentadoria pode restringir o acesso a benefícios sem garantir um aumento proporcional no tempo de contribuição, caso as pessoas continuem aportando apenas até atingir o mínimo exigido. Em contraste, em países como o Paraguai, onde o tempo na formalidade cresce com a idade, as pessoas podem usar o adiamento do início das contribuições para permanecer no patamar mínimo necessário para a aposentadoria.

Um segundo aspecto da discussão aborda o potencial de vida ativa das mulheres. Dado que as mulheres são mais longevas do que os homens, mas têm uma esperança de vida ativa menor, a equiparação da idade de aposentadoria para ambos os sexos é debatida como uma

medida para mitigar os impactos da mudança na estrutura etária no mercado de trabalho. Conforme detalhado anteriormente, a vida ativa feminina nos três países analisados é inferior àquela observada nos países mais equitativos do mundo em termos de gênero. A evolução da participação feminina nesses países das últimas décadas permite especular um crescimento da esperança de vida ativa similar ao experimentado nos países desenvolvidos, onde os ganhos de mortalidade se traduzem em anos de vida ativa (Shiri et al., 2021) (Skoog & Ciecka, 2010) (Hytti, 1996). Porém, o potencial de o aproveitamento do bônus de capital, de gênero e de longevidade por meio da maior participação das mulheres no mercado de trabalho é limitado pela distribuição do trabalho não remunerado (Millimet et al., 2010)(Shi et al., 2023). Alguns estudos nos países desenvolvidos sugerem que, ao incluir a esperança de vida em trabalho não remunerado, a esperança de vida ativa feminina é semelhante, ou até maior que a masculina. Dentro desse trabalho não remunerado, aquele que ocupa a maior proporção da esperança de vida é fornecer cuidados, e cobra um peso significativo depois da aposentadoria (Ophir, 2022). Na medida que, por trás da inatividade das mulheres existe uma distribuição de trabalho não visível, o crescimento de sua atividade requer uma redistribuição desse trabalho entre sexos, mas também entre gerações. A diminuição da fecundidade, e o aumento da escolaridade feminina favorecem a participação das mulheres durante as idades jovens. Contudo, em países onde o estado e o mercado têm um papel limitado no cuidado infantil, a atividade desse segmento pode redundar na redistribuição desse cuidado para as mais velhas —geralmente após a aposentadoria —favorecida pela melhoria das condições de saúde das idosas (Margolis & Wright, 2017). Além disso, o envelhecimento traz consigo um aumento da necessidade de cuidados associada a um crescimento da dependência em idades avançadas, que recai principalmente sobre as mulheres próximas às idades de aposentadoria (Alburez-Gutierrez et al., 2021)(Gonzales et al., 2017). Nessa faixa etária, as demandas de cuidado intergeracionais quando ainda há boas condições de saúde competem diretamente com seu potencial de permanência no mercado laboral.

Nos três países analisados —assim como em países em desenvolvimento —os problemas da conciliação para estender a vida ativa são ainda maiores, uma vez que a esperança de vida ativa feminina mostra um enorme peso do mercado laboral não protegido. A informalidade das mulheres cresce com a idade, para transformar-se na maior proporção da vida em ocupação das idosas acima dos 50 anos. São necessárias duas linhas de aprofundamento sobre a relação das mulheres idosas e o mercado informal: a) As necessidades de cuidado como motivadoras da inserção da oferta de força laboral no mercado não protegido. A literatura sugere, por um lado, que a inserção feminina no trabalho informal não ocorre exclusivamente em segmentos marginais, mas também em setores mais dinâmicos. A entrada nesses segmentos pode ser competitiva não em termos de salário ou proteção social, mas em possibilidades de conciliar trabalho remunerado e doméstico (Günther & Launov, 2006)(Ruiz de Castilla Brinson et al., 1997). Além disso, conforme aumenta a idade, as mulheres têm maior dificuldade para transitar do setor informal para o formal, tendência evidenciada para países como México (Partida Bush, 2014). Ambos os mecanismos implicam que as trajetórias informais das mulheres devem ser entendidas não apenas em função dos custos das contribuições à previdência. b) O peso dos incentivos atuariais sobre as decisões de aposentadoria feminina no pilar contributivo. A esse respeito, a

literatura mostra que em países com altos níveis de cobertura como Chile e Uruguai, a estrutura atuarial pode ser insuficiente para incentivar a participação feminina. Como as mulheres estão desproporcionalmente representadas entre as que receberão apenas a aposentadoria mínima ou não se aposentarão pelo sistema contributivo, encontram fortes incentivos para transitar entre o mercado formal e o informal (James, 2012) (Melo et al., 2019).

Neste ponto, nossa discussão sobre a extensão da vida ativa está centrada nas dimensões macro, que são de interesse das políticas, como as tendências do mercado de trabalho e o tempo de aposentadoria. Esta análise sugere que a extensão da vida ativa é uma alternativa limitada em contextos marcados por transições demográfica e epidemiológica heterogêneas, mercados de trabalho com alta informalidade, baixa produtividade e capital humano, além de sistemas previdenciários com cobertura insuficiente e baixos estímulos à participação. No entanto, as decisões de extensão da vida ativa são experimentadas no nível micro por indivíduos, em função das circunstâncias individuais, e dos domicílios (Berkman & Truesdale, 2023). Nos próximos capítulos, serão aprofundadas estas discussões a partir da análise micro dos determinantes da participação laboral e da aposentadoria contributiva.

Para concluir, é importante salientar que as estimativas das idades médias de aposentadoria obtidas por meio do método SMAFM são bastante próximas das observadas por outros autores, utilizando diferentes técnicas e bases de dados, no caso do Uruguai (por exemplo, (A. Forteza & Sanromán, 2011); (Álvarez & Da Silva, 2009)). No caso do Chile, as idades médias estimadas para a saída da atividade laboral são inferiores às reportadas pela OCDE (OCDE, 2017). Além disso, as estimativas de esperança de vida formal estão alinhadas com os resultados obtidos por outros autores a partir dos históricos de contribuição dos trabalhadores ao longo de suas trajetórias laborais (Forteza et al., 2011).

As análises apresentadas neste capítulo apresentam várias limitações: Em primeiro lugar, as diferenças entre países e por sexo nas esperanças de vida ativa respondem tanto às diferenças nas taxas de aposentadoria e participação, como nas taxas de mortalidade. É razoável argumentar que a esperança de vida ativa pode estar subestimada devido à maior mortalidade no Paraguai e Uruguai em comparação com Chile [46], assim como no caso dos homens em relação às mulheres. Como segundo ponto, e associado ao argumento anterior, a seletividade da mortalidade e da condição de saúde influencia as estimativas se —como é sensato supor —pessoas com maiores riscos de morte experimentam durante o curso de vida maiores taxas de desemprego e informalidade (G. Edwards et al., 2020)(Silva-Peñaherrera et al., 2021). Além disso, as esperanças de vida ativa podem ser afetadas por essa seletividade por meio do efeito do *trabalhador saudável* [47] (Sewdas et al., 2020). Nossos resultados superestimam a vida ativa e na aposentadoria (e subestimam a vida ativa na informalidade e desemprego), de idosos cujos riscos de mortalidade são menores, em geral, indivíduos com melhores condições socioeconômicas. O

[46] No caso de Paraguai, as estimativas podem ser afectadas por ajustes da tabela de mortalidade usando modelos que a ONU documentou. Agradeço a Laura Wong por indicar este ponto

[47] O efeito do trabalhador saudável descreve a tendência de pessoas em melhores condições de saúde permanecerem ativas, enquanto aquelas com pior saúde tornam-se inativas mais cedo, ou nunca participam, por causa da mortalidade ou das limitações da morbidade

contrário acontece com indivíduos que experimentam menores probabilidades de sobrevivência.

Como terceiro ponto, a relação entre a esperança de vida e a previdência pode ser entendida em sentido contrario ao apresentado, dado o impacto de uma fonte de renda na diminuição de riscos de mortalidade. Nossa análise não pode identificar essa fonte de seletividade nas esperanças em atividade e inatividade entre idosos que percebem e não percebem aposentadoria.

6 A Influência da arquitetura do sistema de previdência na vida ativa dos idosos

Este capítulo discute os fatores de nível micro que determinam a participação dos idosos no mercado de trabalho. Analisam-se três hipóteses sobre a relação entre a atividade dos idosos e o acesso aposentadoria contributiva: a) A aposentadoria reduz a participação dos idosos, uma vez que as pessoas substituem renda salarial por renda previdenciária b) A redução da probabilidade de participação entre os aposentados é maior em países com pilares de benefícios definidos, e mais pronunciada entre as mulheres c) As decisões de participação e de aposentadoria estão correlacionadas, uma vez que os mesmos fatores podem influenciar ambas. Espera-se que, em países com pilares contributivos de benefícios definidos, ambas decisões sejam simultâneas.

Para explorar essas questões, são estimados modelos probit binários incondicionais para a participação dos idosos (nos quais a condição de aposentado funciona como variável de controle), bem como modelos probit de participação condicionada a receber aposentadoria (a condição é usada para segmentar a população). Além disso, foi ajustado um modelo biprobit para testar a hipótese de simultaneidade.

Conclui-se que a aposentadoria reduz a participação laboral em ambos os sexos e todos os países, mas o efeito marginal é mais intenso no Paraguai e no Uruguai do que no Chile. O modelo probit indica que fatores como idade, educação, estado civil, trajetória laboral, e receber aposentadoria estão associados às probabilidades de permanecer ativo, independentemente do país. Além disso, os modelos biprobit são estatisticamente significativos para todos os países e ambos os sexos, o que indica que a hipótese é falseada parcialmente, e que existe simultaneidade nas decisões, com independência das características do sistema de previdência. Também se evidencia que, fatores que contribuem à aposentadoria desfavorecem a participação laboral dos idosos. Este último ponto tem implicâncias sobre as políticas de extensão da vida ativa dos idosos, pois indica que mudanças nos determinantes individuais podem induzir movimentos de sentido oposto nas decisões de participação e aposentadoria. Isso faz mais complexo o desenho de incentivos à atividade dessa populaçã.

6.1 Sistemas de previdência e seus incentivos à participação e aposentadoria

Neste capítulo, analisa-se a influência do sistema de previdência sobre a extensão da vida ativa, com foco para as probabilidades de participação. O modelo teórico de *alocação de tempo* sugere que, ante mudanças de ingresso, as pessoas ajustam sua oferta de trabalho conforme o predomino do efeito substituição, ou do efeito renda (Ashenfelter & Layard, 2010)(Lorenz & Zwick, 2020). A previdência social altera o salário de reserva daqueles elegíveis à aposentadoria, além de mitigar restrições de liquidez associadas às contribuições. Adicionalmente, o modelo teórico de *option value* propõe que indivíduos escolhem o momento de aposentadoria, de forma de maximizar o bem-estar previdenciário, ajustando sua oferta de trabalho com base nesse objetivo (Stock & Wise, 1988). Em consonância com ambos os modelos teóricos, nossa primeira hipótese (ver quadro 2) supõe uma redução da probabilidade da participação das pessoas que recebem aposentadoria, em comparação daquelas que não recebem, derivada da substituição de renda salarial (Bloom et al., 2009). Aliás, esperamos que a redução da atividade seja maior entre aqueles que obtêm menor compensação atuarial ao adiar a aposentadoria, e que experimentam menor incerteza sobre o valor final, como as mulheres, e os idosos cobertos por pilares de benefício definido. Associado aos argumentos anteriores, a segunda hipótese refere às pessoas aposentadas. Para esse grupo, a elasticidade renda da participação depende da relação entre salário potencial no mercado de trabalho, e valor da aposentadoria. Dessa forma, quanto maior a taxa de reposição do sistema, menor a probabilidade do aposentado permanecer ativo (Lorenz & Zwick, 2020). Além disso, ainda com igual taxa de reposição, a atividade é mais alta em sistemas de contribuição definida, por efeito da neutralidade atuarial e a individualização dos riscos de longevidade (Bloom et al., 2009). Com essa base, esperamos uma redução maior da probabilidade de participação dos aposentados em países com pilares de benefícios definidos. Aliás, prevê-se uma menor atividade entre mulheres aposentadas, dado que suas elasticidades renda tendem a ser menores às dos homens. Isso se deve a fatores como salários mais baixos ao longo da carreira, menor dedicação horária ao trabalho formal antes da aposentadoria, e maior concorrência do tempo com atividades não remuneradas (Lorenz & Zwick, 2020).

Por fim, a terceira hipótese vincula o marco conceitual de *option value* com a literatura sobre *early retirement* e *claiming behaviour*, que destaca a aparente irracionalidade de decisões de aposentadoria em idades nas quais existem penalidades atuariais (Coile et al., 2002)(Gustman & Steinmeier, 2015). A noção de *option value* relaciona implicitamente de forma endógena as decisões de participação e aposentadoria, porque o efeito dos incentivos atuariais sobre o adiamento supõe uma correlação entre as decisões. Contudo, as teorias de *early retirement* e *claiming behaviour* contrastam as explicações de maximização de valor da aposentadoria —centrais nas teorias de *alocação de tempo* e *option value* —para argumentar que a decisão subótima em termos econômicos da aposentadoria antecipada, resulta de fatores sociodemográficos e comportamentais dos indivíduos e seus domicílios (Pashchenko & Porapakkarm, 2023) (Lalive et al., 2020)(Benítez-Silva & Heiland, 2008)(Butrica & Karamcheva, 2018)(Gorry et al., 2023). Este roteiro conceitual orienta a hipótese de que as decisões de participação e de aposentadoria

estão relacionadas endogenamente não apenas pela influência dos incentivos atuariais do sistema de previdência na decisão de adiamento, mas também de como esses incentivos interagem com fatores individuais.

Assim, supõe-se que em países com pilares de benefícios definidos, ambas as decisões são simultâneas, porque os incentivos atuariais interagem com as características dos indivíduos, favorecendo o inicio de recebimento dos benefícios, e a saída da força laboral. Em países com pilares de contribuição definida, espera-se rejeitar a hipótese de simultaneidade. Para o caso das mulheres, esperamos que as decisões não sejam simultâneas, em função das necessidades de conciliação do trabalho remunerado e não remunerado, as preferências por aposentadoria conjunta com os esposos (Lalive & Parrotta, 2017)(Munnell & Soto, 2005)(Coile, 2003), as descontinuidades da trajetória laboral que dificultam que acedam a uma aposentadoria própria , e os riscos de evasão ao mercado informal.

A estratégia de análise assume três estágios: Uma primeira etapa se associa à hipótese Nº 1 , e modela a participação laboral dos idosos, controlando o efeito de receber aposentadoria contributiva (ver tabela 2). Este passo analítico captura o efeito direto da aposentadoria sobre a participação, sem considerar a existência de uma relação endógena. Um segundo estágio se associa com a hipótese Nº 2, e considera um modelo de participação em duas etapas, condicionado ao fato de ser beneficiário de aposentadoria contributiva. Este modelo, ao selecionar somente a população aposentada, controla indiretamente aqueles fatores que influenciam a decisão de começar a receber o benefício, e que podem também afetar a atividade (diferentemente de apenas incluir a variável aposentadoria como controle da equação de participação). Porém, essa estratégia tem a limitação de ignorar uma relação de endogeneidade das decisões, que afeta a estimativa dos coeficientes com base na correlação dos erros. Caso participação e aposentadoria sejam decisões endógenas, as estimativas dos fatores determinantes podem incluir efeitos indiretos que influenciam a participação, por meio do efeito indireto sobre a aposentadoria. Finalmente, a hipótese Nº 3 é abordada mediante o modelo probit bivariado, para testar a relação de simultaneidade.

Os modelos Nº 1 e Nº 2 têm como variável dependente a participação da força laboral. O modelo Nº 3 tem como variáveis dependentes participação da força laboral e receber aposentadoria contributiva. Incorporam-se como controles características individuais e do domicílio relevantes segundo a literatura (Quinn et al., 1990) (Cahill et al., 2015).

O efeito esperado da idade sobre a participação responde aos pressupostos das teorias de *alocação de tempo*, *option value*, e *claiming behaviour*, de forma que a probabilidade de participação será afetada pela idade de elegibilidade para aposentadoria. Propõe-se também um efeito não linear, para refletir a relação não constante entre idade e atividade: a taxa de mudança da primeira por efeito da segunda será progressivamente menor, porque as pessoas deixarão a força laboral conforme tornem-se elegíveis e tenham preferências por lazer.

O impacto exógeno[48] da saúde se explica na literatura por meio da avaliação de custos e

[48] A literatura também argumenta a existência de uma relação endógena entre ambas as variáveis, pela qual

Quadro 2 – Descrição dos modelos de relação entre participação e aposentadoria e as hipóteses de estudo

	Modelo		
	Probit não condicionado	Probit condicionado	Biprobit
Variável dependente	Participação (PEA=0/1)	Participação (PEA=0/1)	Participação (PEA=0/1) Aposentadoria (0/1)
População	Pessoas acima de 50 anos	Pessoas acima de 50 anos que recebem aposentadoria contributiva	População acima de 50 anos
Pergunta	A aposentadoria reduz a participação dos idosos? Como varia a participação conforme tipo de sistema e sexo?	Como varia a participação dos idosos aposentados conforme tipo de sistema e sexo?	As decisões de participação e aposentadoria são endógenas?
Hipótese	A redução da participação por substituição de renda é maior em sistemas de benefício definido e entre mulheres.	A redução da participação entre aposentados é maior em sistemas de benefício definido e entre mulheres.	As decisões são simultâneas em sistemas de benefício definido. Entre mulheres, não há simultaneidade.

Fonte: Elaboração própria

benefícios econômicos de indivíduos saudáveis é menos inelástica (prevalece o efeito substituição e o adiamento da aposentadoria), enquanto as pessoas com problemas de saúde experimentam um maior efeito renda. Porém, a redução do salário horário por causa da condição de saúde pode induzir o efeito substituição, como consequência da diminuição de ingressos que sustentem o consumo vitalício. Este efeito acontece quando as transferências por aposentadoria ou pensão significam uma diminuição de nível de consumo futuro em relação ao atual (Deschryvere, 2005), ou quando existem choques inesperados de saúde que modificam as necessidades de consumo sem adequados níveis de ingresso (Kamionka & Leveneur, 2021)(Van Rijn et al., 2014)[49].

a atividade laboral impacta sobre a condição de saúde, por meio da renda e o acceso a saúde, como pelas condições laborais

[49] Para explicar a relação exógena em que a saúde condiciona a participação laboral, a literatura identifica os seguintes mecanismos: a) *Salário hora e custo oportunidade do lazer*: A condição de saúde afeta a produtividade e os retornos, e aumenta a valoração subjetiva do tempo livre frente ao salário, o que induz um predomínio do efeito renda (Deschryvere, 2005) (Quinn et al., 1990) (Settels, 2013) (Sammartino, 1987). b) *Esperança de vida*: A condição de saúde se associa com menor esperança de vida, o que reduz a quantidade de poupança necessária para manter o consumo vitalício (isso é equivalente a um aumento de salário), e diminui a participação, pelo predomínio do efeito renda (Blundel et al., 2016)(Deschryvere, 2005) c) *Efeitos da previdência social*: Esses dois mecanismos reduzem o valor percebido do adiamento da aposentadoria entre pessoas com condições de saúde (Sammartino, 1987). d) *Custos para as empresas e discriminação salarial*: Quando as empresas têm custos associados com manter trabalhadores com problemas de saúde, é possível que utilizem o salário para trasladar custos, o que de acordo com o primeiro mecanismo diminui a participação e) *Acesso a saúde*: Em países onde o acesso ao sistema de saúde depende da participação laboral, as pessoas com doenças não incapacitantes mantêm a atividade para acessar à atenção médica, até a idade de aposentadoria, quando assegura-se a atenção médica por critério de idade (Coile, 2018).

Gênero, estado civil e composição de domicílio influenciam a participação e a aposentadoria de forma complexa. Conforme a teoria de alocação de tempo, o uso de tempo em tarefas não remuneradas é competitivo com o tempo de atividade, pelo qual as mulheres têm uma demanda laboral mais inelástica em relação ao salário potencial, enquanto a demanda laboral masculina é mais elástica em função do salário (Lorenz & Zwick, 2020). Em função das teorias de continuidade e da teoria de roles, a literatura indica que as mulheres têm maior preferência por assumir outras funções (por exemplo, trabalho voluntário) (Bennett & Beehr, 2015). As diferenças de gênero são exacerbadas pelo estado civil (Lorenz & Zwick, 2020) (Adams et al., 2002)(Taylor & Cook, 1995)(Atchley, 1989). Nesse sentido, as mulheres ocupam roles familiares e comunitários que facilitam a mudança dos roles ocupacionais em inatividade, ou a continuidade na etapa de aposentadoria em papeis profissionais de forma menos intensiva. As pessoas solteiras ao momento de se tornar elegíveis para aposentar têm maiores chances de permanecer ativos que pessoas casadas, pois o trabalho é uma fonte de vínculos sociais que podem substituir laços familiares, e proporciona de um sentido de satisfação e propósito. Por outra parte, em termos econômicos, a ausência de pessoas dependentes pode incentivar o efeito renda, e o consumo de lazer. Em contraste, as pessoas casadas são suscetíveis a efeitos econômicos de substituição, pela necessidade de recursos de consumo, assim como o efeito renda pela preferência de coordenação do lazer (Micheel et al., 2010) (Settels, 2013)(Pleau & Shauman, 2013). (Coile, 2003)(Munnell & Soto, 2005)(Bennett & Beehr, 2015).

O histórico no mercado laboral se associa —no marco da teoria de alocação de tempo —a um salário potencial mais alto, o que favorece a participação através do efeito substituição (Lorenz & Zwick, 2020). Por outra parte, a teoria de continuidade argumenta que um estilo de vida, hábitos e interações centrados na profissão podem influenciar a decisão de participar entre aquelas pessoas com maior tempo de inserção , mais comprometidas com o emprego e com o desenvolvimento de uma trajetória laboral (Micheel et al., 2010)(Adams et al., 2002) (von Bonsdorff et al., 2009)(Adams et al., 2002).

O nível educacional influencia a participação e a aposentadoria mediante o predomínio do efeito substituição ou do efeito renda. De acordo com a teoria de *alocação de tempo*, quanto maior o nível educacional, maior chance de participar em idades avançadas, o que responde a várias razões como maior custo de oportunidade de sair da força de trabalho, maior flexibilidade nas condições para permanecer ativos, e menor demanda física da ocupação (Montizaan, 2017)(Pleau & Shauman, 2013)(Komp et al., 2010)(Rutledge, 2018). Nesse caso, predomina o efeito substituição. Porém, o nível educacional também se associa com uma maior longevidade e melhores salários, o que favorece que —entre aqueles idosos com maior preferência por lazer —diminua a participação pelo predomínio do efeito renda (Lorenz & Zwick, 2020). Por outra parte, as teorias de roles e da continuidade indicam que pessoas com alta escolaridade ocupam posições ocupacionais de prestigio, experimentam alta satisfação laboral e identificação com a profissão, o que favorece extensão da vida ativa (Micheel et al., 2010).

Consideram-se, no nível de domicílio , ser beneficiário de programa social [50], e se possui

[50] A variável não identifica o tipo de prestação do programa social

propriedade da residência (como indicador de patrimônio). Conforme a teoria de alocação de tempo, ambos os tipos de prestações aumentam o salário de reserva e reduzem o custo do tempo livre, de forma que podem —se o beneficio é competitivo com o salário de mercado dos integrantes do domicílio —reduzir a atividade, em particular em grupos como crianças e adultos em idades avançadas (Danziger et al., 1981). A relação da participação com o sistema de previdência é analisada por meio de duas variáveis: a) Tempo de contribição em relação ao mínimo exigido em cada país para aposentar[51] (pois o emprego informal, e os custos de contribuir à previdência, são incentivos para contribuir apenas o tempo mínimo para aposentar (Joubert & Todd, 2011)(Becerra, 2017)(S. Edwards & Edwards, 2002), b) Se recebe aposentadoria contributiva que permita acesso a um benefício programado (comum ou por idade avançada).

As variáveis incluídas nos modelos são descritas na tabela seguinte [52]. A distribuição bivariada das variáveis dependentes e as incluídas nos modelos é apresentada no apêndice A

O modelos foram ajustados para cada sexo e país. Deve-se destacar que a estratégia de ajuste dos modelos foi incluir blocos de variáveis [53] até completar o modelo final (por razões de espaço, os modelos por blocos são apresentados no apêndice C, D, e E). As amostras por sexo e país foram estabelecidas segundo a idade, incluindo aos indivíduos acima de 50 anos. Essa idade foi estabelecida como limite para considerar a saída da força laboral dos idosos, sem que necessariamente sejam elegíveis para aposentadoria. Para o modelo não condicionado, foram considerados 2344 homens e 1898 mulheres no Paraguai. A amostra de Chile está constituída por 3036 homens e 2813 mulheres, entretanto o tamanho da amostra de Uruguai é de 3286 homens e 4386 mulheres. As amostras segmentadas pela condição de aposentado por benefício contributivo estão compostas por 1087 homens e 848 mulheres no Chile, 1692 homens e 1870 mulheres no Uruguai, e 122 homens e 115 mulheres no Paraguai.

[51] Esta variável está construída em função das contribuições necessárias para aposentadoria normal. Para Chile, o valor mínimo para a aposentadoria normal são 20 anos, no Paraguai são 25 anos, para Uruguai são 30 anos.

[52] As doenças comparáveis entre países são: diabete, hipertensão, doença cardíaca, câncer, artrite, doença renal, HIV AIDS

[53] Foi considerada a completude das informações para todas as variáveis incluídas nos modelos. A partir dessa estratégia de *list wise deletion* dos casos com valores missing em alguma das variáveis de análise.

Quadro 3 – Definições das variáveis incluídas nos modelos

Variável	Categorias
Participação	Participa / Não participa
Aposentadoria	Recebe aposentadoria (comum ou idade avançada)/ Não recebe aposentadoria (comum ou idade avançada)
Idade	Anos cumpridos entre 50 e 98 ou mais
Idade ao quadrado	Quadrado dos anos cumpridos entre 50 e 98 ou mais
Nível educativo	Não assistiu à educação / até educação primária/ Ensino médio/ Superior
Estado civil	Solteiro/ Casado ou em união/ Divorciado/ separado ou viúvo
Condiçã de domicílio	Unipessoal/ Nuclear (casal morando só ou com filhos)/ Extenso (domicílios com pelo menos um parente ou não parente além do chefe)
Doença	Com diagnóstico de doença crônica/ Sem diagnóstico de doença crônica
Anos de trajetória laboral	Número de anos trabalhados como assalariado ou autônomo menor que 30 anos/ Número de anos trabalhados como assalariado ou autônomo maior ou igual a 30 anos
Contribuição	Número de anos de contribuição $\geq$ mínimo legal para aposentadoria/ Número de anos de contribuição $<$ mínimo legal para aposentadoria
Programa social	O domicílio recebe alguma prestação social/ O domicílio não recebe prestação social
Propriedade da vivenda	O domicílio já pagou ou está pagando a vivenda/ O domicílio aluga ou acessa a vivenda de outra forma

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

6.2 Participação laboral e efeitos dos sistemas previdenciários atraves das idades normais de aposentadoria

Em relação à primeira hipótese, observa-se que a probabilidade de participação se reduz quanto mais próximo da idade normal de aposentadoria estabelecida pelo sistema previdenciário. O efeito marginal da aposentadoria sobre a participação (ou seja, a mudança na probabilidade de participar ao passar da condição de não aposentado para aposentado, à medida que a idade aumenta) é comum aos três países. No entanto, o efeito observado é mais intenso entre os homens do que entre as mulheres, e nos países com pilares de benefício definido do que naqueles com pilares de contribuição definida. Esse padrão é coerente com os incentivos atuariais introduzidos pelos sistemas previdenciários. Entre os homens paraguaios, a maior diferença entre ambos os grupos é entre os 60 e os 65 anos (ver gráfico 8)[54](0,59 e 0,60 pontos, respectivamente), o

[54] A aposentadoria ordinária correspondente a 60 anos de idade e 25 anos de contribuições tem uma taxa de reposição de 100% do salário dos últimos anos de vida ativa. Alguns setores de ocupação têm regimes especiais com idades mais baixas, como 45 ou 50 anos (Serafini, 2021) (Navarro & Ortiz, 2014)

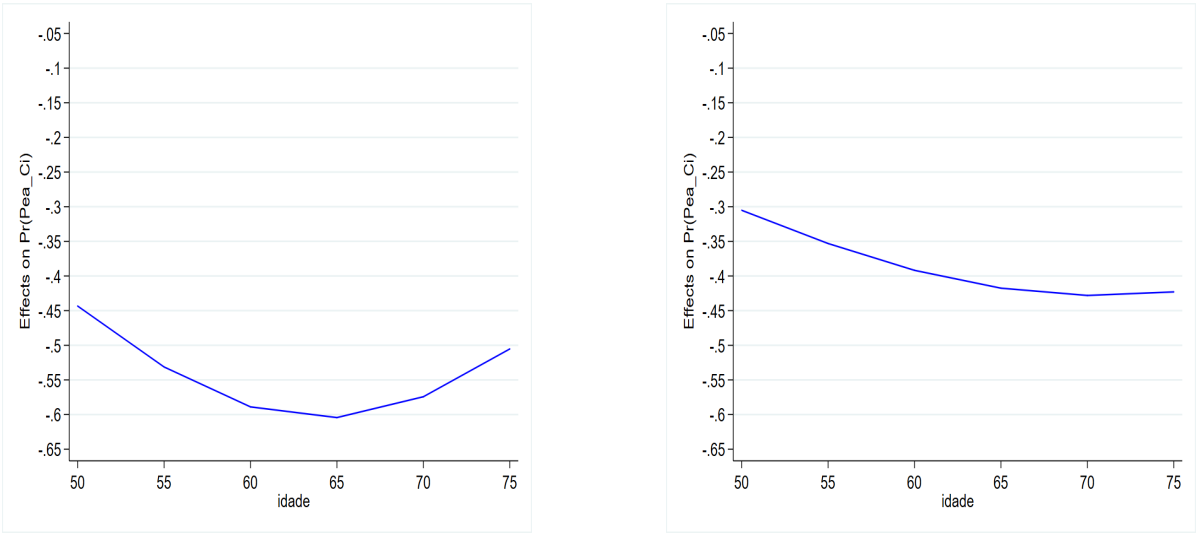
que sugere que a elegibilidade para a aposentadoria normal e por idade avançada impacta a atividade. O mesmo ocorre entre os homens uruguaios (gráfico 10), com um efeito muito mais marcado na idade mínima do benefício por velhice (65 anos, quando a diferença na probabilidade de participar entre aposentados e não aposentados é de 0,45 pontos). Nesse sentido, vários autores argumentam que, nesses dois sistemas previdenciários, para as pessoas que acumulam as contribuições necessárias para se aposentar, adiar a desacumulação além da idade normal representa uma perda de bem-estar previdenciário (A. Forteza & Ourens, 2009)(Álvarez et al., 2012)(Caristo, 2015). No caso do Chile, também se observa o efeito da idade normal de aposentadoria (importante sobretudo para o benefício mínimo) e da aposentadoria por idade avançada. No entanto, o efeito sobre a participação é notoriamente mais neutro (gráfico 9), o que está em linha com a hipótese de que os modelos previdenciários de contribuição definida têm, por desenho, um impacto menor sobre a atividade na idade de aposentadoria[55](Holzmann, 1999). Destaca-se que o efeito observado aos 60 anos na participação masculina associa-se à possibilidade de aposentadoria antecipada, sem restrição etária.[56].

Entre as mulheres, o efeito da idade é menos intenso e a diferença entre os sistemas previdenciários de benefício definido e de contribuição definida é menos marcada. No Paraguai e no Chile (ver gráficos 8 e 9), a probabilidade de participação não apresenta um padrão claro de associação com a idade. Entre as mulheres paraguaias, a redução da atividade das aposentadas em comparação às não aposentadas oscila entre 0,30 e 0,40 pontos entre os 50 e os 60 anos, enquanto para as mulheres chilenas, a maior queda na atividade ocorre entre os 55 e os 65 anos, com reduções de 0,18 pontos aos 55 anos, 0,19 aos 60 e 0,16 aos 65. No caso das mulheres uruguaias (gráfico 10), o padrão etário da atividade se assemelha ao dos homens desse país, embora com o ponto de maior redução sobre a idade de aposentadoria (60 anos). Ainda assim, destaca-se o efeito de queda na participação aos 65 anos, que se associa à possibilidade de se aposentar pelo pilar de contribuição definida ao alcançar essa idade, sem exigência de aportes mínimos, bem como à elegibilidade para a aposentadoria por idade avançada (Á. Forteza & Rossi, 2012)(A. Forteza & Ourens, 2009).

[55] Alguns autores mostram que a neutralidade etária do sistema chileno era superior no sistema prévio à reforma do ano 2008, e que ela diminuiu a partir das novas regras, em particular pela introdução do piso mínimo *Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS)* (Rossi, 2018)

[56] O acesso é permitido quando o trabalhador possui fundos superiores a 1.5 vezes o valor da aposentadoria mínima, e cinco anos de contribuições

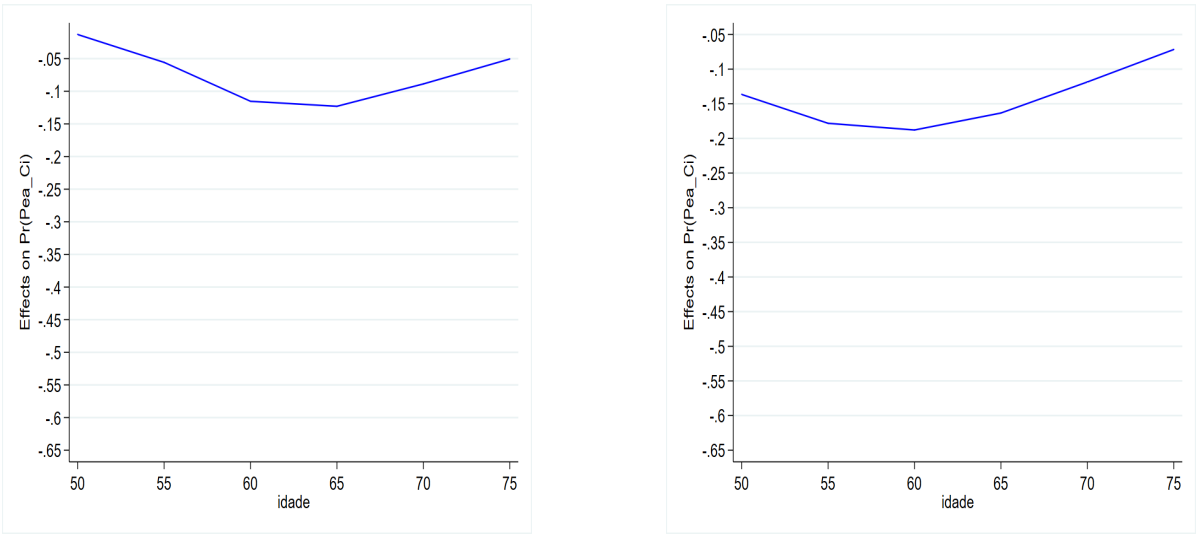
Gráfico 8 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Paraguai 2015 (grupo de referência=não aposentados)



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

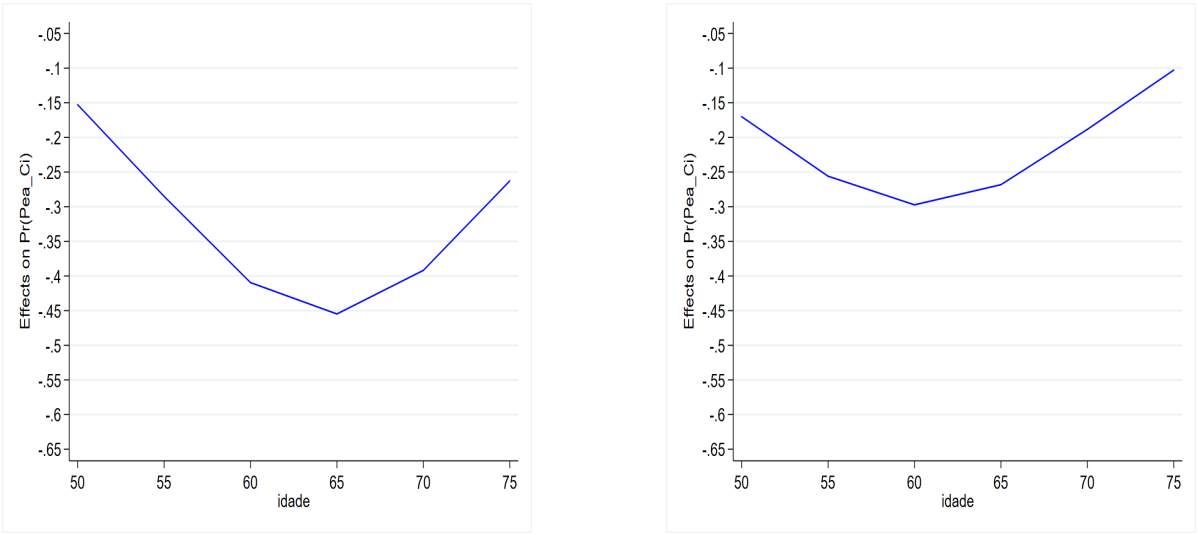
Gráfico 9 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Chile 2015 (grupo de referência=não aposentados)



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Gráfico 10 – Efeito marginal da aposentadoria sobre a participação laboral para idades selecionadas, Uruguai 2013 (grupo de referência=não aposentados)



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Os achados em relação com a atividade dos aposentados estão na linha da segunda hipótese. A menor probabilidade de participação dos idosos aposentados se observa no Paraguai, e a maior no Chile. Consoante com a literatura, sugere-se que os parâmetros do sistema de previdência fazem pouco atrativa a participação das pessoas que alcançaram a aposentar (o é benefício igual ao 100% da média da renda salarial correspondente os últimos 3 anos da trajetória laboral, e que se ajusta anualmente com o índice de preços ao consumo) (Navarro & Ortiz, 2014). A principal razão da atividade dos idosos chilenos apresentada por diversos autores é o *benefit accrual* (Becerra, 2018), mas também o valor insuficiente do benefício (Madero-Cabib et al., 2019). Destaca-se que as mulheres chilenas são as que têm a maior probabilidade de permanecer ativas em idades avançadas, como discutido no capítulo 5, se associa com fatores como: uma idade de aposentadoria inferior à dos homens, uma esperança de vida mais longa, e uma baixa acumulação de benefícios previdenciários (Arza, 2019)(Arenas de Mesa & Mesa Lago, 2006)(Gómez-Rubio et al., 2016).

Tabela 14 – Probabilidades preditas de participar da força laboral, segundo idade, sexo e país

País		probit não condicionado		biprobit participação		biprobit aposentadoria		probit condicionado	
					Homens				
Paraguai	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.755	.0003	.757	.0049	.064	.0028	.156	.0003
	>70	.368	.0006	.372	.007	.1521	.0076	.191	.0006
					Mulheres				
	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.482	.0004	.483	.005	.061	.003	.069	.0002
	>70	.198	.0005	.195	.007	.124	.009	.031	.0003
Chile					Homens				
	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.654	.0002	.657	.006	.314	.0059	.515	.0002
	>70	.206	.0003	.212	.007	.771	.004	.191	.0002
					Mulheres				
	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.463	.0002	.464	.005	.269	.005	.319	.0002
	>70	.118	.0002	.116	.004	.625	.004	.085	.0001
Uruguai					Homens				
	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.565	.0006	.567	.006	.434	.006	.354	.0004
	>70	.117	.0004	.128	.003	.871	.003	.078	.0001
					Mulheres				
	idade	x	Std err	x	Std err	x	Std err	x	Std err
	>50	.403	.0005	.403	.004	.379	.005	.194	.0002
	>70	.068	.0002	.071	.002	.726	.005	.055	.0001

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

6.3 A hipótese da simultaneidade das decisões de participação e aposentadoria

Os resultados permitem concluir parcialmente na linha da terceira hipótese. Para os três países e ambos os sexos, as decisões de aposentadoria e participação laboral estão inter-relacionadas (o teste de hipótese sobre o estatístico ρ é significativo, o que indica que os componentes não explicados das equações estão correlacionados). Aliás, é possível indicar que as estimativas pontuais da participação têm pouca variabilidade em função do método utilizado (probit e biprobit). Porém, a distância entre métodos na estimativa pontual cresce conforme abrangem-se os grupos de idade mais avançada (tabela 14). Também evidencia-se que discrepância entre os métodos tem um impacto maior sobre as estimativas masculinas do que nas femininas. Além da estimação da probabilidade, nossa terceira hipótese está interessada na determinação dos efeitos dos sistemas de previdência sobre a relação endógena entre participação e a aposentadoria no nível micro. Os indicadores apresentados incluem os coeficientes de regressão, e os valores p. Para os modelos probit univariados também são apresentados os resultados de ajuste, por meio do coeficiente de classificação [57].

Na tabelas 15 e 16, observam-se os fatores associados com a atividade dos idosos no Paraguai. O modelo de participação não condicionado dos homens classifica corretamente 83.4% dos casos, entretanto, o modelo feminino é menos efetivo ao predizer a participação, classificando corretamente 70.2% dos casos. Contudo, o modelo condicionado prediz melhor a atividade na população feminina (com 84.3% de acerto), do que entre os homens (75.41% de acerto). Os resultados dos modelos probit bivariados salientam que, para ambos os sexos os componentes não explicados das equações de aposentadoria e participação estão correlacionados (o teste de hipótese sobre o estatístico ρ é significativo). Os efeitos estimados nos determinantes micro diferem segundo o modelo estimado, em particular para as variáveis: idade, nível educacional, estado civil e histórico laboral. Entre os homens, o efeito do diagnóstico de doenças crônicas não varia em sentido, mas aumenta a intensidade, uma vez incorporada a análise da endogeneidade da aposentadoria (tabelas 15 e 16).

Conforme o modelo probit não condicionado, a idade não apresenta efeito estatisticamente significativo sobre a participação de homens e mulheres. No entanto, o modelo biprobit revela que a idade aumenta a probabilidade de aposentadoria, mas não está diretamente associada à participação. Entre os aposentados, a idade exerce um impacto positivo sobre a atividade, embora com efeito decrescente, como indicado pelo coeficiente negativo do termo quadrático. Assim, a relação entre idade e participação é mediada pela aposentadoria, refletindo o papel da informalidade predominante no Paraguai. Isso resulta coerente com o observado no capítulo 5, pois a maioria da trajetória laboral se desempenha na informalidade, e a probabilidade de participar é pouco mudável com a idade.

[57] O estatístico de classificação compara os valores preditos pelo modelo aos observados. Resume os valores previstos corretamente como positivos (especificidade), os corretamente como negativos (sensibilidade), e os classificados erroneamente pelo modelo. Quanto maior a percentagem de acerto total do modelo, melhor o seu ajuste (Cameron & Trivedi, 2005)

O estado civil e a composição de domicílio têm um efeito diferençado de gênero na participação (tabela 15). Entre os homens, o probit não condicionado indica que os homens casados ou em união têm maior probabilidade de participar que os solteiros. Contudo, o biprobit sugere que esse efeito é fraco, e não estatisticamente significativo na aposentadoria (significativo apenas a 90% de confiança). Entre os casados já aposentados, não existem diferenças na atividade em comparação aos solteiros. Não se evidencia nenhum efeito da conformação do domicílio na participação masculina, mas quando o idoso é aposentado, o efeito dos domicílios extensos sobre a atividade é fraco, significativo ao 90% de confiança. O modelo probit não condicionado sugere que o estado civil não tem significância sobre a atividade feminina (tabela 16). As conclusões a partir do modelo biprobit mostram uma relação diferente, pois, embora o estado civil não esteja associado com a aposentadoria, aquelas idosas com histórico de união (ou seja, casadas, em união estável, divorciadas ou viúvas) têm menor probabilidade de participar que as mulheres solteiras. Isso indica que, uma vez isolado o efeito da união sobre a aposentadoria, existe um efeito fraco — mas significativo —sobre a probabilidade da mulher ser ativa. Além disso, o estado civil não influencia a participação das mulheres já aposentadas. Mulheres em domicilios extensos reduzem sua probabilidade não condicionada de participação, quando comparado com aquelas que vivem em domicílios unipessoais, contudo , esse efeito torna-se não significativo segundo o modelo biprobit.

O modelo probit não condicionado indica que maior escolaridade aumenta a probabilidade de participação para ambos os sexos, mas de acordo ao modelo biprobit, esse efeito é mediado pela aposentadoria. Isso sugere que a escolaridade impacta à atividade mediante o acesso ao mercado formal, o que oferece maior estabilidade no emprego e, consequentemente, trajetórias contributivas mais longas (Yánez Contreras et al., 2016)(Fernandes & Queiroz, 2022) (James & Edwards, 2005) (Nava Bolaños & Ham Chande, 2014). No Paraguai, a educação é uma condição determinante sobre as probabilidades de contribuição a algum dos fundos previdenciários existentes (Sanabria & Meza, 2018) (Serafini, 2021). Esses trabalhadores mais educados têm maior chance de alcançar os requisitos para aposentar, pelo qual esse efeito opera indiretamente sobre a probabilidade de participar. A educação superior também aumenta a probabilidade de participação dos homens aposentados, contudo, entre mulheres aposentadas, não há diferenças significativas por nível educacional.

Os idosos que permaneceram no mercado de trabalho durante mais tempo têm maior probabilidade de participação, ainda controlando o efeito de alcançar o tempo mínimo de contribuição necessário para qualificar para aposentadoria. O modelo biprobit mostra a mesma relação entre permanência no mercado laboral e participação, porém, não afeta a probabilidade de aposentar para nenhum dos sexos, uma vez controlado o efeito do tempo de contribuição e da idade. Isso sugere que anos adicionais no mercado de trabalho não influenciam significativamente a decisão de começar a receber benefícios, uma vez que, em contexto de alta informalidade, o principal fator é atingir a densidade contributiva exigida, independentemente da idade. Entre os aposentados, as pessoas com mais de 30 anos de trajetória laboral são mais propensas a permanecer ativas.

Tabela 15 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Paraguai 2015, homens

					biprobit			
					participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	-.0656586	0.437	1.075695	0.000	-.1255678	0.129	.42478	0.000
Idade quadrado	-.0001082	0.864	-.0078296	0.000	.0002999	0.626	-.0026328	0.000
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	-.0817454	0.527	.1339939	0.714	-.2674249	0.023	.739654	0.000
Superior	.6219554	0.006	.7388273	0.065	-.0155691	0.931	1.499716	0.000
solteiro (referência)								
Casado-unido	.3262193	0.028	-.416867	0.592	.2570234	0.077	-.1793758	0.398
Divorciado-viúvo	.0843718	0.573	.3653357	0.625	.0490222	0.734	-.0091373	0.963
Unipessoal (referência)								
Nuclear	-.1441335	0.348	-.1659996	0.726	-.1090958	0.460	.2765833	0.290
Extenso	-.0379089	0.768	.8895964	0.082	-.0439235	0.720	.3219346	0.206
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.3072446	0.003	1.575011	0.001	.2786598	0.008	-.1520009	0.367
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	.2094624	0.657	-	-	-	-	1.287557	0.000
Contribuiu >tempo mínimo	.4073204	0.250	-	-	-	-	1.643933	0.000
recebe aposentadoria	-1.782673	0.000	-	-	-	-	-	-
Programa social	-.1112592	0.326	-.0709128	0.833	-.0256218	0.817	-.3008963	0.051
Propriedade da vivenda	-.0135097	0.908	-1.114619	0.013	-.0509924	0.651	.1491594	0.412
diagnóstico doença crônica	-.223105	0.027	-.2794657	0.477	-.2280393	0.020	.1556311	0.323
Constante	4.905268	0.072	-39.54983	0.000	7.05021	0.008	-18.37218	0.000
%classificado corretamente	83.4%		75.41%					
N	2344		122		2,344			
Athrho					-.9161638	0.000		
rho					-.7240776			

Tabela 16 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Paraguai 2015, mulheres

					biprobit			
					participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	.0558193	0.357	1.96922	0.021	.0243601	0.680	.3628112	0.001
Idade quadrado	-.0008762	0.059	-.0153184	0.021	-.0006655	0.142	-.0022119	0.004
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	.2312285	0.047	.0137924	0.982	.1390852	0.210	1.071855	0.000
Superior	.5233607	0.001	.4633911	0.477	.173727	0.173	1.811316	0.000
solteiro (referência)								
Casado-unido	-.17801	0.136	.7594951	0.202	-.2175534	0.072	.0445369	0.836
Divorciado-viúvo	-.1183265	0.308	.0857381	0.855	-.3418891	0.001	.2482863	0.207
Unipessoal (referência)								
Nuclear	-.2128376	0.080	-1.421313	0.037	-.138544	0.233	-.1690695	0.372
Extenso	-.3189367	0.003	-.7447825	0.158	-.0806085	0.477	-.2084936	0.261
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.8321398	0.000	1.158004	0.001	.7718168	0.000	.0490534	0.746
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	1.232159	0.000	-	-	-	-	1.514742	0.000
Contribuiu >tempo mínimo	.1810227	0.400	-	-	-	-	1.350488	0.000
recebe aposentadoria	-1.641209	0.000	-	-	-	-	-	-
Programa social	.0229587	0.811	-.3034965	0.517	.0480205	0.607	-.3385086	0.037
Propriedade da vivenda	.0912861	0.400	.19576	0.775	.07867	0.456	-.0302874	0.871
diagnóstico doença crônica	-.131183	0.161	.3926405	0.500	-.1184469	0.193	.186591	0.357
Constante	-1.035908	0.598	-65.69079	0.018	.1317509	0.945	-16.37906	0.000
%classificado corretamente	70.23%		84.35%					
N	1898		115		1898			
Athrho					-.8252461	0.000		
rho					-.6779151			

Fonte:Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

No caso de Chile, o modelo de participação laboral não condicionada apresenta um nível de precisão na predição de 85.0% dos homens e 75.0% das mulheres (como se vê no coeficiente de classificação nas tabelas 17 e 18). Por outro lado, o modelo condicionado prediz a participação dos aposentados de 76.4% para os homens e 81.5% para as mulheres. A significância do estatístico ρ do modelo biprobit rejeita a hipótese de independência das decisões de aposentadoria e participação laboral. O sentido do estatístico mostra que os fatores que favorecem a probabilidade de aposentar têm um efeito de redução na probabilidade de ser ativo. As variáveis que evidenciam diferenças nos efeitos estimados de acordo ao modelo são a idade, o estado civil, o nível de educação, a trajetória laboral, e a propriedade da vivenda. O efeito estimado do diagnóstico de doença crônica não muda a direção da relação, mas aumenta a intensidade ao incorporar a análise da endogeneidade.

A participação não condicionada de homens e mulheres evidencia uma relação não linear e decrescente, o que indica que a probabilidade de ser ativo se reduz mais intensamente com o avanço da idade. Essa relação também observada por autores como (De Oca, 2004)(Barrientos, 2000). O modelo biprobit especifica essa relação, pois indica que a idade tem efeitos opostos sobre a aposentadoria e sobre a participação. O efeito sobre a atividade mantém o sentido, mas aumenta a intensidade. Ao contrário, a probabilidade de aposentar cresce a taxa decrescente com a idade. O modelo condicionado indica os aposentados não modificam sua atividade, o que significa que o efeito etário está mediado pela decisão sobre quando aposentar.

Segundo o modelo probit não condicionado, os homens casados ou em união têm uma probabilidade maior de participar, quando comparados aos solteiros (tabela 17). O modelo biprobit indica simultaneamente maior probabilidade de permanecer ativos é e de aposentar. No caso das mulheres, o modelo probit não condicionado sugere que aquelas que já foram unidas (sejam casadas, divorciadas ou viúvas) têm uma probabilidade de participação menor, quando comparadas com mulheres solteiras (tabela 18), resultados que concordam com as conclusões de (James & Edwards, 2005) e (Rojas-Huerta & Ham-Chande, 2024). O modelo biprobit mostra que as mulheres casadas experimentam menor probabilidade de ambas, participação e aposentadoria ligada às contribuições próprias. Ao controlar o efeito do casamento sobre a aposentadoria feminina, evidencia-se que o efeito sobre a atividade permanece significativo, porém, é menos intenso.

O nível educacional acrescenta a probabilidade não condicionada de participação laboral dos idosos chilenos de ambos os sexos. A atividade masculina é maior quanto maior o nível de educação, entretanto, a atividade feminina aumenta apenas entre mulheres com ensino terciário, o qual também foi resenhado por outros autores, como (James & Edwards, 2005), (Biehl et al., 2018) e (Vives et al., 2018). O modelo biprobit não adiciona a informação sobre o efeito da educação na participação masculina, uma vez que não modifica significativamente as probabilidades de aposentadoria para os homens. Contudo, para as mulheres, a educação superior acrescenta simultaneamente as probabilidades de participação e aposentadoria.

Tabela 17 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Chile 2015, homens

	probit		probit		biprobit			
	não condicionado		condicionado		participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	-.2734086	0.000	-.1726845	0.165	-.32645	0.000	.6706843	0.000
Idade quadrado	.0015392	0.002	.0009534	0.261	.0017894	0.001	-.0039949	0.000
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	.2737173	0.001	.2406797	0.051	.2816077	0.001	-.0892251	0.326
Superior	.5712205	0.000	.3401448	0.145	.5554556	0.000	-.0017855	0.990
solteiro (referência)								
Casado-unido	.3025877	0.018	.1597155	0.525	.2672185	0.037	.2675993	0.085
Divorciado-viúvo	.0506817	0.749	-.1973107	0.439	.0495473	0.753	.145331	0.389
Unipessoal (referência)								
Nuclear	-.0760641	0.606	.0734614	0.757	-.0407657	0.780	-.1148845	0.454
Extenso	-.1117584	0.419	.1474269	0.465	-.0447479	0.746	-.339388	0.024
Trajetória laboral 30 anos ou mais	1.296608	0.000	1.414824	0.000	1.317979	0.000	-.2726816	0.008
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	-.3661452	0.115	-	-	-	-	.8060098	0.017
Contribuiu >tempo mínimo	.1015703	0.247	-	-	-	-	.5823524	0.000
recebe aposentadoria	-.6584719	0.000	-	-	-	-	-	-
Programa social	-.0699119	0.522	-.0973794	0.482	-.06836	0.522	.0962236	0.364
Propriedade da vivenda	.1694543	0.074	.1216741	0.445	.1269408	0.181	.2014871	0.062
diagnóstico doença crônica	-.1955287	0.020	.0267523	0.853	-.2190146	0.007	.2189863	0.009
Constante	9.315651	0.000	4.285587	0.343	11.47978	0.000	-27.53907	0.000
%classificado corretamente	85.05%		76.82%					
N	3036		1087		3,036			
Athrho					-.3760152	0.000		
rho					-.3592419			

Tabela 18 – Resultado dos modelos probit incondicionado de participação laboral, probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos no Chile 2015, mulheres

					biprobit			
					participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	-.1143721	0.040	-.0777489	0.504	-.1591177	0.004	.6235789	0.000
Idade quadrado	.0004176	0.326	.0001875	0.820	.0006626	0.124	-.003944	0.000
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	.1063198	0.218	.1082379	0.444	.1147025	0.182	.0160668	0.860
Superior	.2134206	0.081	-.0367321	0.853	.2069107	0.078	.3492334	0.003
solteiro (referência)								
Casado-unido	-.3807078	0.000	-.4759561	0.008	-.3600139	0.001	-.2272524	0.037
Divorciado-viúvo	-.0443412	0.656	-.1956708	0.231	-.030713	0.749	.1882987	0.071
Unipessoal (referência)								
Nuclear	.1297917	0.399	.3837597	0.046	.1298406	0.407	.0435981	0.730
Extenso	.0091379	0.950	.2671616	0.123	-.0051139	0.972	.1085988	0.365
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.9507142	0.000	1.081816	0.000	1.004497	0.000	-.1030274	0.251
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	.2423686	0.154	-	-	-	-	.3548678	0.036
Contribuiu >tempo mínimo	.2544949	0.003	-	-	-	-	.629537	0.000
recebe aposentadoria	-.513361	0.000	-	-	-	-		
Programa social	-.067361	0.424	-.177111	0.247	-.0709704	0.400	.02327	0.797
Propriedade da vivenda	-.1348148	0.101	-.1413614	0.359	-.1394056	0.085	.1064939	0.237
diagnóstico doença crônica	-.109416	0.132	-.0345074	0.814	-.1165496	0.103	.0709613	0.414
Constante	4.463481	0.000	2.283218	0.574	6.115056	0.001	-24.34863	0.000
%classificado corretamente	75.01%		81.49%					
N	2813		848		2,813			
Athrho					-.3002873	0.000		
rho					-.2915755			

Fonte:Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

A probabilidade participação não incondicionada cresce quanto maior o tempo de permanência no mercado laboral,quando comparada com pessoas com trajetórias mais curtas. O efeito é mais pronunciado entre as mulheres, do que entre os homens. O modelo biprobit mostra uma relação mais intensa entre atividade e tempo no mercado laboral, contudo, os homens reduzem suas chances de aposentar, ao contrário das mulheres, para as quais não produz impacto. Os aposentados de ambos os sexos também têm maior probabilidade de permanecer ativos quanto maior a duração da inserção no mercado laboral.

A propriedade sobre a moradia mostra um efeito positivo sobre a probabilidade de participação masculina não condicionada, que torna-se não significativo no modelo biprobit, o que indica que esse efeito é mediado pelo impacto sobre a probabilidade de aposentar. Pelo contrário, entre as mulheres o efeito não condicionado sobre a atividade não é significativo, mas se torna negativo ao controlar a relação com a aposentadoria, o que sugere um efeito renda associado à possessão da moradia.

Para o caso de Uruguai, o modelo probit não condicionado tem um 85.1% de acerto na predição da condição de participação entre os homens idosos, e um 81.5% entre as mulheres idosas (conforme as tabelas **??** e 20). A precisão do modelo condicional é de 85.2% entre os homens, e 88.8% para mulheres. Em relação ao ajuste do modelo biprobit, o teste de hipótese sobre o estatístico ρ indica que as decisões de aposentadoria e participação laboral estão inter-relacionadas para ambos os sexos. O sinal do estatístico mostra que fatores que aumentam a probabilidade de aposentadoria, diminuem a atividade. A comparação entre modelos evidencia mudanças no efeito da idade , educação, composição de domicílio, estado civil, trajetória laboral e propriedade da residência.

Conforme o modelo probit não condicionado, a probabilidade de participar mostra uma tendência de crescimento com a idade (o efeito não linear não é significativo) para ambos os sexos. O modelo biprobit indica que esse efeito da etário sobre a participação masculina desaparece ao controlar o efeito dessa variável (cresce a taxa decrescente) sobre a probabilidade de aposentadoria. Isso implica que a probabilidade de um idoso aposentado permanecer ativo diminui conforme avança a idade. Em contraste, a participação das mulheres aposentadas não é afetada pela idade.

Segundo o modelo probit não condicionado, o nível educativo acrescenta a probabilidade de participação laboral entre aqueles com escolaridade superior para ambos os sexos. A partir do modelo biprobit, observa-se que um nível educacional mais elevado reduz a probabilidade de aposentadoria masculina, e especifica a relação positiva entre participação e escolaridade (também entre os idosos com estudos de nível médio). Para as mulheres, a relação se enfraquece ao controlar o efeito não significativo sobre a aposentadoria. Além disso, a educação superior aumenta as chances de participação dos idosos já aposentados de ambos os sexos, quando comparados àqueles com educação básica ou sem escolaridade.

O tempo no mercado de trabalho está ligado a uma maior probabilidade de participação na força de trabalho para os idosos uruguaios de ambos os sexos, ainda controlando o efeito do tempo mínimo de contribuição para qualificar à aposentadoria (pois essas trajetórias incluem

anos de trabalho no mercado informal) (Biehl et al., 2018). O modelo biprobit indica — para os homens — que essa relação entre a duração da trajetória laboral e a atividade, mas não afeta a probabilidade de aposentadoria, uma vez controlado o efeito do tempo de contribuição. Entre as mulheres, o efeito é positivo sobre a participação (porém, menos intenso em comparação ao probit univariado), e sobre a aposentadoria. É possível especular que, anos adicionais de trajetória laboral não representam uma mudança sobre a decisão de começar a receber aposentadoria, uma vez que, pelo nível alto de informalidade, o relevante é cumprir as condições para aposentar, e a idade na qual eles são alcançados. Entre os aposentados, a relação entre tempo de atividade e participação se não é significativa entre os homens, mas tem um sentido positivo entre as mulheres.

De acordo aos modelos probit não condicionado e biprobit, o estado civil só tem influência sobre as decisões de participação e aposentadoria masculina. O modelo biprobit mostra que as chances de homens casados e unidos de aposentar, assim como as de participar aumentam, em comparação aos solteiros, o que indica a incidência do efeito substituição da aposentadoria (o sentido do coeficiente é positivo). Entre as pessoas divorciadas ou viúvas, o efeito sobre a atividade torna-se não significativa ao controlar pela aposentadoria. O ajuste do biprobit também mostra que a relação entre participação e domicílios extensos (significativa no modelo não condicionado) torna-se não significativa. Entre as mulheres, o estado civil não tem efeito significativo sobre a atividade para nenhum dos modelos. A residência em domicílios extensos se associa com menores probabilidades de aposentar por contribuições próprias. Isso sugere que as idosas nesses arranjos apresentam dificuldades para aceder a aposentadoria, e podem receber transferências de outros integrantes, ou esperar recebê-las (a não significância do coeficiente de participação indica que a menor chance de aposentar não se associa a reduzir a atividade, sobre o qual não podemos concluir se as mulheres são igualmente inativas que as solteiras, ou permanecem ativas em igual nível que elas).

Por fim, a propriedade sobre a moradia carece de efeito significativo sobre a probabilidade de participação masculina não condicionada, e tem apenas um efeito débil entre as mulheres. Contudo, de acordo ao modelo biprobit, se associa positivamente à probabilidade de aposentar e negativamente à participação para ambos os sexos.

Tabela 19 – Resultado dos modelos probit incondicionado de participação laboral,probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Uruguai 2013, homens

					biprobit			
					participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	-.1247754	0.051	-.1613837	0.074	-.2665473	0.000	.4175773	0.000
Idade quadrado	.0003753	0.545	.0006653	0.302	.0011721	0.023	-.0023241	0.000
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	.1258071	0.098	.0464334	0.658	.1424103	0.039	-.1986962	0.006
Superior	.4949343	0.000	.3635703	0.009	.43662	0.000	-.2021548	0.047
solteiro (referência)								
Casado-unido	.4500704	0.000	.0029567	0.986	.2210156	0.058	.3059876	0.014
Divorciado-viúvo	.2188358	0.075	-.1581299	0.343	.0566631	0.620	.2674821	0.031
Unipessoal (referência)								
Nuclear	-.0881306	0.346	-.065088	0.632	-.0552455	0.521	-.0795551	0.409
Extenso	-.228635	0.041	-.0786898	0.637	-.1384303	0.168	-.1207531	0.248
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.6509658	0.000	.1626669	0.362	.3929976	0.000	-.042041	0.737
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	-.3004685	0.023	-	-	-	-	.4927809	0.000
Contribuiu >tempo mínimo	.0238219	0.786	-	-	-	-	.7048792	0.000
recebe aposentadoria	-1.410914	0.000	-	-	-	-	-	-
Programa social	-.0079253	0.940	.0427106	0.792	.0660842	0.507	-.0800594	0.444
Propriedade da vivenda	-.0846665	0.307	-.1519648	0.181	-.1532566	0.047	.1519614	0.061
diagnóstico doença crônica	-.3236964	0.000	-.1988321	0.030	-.2698413	0.000	-.0181967	0.775
Constante	5.854467	0.005	6.92613	0.027	11.59604	0.000	-17.77541	0.000
%classificado corretamente	85.12%		85.24%					
N	3286		1692	3,286				
Athrho				-.8160015	0.000			
rho				-.6728877				

Tabela 20 – Resultado dos modelos probit não condicionado de participação laboral,probit condicionado por aposentadoria e biprobit da população acima de 50 anos em Uruguai 2013, mulheres

					biprobit			
					participação		aposentadoria	
	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor	coeficiente	P valor
Idade	-.1261856	0.005	-.0388963	0.657	-.172483	0.000	.5566479	0.000
Idade quadrado	.0003283	0.341	-.0001107	0.859	.0005242	0.144	-.0033118	0.000
Não tem educação/ até primária (referência)								
Educação média	.0819333	0.193	-.030629	0.788	.0684615	0.254	-.089659	0.176
Superior	.4568329	0.000	.3137647	0.007	.3588048	0.000	.0110271	0.906
solteiro (referência)								
Casado-unido	-.1104506	0.217	.1641073	0.402	-.1354121	0.125	.1798805	0.097
Divorciado-viúvo	.1347453	0.120	.23412	0.183	.1279657	0.131	.0028354	0.978
Unipessoal (referência)								
Nuclear	-.0441381	0.539	-.0097453	0.942	-.0168626	0.806	-.0489748	0.521
Extenso	-.092094	0.235	-.086124	0.541	-.0289469	0.695	-.1701726	0.031
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.6518361	0.000	.430378	0.004	.4426	0.000	.4738167	0.000
Contribuiu <tempo mínimo (referência)								
Contribuiu tempo mínimo	-.0980445	0.436	-	-	-	-	.9553182	0.000
Contribuiu >tempo mínimo	.0661158	0.433	-	-	-	-	1.044051	0.000
recebe aposentadoria	-.9303177	0.000	-	-	-	-	-	-
Programa social	-.1714937	0.048	.4443034	0.013	-.1472645	0.083	-.1484742	0.153
Propriedade da vivenda	-.113497	0.089	-.1888887	0.125	-.1522258	0.019	.2063273	0.004
diagnóstico doença crônica	-.1203246	0.033	-.0309098	0.761	-.1139371	0.03	.0284393	0.641
Constante	5.74899	0.000	1.192475	0.702	7.960674	0.000	-23.26058	0.000
%classificado corretamente	81.51%		88.88%					
N	4386		1870		4386			
Athrho					-.4937943	0.000		
rho					-.4572227			

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

6.4 Síntese

Neste capítulo exploramos o efeito das características dos sistemas previdenciários de cada país sobre a probabilidade de participação testando diferentes hipóteses: a) A aposentadoria reduz a atividade dos idosos derivada da substituição de renda salarial por benefícios previdenciários b) A redução da probabilidade de participação entre os aposentados é maior em países com pilares de benefícios definidos e, maior entre as mulheres c) As decisões de participação e aposentadoria estão correlacionadas. Em países com modelos de previdência de benefícios definidos, ambas ocorrem simultaneamente, enquanto em regimes de contribuição definida e entre as mulheres, essas decisões não são simultâneas.

Em relação à primeira hipótese, nos três países, e para ambos os sexos, observa-se uma redução significativa da participação associada com a aposentadoria. Pessoas que recebem aposentadoria experimentam um efeito renda, que diminui o custo dos usos do tempo fora do mercado laboral. A probabilidade de permanecer ativo acima de 50 anos é maior no Paraguai do que no Chile e Uruguai. Entre estes dois últimos países, a participação é maior no Chile para ambos os sexos. Porém, a redução da participação associada a aposentadoria é maior no Paraguai e Uruguai que no Chile. Ao contrário da hipótese, a redução da atividade é maior entre os homens que entre as mulheres. Esses resultados estão alinhados com os apresentados para América Latina por (Queiroz, 2007) e (Fernandes & Queiroz, 2022) para Brasil, para Colômbia por (González-Quintero & Baez, 2015) (Yánez Contreras et al., 2016), para Argentina por (Bertranou, 2001a) (Alós et al., 2008), por (Van Gameren, 2008) (Millán-León, 2010)(Nava Bolaños & Ham Chande, 2014) no México , (James & Edwards, 2005) (Cerda, 2002) para Chile e (Álvarez et al., 2012) (Caristo, 2015)(Melo et al., 2019)(A. Forteza & Sanroman, 2013) para Uruguai.

A probabilidade de participação dos aposentados alinha-se parcialmente com a segunda hipótese. Entre os maiores de 50 anos, o Chile apresenta o maior nível de atividade, enquanto o Paraguai registra o menor. Esse achado está na linha dos argumentos que afirmam que o sistema de previdência deste último país —além de problemas de cobertura —introduz desestímulos da extensão da vida ativa de aqueles que alcançam as contribuições para acessar o benefício (Navarro & Ortiz, 2014). Em contraste, no caso do Chile, a probabilidade de um aposentado continuar ativo é de 1 em cada 2 entre os homens, e 0.19 entre as mulheres. Contudo, ao considerar o grupo dos idosos acima de 70 anos, não há diferenças nas probabilidades de participação de um homem aposentado paraguaio ou chileno, o que contrasta com o esperado conforme a teoria. Nos três países analisados, as idosas chilenas apresentam uma probabilidade de participação de 0.08, enquanto no Paraguai e Uruguai varia entre 0.03 e 0.05.

Nossos resultados rejeitam parcialmente a terceira hipótese, que supõe que a simultaneidade entre participação e aposentadoria depende do tipo de sistema de previdência. Conclui-se que em países com pilares de benefícios definidos ambas decisões são simultâneas. Em contraste à hipótese, não é possível rejeitar que em pilares de contribuição definida as decisões sejam também simultâneas. Além disso, rejeita-se a hipótese que as decisões femininas não são simultâneas, em linha com os achados de outros autores, que argumentam que a correlação entre ambas decisões não se reduz à resposta aos incentivos atuariais, mas também a questões não pecuniárias e

comportamentais das mulheres (por exemplo, aversão ao risco, e coordenação do lazer) (Munnell & Soto, 2005) (Lalive et al., 2023).

Entre os três países em análise, o sistema chileno mostra a maior brecha de gênero na probabilidade de aposentaria sob o pilar contributivo. Na literatura, a dimensão mais estudada da diferença de gênero nos sistemas de previdência de contribuição definida é a do valor do benefício (Arenas de Mesa, 2000)(Renier, 2022), dado que a equivalência atuarial nesses esquemas reproduz as desigualdades experimentadas pelas mulheres no mercado laboral (Holzmann et al., 2012). Em contraste, os modelos previdenciários de benefícios definidos têm uma relação mais difusa entre contribuições e prestações, de forma que alguns grupos, como as mulheres, são favorecidos por redistribuições. Nossos achados estão alinhados com essa literatura, e evidenciam que no Paraguai e no Uruguai —países nos quais o pilar contributivo tem um componente de benefício definido —as diferenças de gênero na probabilidade de aposentar são menores que no caso do Chile. Neste país, é menos provável para as mulheres aposentar contributivamente, em comparação aos homens, o que responde ao fato de que o valor do benefício que recebem é menor, e que passam menor tempo de sua esperança de vida total na aposentadoria. O sistema paraguaio é excludente em termos da probabilidade de um idoso aposentar, mas igualitário em termos da brecha de gênero na cobertura do pilar contributivo. Por outro lado, Uruguai apresenta as menores diferenças na probabilidade de aposentar entre homens e mulheres.

A modelagem das decisões de participação e aposentadoria usando modelos biprobit revela que é necessário considerar a relação entre ambas as equações sob uma estrutura de incentivos comum. Os impactos da endogeneidade sobre as estimativas pontuais da probabilidade de participação são menos intensos quanto menor a idade da população idosa analisada (em faixas etárias superiores a 50 e 70 anos). As diferenças na estimativa entre métodos é maior entre os homens que entre as mulheres. Embora os efeitos da endogeneidade sobre as estimativas pontuais da participação sejam modestos, encontramos diferenças significativas ao comparar o modelo probit não condicionado (com a condição de aposentado como variável dependente), e o modelo biprobit. O sentido do indicador ρ informa que fatores que impactam positivamente sobre a decisão de aposentadoria influenciam negativamente a atividade. Por esse motivo, uma estratégia metodológica que ignore a endogeneidade pode incorporar efeitos indiretos da relação entre aposentadoria e participação. Evidencia-se essa relação na comparação dos coeficientes estimados para cada modelo em um conjunto de determinantes, como a idade, nível educacional, estado civil, histórico laboral, e propriedade da moradia.

Os efeitos de sentido aposto associados à idade sobre as decisões de participação e aposentadoria estão na linha das teorias de *alocação de tempo* e *option value*. A atividade diminui com a idade (exceto no Paraguai), na medida que a partir da idade de aposentadoria, reduz-se o custo de oportunidade do tempo de lazer (Lorenz & Zwick, 2020). Por outro lado, a probabilidade de aposentadoria aumenta a uma taxa decrescente com a idade, independentemente do país e do sexo. Isso é coerente, pois, conforme a idade avança, os benefícios econômicos de adiar a aposentadoria diminuem devido ao aumento dos riscos de mortalidade (Kalemli-Ozcan & Weil, 2010). Em sistemas de benefício definido, a postergação da aposentadoria não é compensada

pelo tempo sem receber benefícios. Já em modelos de contribuição definida, o adiamento oferece retornos equivalentes ao valor esperado de benefícios futuros. Contudo, conforme a idade avança, o aumento do risco de mortalidade reduz a utilidade do incentivo, explicando o crescimento da probabilidade de aposentadoria.

Independentemente do tipo de sistema de previdência ou do sexo, a relação entre a duração do vínculo com o mercado de trabalho e a participação apresenta um impacto positivo. A direção dessa relação não se altera mesmo ao controlar pelo efeito do tempo de contribuição sobre a elegibilidade para previdência. Expressado de outra forma, quanto maior tempo o individuo participou no mercado laboral, maior probabilidade que permaneça ativo em idades avançadas. Contudo, a intensidade do impacto, representada pelo coeficiente do modelo biprobit, diminui ou aumenta (em comparação ao probit que inclui aposentadoria apenas como controle), em função do tipo de sistema de previdência. Nos países com pilares de benefício definido —Paraguai e Uruguai —o efeito do tempo no mercado laboral sobre a probabilidade de participar é menos pronunciado, uma vez considerada a relação entre tempo no mercado laboral e aposentadoria. Esse achado está em sintonia com os supostos da teoria de *option value*, segundo os quais indivíduos elegíveis para aposentar têm menores incentivos para permanecer ativos além do início dos benefícios. Estudos prévios mostram que os riscos de carência de renda de aposentadoria para indivíduos com trajetórias de contribuição interrompidas, ou curtas é mais prevalente nos modelos de benefício definidos (A. Forteza & Ourens, 2009)(Á. Forteza & Rossi, 2012). Sob o sistema de contribuição definida, o impacto do tempo no mercado laboral sobre a participação é mais intenso, uma vez controlado o impacto sobre a aposentadoria. Isso é coerente com a resposta de indivíduos com longo histórico laboral aos incentivos de um sistema previdenciário atuarialmente neutro, onde efeito substituição o predomina sobre o efeito renda, porque como foi dito, o adiamento da aposentadoria é compensada pelo benefício futuro. Contudo, apenas entre os homens chilenos o efeito é significativo.

A relação entre a probabilidade de participação e nível educativo é fortemente afetada por efeitos indiretos associados à relação entre educação e aposentadoria, como se desprende das mudanças em direção e significância entre os modelos probit e o biprobit. De acordo com a teoria de *alocação de tempo*, indivíduos com maior nível educacional possuem maior salário potencial, o que aumenta o custo de oportunidade do tempo livre, e pode favorecer a participação incentivando o efeito substituição (Lorenz & Zwick, 2020). Contudo, o efeito renda pode reduzir a propensão a participar. Nesse sentido, a teoria de *option value* ajuda a esclarecer a predominância de um efeito sobre o outro. Nos sistemas previdenciários atuarialmente neutros, indivíduos com maior nível educacional têm incentivos financeiros para adiar a aposentadoria, maximizando os benefícios futuros e estimulando o predomínio do efeito substituição sobre a participação. Nossos resultados estão alinhados com esses pressupostos, uma vez que o efeito da educação sobre a aposentadoria varia entre os diferentes países. A estrutura de benefício definido, se não compensa o adiamento, favorece o efeito renda, o que se observa no caso do Paraguai, onde homens e mulheres com educação superior têm maior probabilidade de contribuir, e de atingir os requisitos para aposentar (Sanabria & Meza, 2018). Além disso, as taxas de reposição são equivalentes ao salário no mercado de trabalho, o que desestimula a oferta de força laboral

(Lorenz & Zwick, 2020). Isso se evidencia na redução da probabilidade de participar, uma vez incorporada a relação endógena com a aposentadoria. Nos países com pilares de contribuição definida, o sentido da relação entre aposentadoria e educação é negativo (coerente com a resposta aos incentivos ao adimento), mas esse efeito se limita aos homens. Entretanto, a direção da relação entre participação e educação é sempre positivo, independentemente do sexo. Porém, o efeito só é significativo para os homens uruguaios. Destaca-se que o comportamento das mulheres chilenas contradiz o esperado conforme à com teoria, visto que o sentido da relação é o oposto ao observado entre os homens desse país, porque aquelas mais educadas têm maiores chances (não menores) de se aposentar, em comparação com aquelas mulheres com apenas ensino elemental.

Nos três países analisados, homens casados apresentam maior tendência a permanecer ativos em comparação aos homens solteiros. No entanto, os efeitos do estado civil sobre as probabilidades de aposentadoria masculina variam entre os países: no Chile e no Uruguai, o estado civil apresenta uma relação positiva e significativa com a probabilidade de aposentadoria entre homens casados. No caso do Chile, (Madero-Cabib & Biehl, 2021) apontam que não há evidências de coordenação de aposentadoria entre casais. Além disso, (Aguila et al., 2010) não identificam uma relação entre o estado civil e a propensão a contribuir, descartando a hipótese de que esta é maior entre os homens casados devido a responsabilidades conjugais. Para os homens uruguaios, o efeito observado pode estar relacionado à maior propensão a contribuir de pessoas casadas e chefes de domicílio (Lara Martínez, 2009), embora não haja evidências claras de preferências conjuntas em decisões de aposentadoria. Entre as mulheres, o estado civil também influencia as probabilidades de participação. Idosas casadas têm menores chances de participação no mercado de trabalho no Paraguai e no Chile, mas não no Uruguai. No entanto, apenas no Chile, mulheres casadas apresentam menor probabilidade de se aposentar em comparação às solteiras (Biehl et al., 2018), enquanto no Paraguai e no Uruguai não foram observadas diferenças significativas. O ponto mais significativo deste achado é que os efeitos do estado civil sobre a atividade são diferentes por sexo, e não apenas diretos mais mediados pelo efeito indireto através da aposentadoria.

Os efeitos da propriedade da residência mostram que ela atua diminuindo o custo do tempo livre mediante o predomínio do efeito renda. Além disso, observa-se que o efeito não é direto, mas mediado pela aposentadoria. Para os homens chilenos e uruguaios, ser proprietário influencia positivamente na probabilidade de aposentar, e negativamente na probabilidade de participar. Entre as mulheres, a probabilidade de participar se reduz nos dois países, mas apenas aumenta a probabilidade de aposentar entre as uruguaias.

Durante o próximo capítulo, serão aprofundados os efeitos específicos sobre os perfis de participação e aposentadoria. Para finalizar, é preciso considerar algumas limitações deste capítulo:

Uma primeira limitação de nossa análise do impacto da arquitetura dos sistemas de previdência sobre a participação refere à carência de casos de estudo do modelo paralelo (na região apenas Colômbia e Peru têm esta configuração). Esse modelo combina um pilar de benefício definido e outro de contribuição definida, cuja lógica é de competência. Ao contrário

do modelo misto (cuja logica é a complementariedade para equilibrar os riscos inerentes de cada pilar), o modelo paralelo permite que os afiliados escolham em qual pilar contribuir, e que migrem entre pilares. Este caso de estudo não foi incorporado na análise por razões teóricas e metodológicas [58], porém, consideramos que a comparação entre modelos incluindo os esquemas paralelos incorporaria elementos interessantes de política, uma vez que nossa análise do modelo misto mostra efeitos internamente em tensão, em comparação aos pilares típicos de benefício definido y contribuição definida. É possível especular que essa contradição seja mais intensa nos modelos paralelos que nos mistos, dado que a possibilidade de mudança da afiliação entre os componentes de benefício definido e contribuição definida adiciona um fator de evasão —além da eleição da oferta laboral entre mercados formal e informal —que pode afetar o potencial dos incentivos previdenciários de influenciar a extensão da vida ativa (Lopes & Cocco, 2004)(Villar et al., 2017)(Becerra, 2017). Este ponto é relevante porque a discussão sobre a voluntariedade da escolha entre pilares aparece como opção durante as etapas de transição das reformas estruturais dos sistemas de previdência, e pode afetar a consolidação das caraterísticas esperadas do sistema em função de sua arquitetura atuarial.

Nossa abordagem dos incentivos da previdência em relação à participação está limitada pela natureza transversal dos dados. Ambas as variáveis são observadas em sua relação endógena no momento do tempo quando são medidas. Porém, é possível que os resultados observados simultaneamente nessas duas variáveis não ocorram simultaneamente ao momento da decisão. Assim, estudos indicam que as pessoas podem planejar a decisão de receber benefícios com a intenção de retornar ao trabalho (Baslevent & El-Hamidi, 2009), ou mudar suas decisões de oferta laboral após a aposentadoria. Mudanças nas expectativas, necessidades econômicas ou condições de saúde são indicadas como motivos de retorno à vida ativa (Maestas, 2010)(Giandrea et al., 2010)(Henkens & van Solinge, 2017)(Montizaan, 2017). Portanto, a simultaneidade das decisões de participação e aposentadoria como resultado dos incentivos previdenciários pode ser sobre-estimada desde a ótica de período. Uma abordagem longitudinal pode dar novas leituras sobre os impactos dos sistemas de previdência na extensão da vida ativa [59]

Associado ao ponto anterior, nossa conclusão sobre a simultaneidade entre participação e aposentadoria não supõe uma direção da causalidade entre as variáveis dependentes. Em termos teóricos, é possível argumentar a relação causal em ambos os sentidos. Determinar causalidade requer dados que permitam estabelecer antecedência temporal entre as decisões, por exemplo dados longitudinais. Diante da ausência desse tipo de dado, optamos por não adotar formas de modelagem da endogeneidade que supõem uma relação causal unidirecional (por exemplo, o modelo biprobit recursivo).

Em termos metodológicos, uma limitação deriva do uso de uma fonte transversal, porque carrega informações de período sobre as condições econômicas e de mercado laboral, nas quais

[58] A ELPS harmonizada inclui o caso de Colômbia, porém, não se inclui porque não distingue entre benefícios programados e não contributivos

[59] Contudo, existem na literatura antecedentes que aplicam o modelo biprobit para dados de tipo longitudinal, e também concluem no sentido da relação endógena entre a participação e a idade ao receber o benefício (Fawaz, sd)(Butrica & Karamcheva, 2018)(Benítez-Silva & Heiland, 2008).

os idosos fazem escolhas de participação e aposentadoria. Nos países analisados, o período esteve condicionado por uma relativa estabilidade de variáveis macroeconômicas e de mercado laboral. Porém, as condições do mercado de trabalho e a suficiência da aposentadoria tiveram rápidas mudanças no contexto pós-pandêmico, que na maioria dos países da região significaram perda de valor de compra da aposentadoria por causa dos processos inflacionários, e redução da taxa de ocupação de grupos etários vulneráveis no mercado laboral, como jovens e idosos (ILO, 2022).

Outra restrição da análise é a incorporação de relações não lineares ou interações entre variáveis explicativas, para representar relações mais complexas. Reconhece-se que as variáveis explicativas analisadas podem não exercer efeitos apenas aditivos sobre as variáveis dependentes, especialmente em subpopulações mais vulneráveis. A decisão de não incorporar relações de interação se fundamenta na necessidade de assegurar a comparabilidade entre os modelos probit e biprobit. Agregar estas relações poderia comprometer a estimativa para o caso de Paraguai, pelo tamanho da amostra de idosos com aposentadoria contributiva. Pesquisas futuras, com amostras mais amplas, podem explorar essas interações e dinâmicas não lineares para aprofundar a compreensão dessas relações.

Além disso, nossa discussão está centrada em dimensões da oferta de força laboral e como as decisões de participação e aposentadoria são influenciadas pelo sistema de previdência em função dessas características da oferta. No entanto, o capítulo descritivo revelou algumas limitações potencialmente relacionadas à demanda do mercado de trabalho. Assim, a simultaneidade das decisões de participação e aposentadoria , além das respostas aos incentivos à participação dos sistemas de previdência, pode ser induzida pela demanda laboral. Essa relação entre as escolhas nem sempre reflete a intenção de atividade. Por exemplo, no caso do Chile, (Galkutė & Herrera, 2020) mostra que há uma discrepância entre a motivação dos idosos para trabalhar, e sua condição de atividade após atingirem a idade de aposentadoria. Especialmente entre mulheres com trajetórias de trabalho intermitentes, a motivação para permanecerem ativas é maior do que as probabilidades efetivas de participar após aposentar. Essa é uma linha pouco desenvolvida na região (pois requer dados longitudinais) que precisa ser investigada.

7 Sistemas de previdência e fatores determinantes de perfis de vida ativa, protegidos e vulneráveis

Este capítulo visa identificar as variáveis individuais que —sob cada tipo de sistema previdenciário —se associam a perfis protegidos, ativos e vulneráveis. As hipóteses sugerem que, em modelos de benefício definido, a combinação de inatividade e aposentadoria é predominante, enquanto o adiamento (participar sem aposentar), frequentemente reflete condições de suscetibilidade associada à inelegibilidade. Em contraste, espera-se uma maior permanência na atividade sem aposentadoria em modelos com pilares de contribuição definida, pois o adiamento é compensado atuarialmente no valor do benefício. Assim, a ausência de aposentadoria não indica uma situação de desproteção, pois indivíduos capazes a continuar ativos têm incentivos para fazê-lo. Além disso, antecipamos que, dados estes incentivos, indivíduos que acessam os benefícios apenas que possível têm maior risco de renda insuficiente, que deva se complementar com ingresso salarial. Em consequência, esperamos que participar e aposentar simultaneamente seja mais provável sob estes pilares. Por fim, o perfil não protegido —sem acesso à aposentadoria ou renda salarial —será condicionado por determinantes semelhantes em qualquer sistema previdenciário, especialmente entre as mulheres. A análise aplica os efeitos marginais sobre as probabilidades conjuntos dos modelos probit bivariados ajustados no capítulo 6.

Conclui-se que nos três países, a idade e o nível de contribuição reduzem a chance de permanecer ativo sem se aposentar. Esta continuidade na vida ativa se relaciona positivamente à duração do vínculo com o mercado labora. O efeito é mais intenso entre as mulheres, e permanece significativo mesmo controlando a densidade contributiva. Nos sistemas de contribuição definida, participar sem aposentar responde a um perfil menos vulnerável que no sistema de benefício definido, pois o postergação aumenta o valor do benefício. Isso se reflete no efeito diferençado da educação. O tipo de sistema de previdência influencia em sentido positivo ou negativo a propensão a participar sem aposentar, ou de não participar e aposentar, entre a população mais escolarizada. No Chile e Uruguai, escolaridade superior incentiva a primeira propensão, enquanto no Paraguai incentiva a segunda. Salienta-se que não é possível concluir que o perfil que combina aposentadoria e participação se associa com maior vulnerabilidade, pois é mais provável quanto maior escolaridade. Também mostra um padrão etário crescente, pois pessoas que se aposentam jovens têm maior probabilidade de retornar à atividade. Por fim, o perfil vulnerável é mais provável entre as mulheres, as quais dependêm de arranjos familiares como estratégia de suporte ante os riscos da velhice. Em termos de composição (educação, experiência laboral, saúde, densidade contributiva), é menos heterogêneo em sistemas de contribuição definida, mas apenas entre os homens.

7.1 A relação entre perfis e regras de previdência: proteção, atividade e vulnerabilidade

Este capítulo visa analisar como as características individuais e dos domicílios interagem com a arquitetura dos sistemas de previdência para originar perfis *protegidos* (com acesso a benefícios previdenciários); *ativos* (de permanência na força laboral), e *vulneráveis* (isto é, sem acesso à aposentadoria e sem renda salarial). Argumenta-se que a composição desses perfis varia conforme o tipo de sistema previdenciário, e reflete tensões entre fatores que favorecem a sustentabilidade financeira (através da extensão da vida ativa), e os que favorecem a equidade distributiva (por meio do acesso a cobertura previdenciária). Assim, o perfil de atividade sem receber aposentadoria representa —sob a ótica da sustentabilidade do sistema de previdência —uma extensão das contribuições líquidas, caso o tempo de atividade seja alocado no setor formal. Individualmente, esse perfil supõe um adiamento do benefício, por escolha (como resposta a incentivos atuariais, ou preferências individuais), ou por necessidade (decorrente, por exemplo, de tempo insuficiente de contribuição, ou insuficiência de renda previdenciária) (Wahrendorf et al., 2017)(Komp et al., 2010)(Montizaan, 2017). Assim, em função da estrutura do sistema, e das regras de qualificação para benefícios, o perfil pode se associar com diferentes características individuais. A probabilidade de participar sem aposentar quando os benefícios são definidos é desincentivada, como argumenta a teoria de *option value*, pelo retorno menos que atuarialmente neutro por um ano adicional de atividade. Como os riscos de taxa de juros são assumidos pelo sistema, este tipo de modelos mitiga os riscos de variabilidade do salário daqueles que qualificam (Bodie et al., 1988). Porém, expõem aos contribuintes a riscos ante eventos não esperados, como interrupções da trajetória laboral por desemprego ou problemas de saúde, devido à fixação do tempo mínimo de contribuição (A. Forteza & Ourens, 2009)(Rossi, 2018)(Sale, 2016)(Cerda, 2002). Em consequência, sugere-se que sob estes sistemas, a probabilidade de continuar ativo sem aposentar pode revelar atributos de vulnerabilidade, decorrentes de não atingir os critérios de elegibilidade. Este perfil está menos associado à densidade contributiva em modelos de contribuição definida. O adiamento reflete os efeitos dos incentivos atuariais, e se associa às características sociodemográficas que otimizam a idade de saída da vida ativa. Contudo, a probabilidade de participar sem aposentar também pode refletir à insuficiência dos fundos previdenciários acumulados para conservar o nível de consumo, pela privatização dos riscos de longevidade. Isso induz a indivíduos com restrições de liquidez a permanecer por mais tempo ativos para conservar o nível de consumo, e se proteger de riscos de variabilidade dos juros. (Bodie et al., 1988)(Williamson & Howling, 2003). Com base nesses argumentos, nossa primeira hipótese (ver quadro 4) pressupõe que, em função do modelo previdenciário, contribuições definidas incentivam perfis ativos sem aposentar, em contraste, benefícios definidos desincentivam este perfil, que sob este tipo de sistemas denota caraterísticas sociodemográficas de maior vulnerabilidade.

O perfil inverso, que recebe benefícios mas não participa, constitui —na perspectiva macro —egressos líquidos, e impacta a sustentabilidade do sistema em função de seu peso demográfico em relação à população economicamente ativa. Contudo, do ponto de vista da função da

previdência social, a incidência deste perfil é um resultado desejável de proteção da população nas idades avançadas (Börsch-Supan et al., 2018). No nível individual, de acordo a teoria de *option value*, o fato do sistema não ser atuarialmente neutro favorece a inatividade definitiva após a aposentadoria. Além disso, existem condições que impactam sobre a probabilidade de estar neste perfil, independentemente do tipo de sistema de previdência, por exemplo, dificuldades para encontrar emprego em idades avançadas, ou condições de saúde (Montizaan, 2017)(Komp et al., 2010). Em consequência, nossa segunda hipótese (quadro 4) sugere que este perfil é mais provável nos sistemas de benefício definido, ao crear uma sincronização entre aposentadoria e saída da atividade, uma vez se tornar elegível. Em sistemas de contribuição definida, como existem incentivos que desvinculam as decisões, este perfil é menos provável, em particular em idades jovens.

O perfil vulnerável (indivíduos que não estão no mercado de trabalho e não recebem aposentadoria contributiva) refletirá, em geral, caraterísticas socioeconômicas que limitam o de vínculo com o mercado de trabalho e a afiliação aos sistemas de previdência, que podem ser comuns independentemente do tipo de sistema. Contudo, a literatura identifica riscos próprios das regras dos sistemas. Modelos de benefício definido expõem em maior medida aos contribuintes ao risco de cair nesse perfil, por causa do critério de tempo contributivo mínimo. A exclusão nesses sistemas pode ser heterogênea em perfil socioeconômico, dado que choques laborais, de saúde, e outros, podem excluir do mercado laboral a pessoas ainda não elegíveis para aposentar. Em sistemas de contribuição definida, esse critério tem menor peso, pois o risco de qualificação é menos importante que o risco de insuficiência de renda. Em função disso, sob este tipo de sistemas apenas indivíduos com densidades de contributivas muito baixas e um salário abaixo da base mínima de aporte carecem de uma renda contributiva, o que pode se associar a maior homogeneidade socioeconômica deste perfil (Bodie et al., 1988)(Á. Forteza & Rossi, 2012)(James, 1997). Em termos de políticas, este perfil não gera despesas previdenciárias diretas, mas representa um custo fiscal significativo, devido à dependência deste grupo de outros programas (por exemplo, programas de desemprego, incapacidade e pensões não contributivas) (Tatsiramos & Van Ours, 2014)(Ahlqvist & Borén, 2017)(Inderbitzin et al., 2016)(Chen & Van der Klaauw, 2008)(Duval, 2003). Nossa hipótese sugere que, sob modelos previdenciários de benefício definido, o perfil vulnerável se associa com determinantes que afetam ao cumprimento de regras de elegibilidade (em particular o tempo mínimo de contribuição, em contextos de alta informalidade laboral). Em sistemas de contribuição definida, é menos afetado pela exigência de um mínimo de aportes, porque este critério tende a ser menos relevante para o direito ao benefício. Em consequência, o perfil dos indivíduos vulneráveis será mais homogêneo nos países com sistemas de contribuição definida, do que nos sistemas de benefício definido. Também espera-se maior risco entre as mulheres que entre os homens, especialmente entre aquelas com maior carga de trabalho doméstico (casadas e residentes em domicílios mais numerosos), independentemente do modelo previdenciário do país.

Por último, o perfil que combina participação e aposentadoria exerce —desde a ótica do sistema de previdência —um impacto agregado sobre a sustentabilidade, ao atenuar o impacto do envelhecimento populacional. Embora as pessoas aposentadas significam um egresso

previdenciário, dado que recebem benefícios, a acumulação de aposentadoria e atividade mantém a taxa de participação. Contudo, esse efeito agregado implica redistribuição da oferta laboral entre diferentes grupos de população (Elsayed et al., 2018)(Albanese et al., 2019)(Bosch et al., 2019)(Kantarci & Van Soest, 2008). No nível individual, este perfil permite transições graduais entre a atividade e a inatividade em função das preferências de ocupação e lazer, assim como fazer ajustes da oferta na margem intensiva, para se adaptar a necessidades de saúde, cuidado de dependentes etc. (Lorenz & Zwick, 2020)(Elsayed et al., 2018). No contexto latino-americano, também reflete as transições entre o mercado formal e informal daqueles idosos com vontade para permanecer ativos que preferem receber o benefício para evitar contribuições uma vez alcançam a elegibilidade (Van Gameren, 2008). Este perfil é condicionado pela arquitetura atuarial dos sistemas de previdência, assim como pela legislação que estabelece condições para a atividade dos idosos [60] (Disney et al., 1999)(Even & MacPherson, 2004)(Baumann & Madero-Cabib, 2019)(Börsch-Supan et al., 2018)(Kantarci & Van Soest, 2008). Os sistemas de contribuição definida, por sua estrutura atuarial, incentivam estes perfis, dado que as contribuições após aposentadoria acrescentam valor dos fundos acumulados[61]. Também existe um componente de vulnerabilidade desse perfil neste tipo de modelo previdenciário, associado ao valor do benefício e o risco de longevidade, que pode resultar em contribuições insuficientes para financiar o consumo, e participação até idades avançadas. O modelo de benefício definido estabelece uma estrutura atuarial (cálculo dos benefícios, tempo de contribuição, projeção de rendimentos após aposentadoria, e redistribuições), que não favorece este tipo de perfis, porque as regras do sistema respondem a transições abruptas entre atividade a inatividade plenas, e a substituição de salário por aposentadoria (Forman & Scahill, 2003)(Hutchens & Papps, 2008)(Even & MacPherson, 2004).

[60] Alguns países impõem limites à renda obtida após a aposentadoria, acima dos quais os benefícios previdenciários são reduzidos (referido na literatura como *earning test*), enquanto outros países recalculam anualmente os benefícios dos aposentados que permanecem ativos para adicionar as contribuições adicionais. Esse segundo tipo de política incentiva combinar atividade e aposentadoria, enquanto o primeiro tipo tem um efeito de desestímulo sobre o emprego em idades avançadas (Baumann & Madero-Cabib, 2019).

[61] O nível de flexibilidade para este perfil depende das opções de desacumulação permitidas pelo sistema

Quadro 4 – Resumo das hipóteses sobre a relação entre sistemas de previdência e probabilidades conjuntas de participação e aposentadoria

	Não participa / aposenta	Participa / aposenta	Participa / não aposenta	Não participa / não aposenta
Perfil	Perfil protegido	Perfil protegido / Perfil ativo	Perfil ativo	Perfil vulnerável
Variáveis dependentes	PEA=0; Aposentadoria=1	PEA=1; Aposentadoria=1	PEA=1; Aposentadoria=0	PEA=0; Aposentadoria=0
População	Pessoas acima de 50 anos			
Pergunta	Como a arquitetura da previdência e os determinantes individuais e domiciliares afetam a probabilidade de serem protegidos, ativos ou vulneráveis segundo o sistema?			
Hipótese	Modelos de benefício definido incentivam sincronizar aposentadoria e saída da atividade ao atingir elegibilidade, favorecendo perfis protegidos inativos.	Em contribuição definida, adiar benefícios aumenta o valor acumulado, incentivando perfis ativos; risco de contribuições insuficientes associa-se à atividade em idades avançadas.	Sob modelos de contribuição definida, adiar benefícios aumenta o valor dos benefícios, favorecendo perfis ativos sem aposentar; benefício definido desincentiva esse perfil; pode refletir vulnerabilidade por não cumprir regras.	Em sistemas de benefício definido, perfis vulneráveis refletem não cumprimento das regras; contribuição definida reduz associação com tempo mínimo; maior risco entre mulheres.

Fonte: Elaboração própria

7.2 Distribuições conjuntas de participação e aposentadoria

Com base nos modelos biprobit ajustados no capítulo anterior, na tabela 21 observam-se as probabilidades preditas de cada distribuição conjunta nos grupos etários maiores de 50 anos, e maiores de 70 anos, segundo sexo e país.

No caso de Paraguai, participar sem se aposentar é a situação mais provável entre a população acima de 50 anos, atinge 3 cada 4 homens, e 0.46 entre as mulheres. Depois dos 70 anos, a probabilidade de um homem ser ativo sem aposentar é superior a um terço, no entanto entre as mulheres alcança a 0.18. Por outro lado, a aposentadoria em inatividade é igualmente provável para homens e mulheres, tanto entre os idosos acima de 50 anos (0.045 e 0.048 respectivamente), quanto no grupo acima de 70 anos (de 0.013 entre os primeiros e 0.011 entre as segundas). Este resultado parece contraintuitivo ao considerar as diferenças de participação entre homens e mulheres discutidas em capítulos anteriores. Contudo, é coerente com os desfechos de (Sanabria & Meza, 2018), que —com base na ELPS—concluem que as mulheres têm maiores densidades

de contribuição a IPS (programa contributivo que abrange aos trabalhadores privados), que os homens. Apesar das desigualdades de participação, aquelas mulheres com vínculo formal no mercado laboral têm melhores chances de contribuir, e em consequência, acessar a aposentadoria (Sanabria & Meza, 2018)(Minoldo et al., 2017). Igualmente, não existem diferenças por sexo na probabilidade de combinar aposentadoria e participação, que é menor a 0.02, e tem pouca variabilidade com a idade. Esse ponto é relevante, porque desvenda que, entre aqueles que estão cobertos pelo sistema, as diferenças entre sexos são menores às que experimentam aqueles que são excluídos. Por fim, a probabilidade de não participar da força laboral nem aposentar na idade 50 é de 1 em 5 dos homens, e de quase 1 em 2 mulheres. Isso reflete as dificuldades das pessoas idosas de obter uma fonte de renda estável através do mercado de trabalho e do sistema de previdência, em idades não necessariamente avançadas como para ser cobertas pelos pilares não contributivos. Para o grupo acima de 70 anos, esta probabilidade é de 0.49 para os homens, e de 0.69 para as mulheres.

Entre a população chilena, participar e não se aposentar é a situação mais provável da população chilena acima de 50 anos 0.56 entre os homens, e 4 em 10 entre as mulheres. Acima dos 70 anos, a diferença entre homens e mulheres de permanecer ativos sem aposentar se reduz (entre os primeiros a probabilidade é de 0.083, entre as segundas 0.059). Por outro lado, a probabilidade de ser inativo e aposentado para o grupo etário acima de 50 anos quase não expressa diferenças de gênero (ambos sexos têm uma probabilidade do entorno de 0.22 de estar nessa condição). Ao restringir a análise ao grupo com idade superior a 70 anos, a probabilidade masculina é de 0.64, entanto a feminina é de 0.56. Combinar aposentadoria e participação na idade 50 é apenas ligeiramente mais provável entre os homens (0.09) do que entre as mulheres (0.06). No entanto, entre eles, essa probabilidade aumenta no grupo acima dos 70 anos (0.13), enquanto entre elas se mantém estável. A probabilidade do perfil vulnerável acima de 50 anos atinge a 0.12 entre os homens, e quase $\frac{1}{3}$ entre as mulheres. Esta probabilidade varia pouco ao observar o grupo etário acima de 70 anos.

No Uruguai, a probabilidade de um homem idoso acima de 50 anos de ser ativo sem se aposentar é de 0.47 entre os homens, e 0.43 entre as mulheres, enquanto a probabilidade ser inativo recebendo aposentadoria é superior entre a população feminina do que entre a masculina (0.38 e 0.35 respectivamente). O perfil vulnerável mostra uma probabilidade de 0.13 das mulheres acima de 50, e de 0.08 dos homens. Destaca-se que, apesar da alta cobertura de previdência do país, as probabilidades acima dos 70 anos permanecem nesse nível (0.12 e 0.07 respetivamente). Combinar participação e aposentadoria é pouco provável, o que responde a restrições legais à atividade dos idosos: até a reforma da previdência social de 2023, não era permitido trabalhar quando aposentado, com exceção dos casos estabelecidos na lei [62]. Nesse sentido, a reforma estrutural do sistema de previdência de 1996 gerou estímulos inconsistentes sobre a participação, ao incorporar um pilar atuarialmente neutro que favorece a extensão da vida ativa, enquanto o marco legal impõe restrições a aqueles aposentados que têm preferências por permanecer

[62] Os casos em que é permitido combinar atividade e aposentadoria são a Lei N° 19006 de *Compatibilización de trabajo y jubilación*, a lei N° 19160 de *Jubilación parcial compatible con servicios de igual afiliación*, a lei N° 18083 de *Compatibilidad de jubilación con trabajo autônomo*, e lei N° 19154 de *Compatibilidad de atividad artística y jubilación* (IMPO, 2012) (IMPO, 2013a)(IMPO, 2013b)

ativos. Isso se reflete em que apenas um 0.08 entre homens acima de 50 anos, e um 0.05 entre as mulheres desse grupo etário estão nessa condição. Acima dos 70 anos essa probabilidade é de 0.07 entre os homens e 0.04 entre as mulheres.

Tabela 21 – Probabilidades preditas para os perfis de participação e aposentadoria segundo sexo e idade

	Paraguai 2015				Chile 2015				Uruguai 2013			
	Homens		Mulheres		Homens		Mulheres		Homens		Mulheres	
	> 50	> 70	> 50	> 70	> 50	> 70	> 50	> 70	> 50	> 70	> 50	> 70
Participa e não aposenta	.738	.351	.469	.181	.565	.083	.405	.059	.479	.058	.433	.052
Participa e aposenta	.019	.021	.014	.013	.092	.129	.058	.057	.087	.069	.054	.037
Não participa e aposenta	.045	.130	.048	.111	.222	.642	.211	.568	.346	.801	.376	.789
Não participa e não aposenta	.197	.497	.469	.694	.120	.146	.325	.316	.087	.070	.137	.121

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

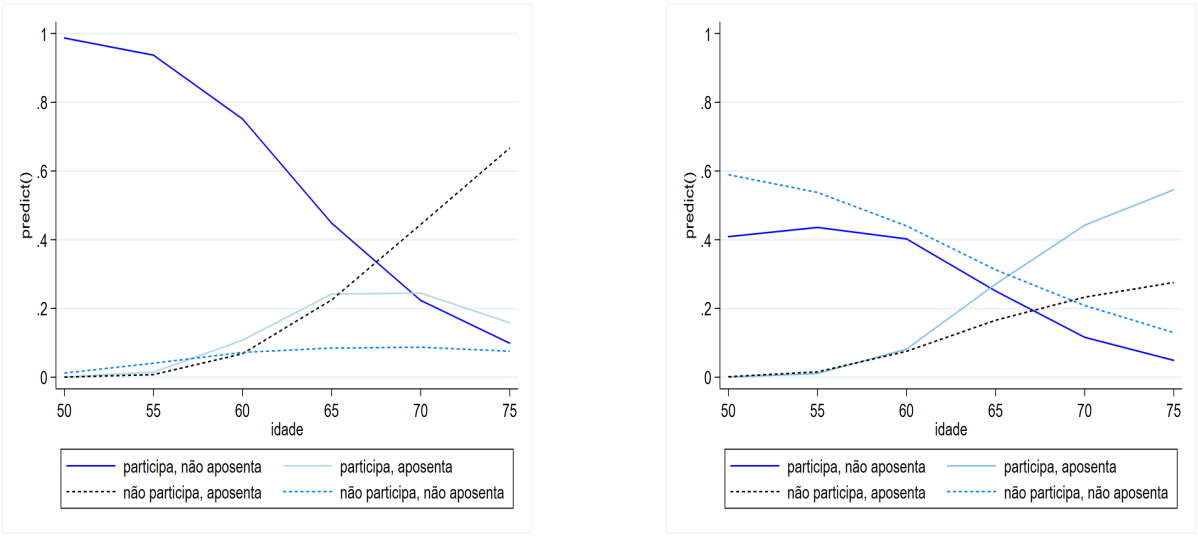
7.3 A influência dos sistemas de previdência sobre as probabilidades conjuntas de participação e aposentadoria: Identificando determinantes de perfis protegidos, ativos e vulneráveis

No capítulo 6, concluímos que os fatores individuais e dos domicílios exercem efeitos opostos sobre as decisões de permanecer ativo ou se aposentar. Além disso, esses fatores variam conforme o sexo e o tipo de sistema previdenciário. Nesta seção, analisamos como esses efeitos moldam perfis de atividade, perfis protegidos por aposentadoria, e perfis excluídos tanto do mercado laboral quanto da previdência social.

Entre os idosos paraguaios, nossos achados mostraram que a idade tem efeito sobre a probabilidade de aposentadoria, mas não sobre a probabilidade de participação. Isso se reflete em que a probabilidade de ser aposentado e inativo cresce com a idade de forma não linear (ver a linha preta do gráfico 11). Esse efeito é observado tanto entre homens quanto entre mulheres, embora seja menos pronunciado entre estas últimas. A inclinação da curva mostra que o crescimento é rápido a partir dos 60 anos, o que era esperado conforme a hipótese de que o sistema de previdência incentiva acessar o benefício apenas se tornar elegível. Este perfil de idosos pertence a uma minoria dos trabalhadores paraguaios com trajetórias laborais estáveis vinculadas à formalidade (Sanabria & Meza, 2018). Em relação aos perfis que estendem a vida ativa, a probabilidade conjunta de participar sem aposentar-se apresenta um comportamento decrescente com a idade entre os homens (embora não haja um efeito quadrático significativo, como se observa na tabela 23). Um achado relevante é que a idade não tem efeito estatisticamente significativo sobre a probabilidade das mulheres participarem sem se aposentar. Uma explicação possível é que a participação feminina ocorre majoritariamente na informalidade, e aquelas que

contribuem tendem a se aposentar assim que atingem os requisitos (ver capítulo 5). Assim, uma vez controlado o efeito do tempo de contribuição — o que será analisado a seguir — a idade deixa de ser um fator determinante para esse perfil. Combinar participação e aposentadoria é um comportamento que cresce com a idade (ver a linha sólida azul clara do gráfico 11). O padrão se diferença por sexo: entre os homens cresce entre os 60 e os 65 anos, e permanece estável até os 70, para diminuir posteriormente. Entre as mulheres, a probabilidade cresce sem evidenciar a mesma queda que entre os homens. A probabilidade de se encontrar em um perfil vulnerável (linha azul pontilhada) não se altera de forma significativa com o avanço da idade (ver tabela 22). Isso é coerente com o observado no capítulo 5, que concluía que a esperança de vida sem participar nem aposentar permanece estável com a idade (em particular entre os homens).

Gráfico 11 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Paraguai 2015



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Na linha da hipótese, o tempo de contribuição aumenta a probabilidade de aposentar e não participar dos idosos de ambos os sexos (tabela 22). A probabilidade masculina é maior para aqueles que contribuíram acima do tempo mínimo (a contribuição mínima também mostra um efeito significativo). Inversamente, a chance de participar e não aposentar decresce com o tempo de contribuição. Considerando os padrões de formalidade e informalidade observados no capítulo 5, uma hipótese é que os homens podem aumentar a intensidade da oferta de trabalho no setor protegido em anos próximos da aposentadoria para melhorar o valor do benefício (que considera o salário dos últimos três anos de atividade). A esse respeito, (A. Forteza & Ourens, 2009) encontram que a regra do sistema paraguaio estabelece incentivos às trajetórias laborais formais curtas e o início tardio das contribuições, pois os retornos da previdência são inelásticos com um intervalo de contribuições entre 25 e 40 anos. Assim, após atingir o tempo mínimo

de qualificação, contribuições adicionais não impactam a taxa de reposição. Além disso, caso o perfil salarial se altere durante os anos finais no mercado laboral, a prestação é melhorada. Nosso achado está na linha dessa interpretação. Entre as mulheres, atingir o tempo mínimo de contribuição está fortemente ligado ao início dos benefícios. Isso é coerente com o fato que a idade média de aposentadoria feminina é de 65.9 anos (ver o capítulo 5), e que a probabilidade de aposentar e tornar-se inativa cresce a partir dos 65 anos (gráfico 11). Desta forma, é possível sugerir que as mulheres paraguaias têm maiores dificuldades para atingir os requisitos para aposentar, de forma que a contribuição miníma em idades mais avançadas determina a idade de início dos benefícios, e reduz o potencial para estender a vida ativa.

Observa-se um aumento da probabilidade de aposentar e se tornar inativo conforme aumenta o nível de educação (tabela 22), pois os trabalhadores de maior educação têm maior propensão a contribuir (Sanabria & Meza, 2018). Em contraste, a probabilidade de participar e não se aposentar é impactada diferentemente pela educação para homens e mulheres. Para os homens, níveis mais altos de escolaridade reduzem essa probabilidade, com um impacto de magnitude semelhante para idosos com educação secundária e superior (ver tabela 23). Ao contrário, entre as mulheres, esta probabilidade não é afetada pelo nível educacional. Por outro lado —em contraposição com a hipótese para o sistema de benefício definido —combinar a vida ativa com aposentadoria é mais provável quanto maior o nível educacional. Esse efeito é mais intenso entre os homens (entre os quais a forma de permanecer ativos não parece ser o adiamento, mas a combinação de aposentadoria e atividade), que entre as mulheres. Estes resultados indicam que nossa conclusão do capítulo anterior 6 em relação ao efeito inibidor da previdência social sobre a participação abrange trabalhadores com escolaridade de nível médio e superior. Finalmente, a educação superior reduz a probabilidade do perfil vulnerável, em comparação com os idosos com escolaridade primária ou não escolarizados. Entre os homens, apenas a educação superior diminui a probabilidade de carecer de renda, enquanto entre as mulheres, o impacto da educação é sempre negativo, sendo essa redução mais acentuada entre as mulheres com níveis mais altos de educação.

O tempo no mercado laboral aumenta a probabilidade de permanecer ativo sem aposentar. O efeito é significativo para ambos os sexos, e mais intenso entre as mulheres, do que entre os homens (tabela 23). Essa relação é coerente com a análise sobre a duração da vida ativa apresentada no capítulo 5, bem como com os efeitos da idade e do tempo de contribuição discutidos anteriormente. As mulheres apresentam maior probabilidade de continuar ativas em idades acima do mínimo para aposentadoria, buscando acumular os anos de contribuição exigidos. Em contraste, o tempo no mercado laboral não tem um impacto significativo sobre a probabilidade de ser inativo e aposentar (tabela 22). Este ponto é significativo porque indica que, em contexto de alta informalidade, a dinâmica da permanência na força laboral está limitadamente afetada pelo sistema de previdência. A combinação de participação e aposentadoria é influenciada significativamente pela vinculação ao mercado laboral apenas entre as mulheres, não assim entre os homens. Desse modo, aquelas idosas com maior tempo de ocupação experimentam maior chance de participar e aposentar. Por outro lado, permanecer na ocupação acima de 30 anos reduz o risco do perfil vulnerável. O efeito observado também é mais intenso entre as mulheres.

A análise dos efeitos do estado civil e a composição do domicílio expõe alguns elementos interessantes. Em primeiro lugar, não há evidências de que essas variáveis afetem diferentemente a homens e mulheres na probabilidade de aposentar e tornar-se inativos. Este ponto, sugerido a partir das probabilidades preditas para cada combinação de eventos (ver tabela 21), insinua que, em um contexto de baixa cobertura como o paraguaio, o perfil protegido e inativo, que é minoritário, não reflete as desigualdades de gênero resultantes das diferenças na inserção laboral, e a conciliação do trabalho remunerado e não remunerado. Este achado é muito coerente com os desfechos apresentados por outros autores. (Navarro & Ortiz, 2014) identifica uma proporção semelhante de contribuição a previdência em ambos os sexos, enquanto (Sanabria & Meza, 2018) apontam uma maior probabilidade de contribuição regular entre as mulheres que entre os homens, embora no geral elas participam menos. As diferenças de gênero se manifestam principalmente no perfil vulnerável, no qual as mulheres estão sobre-representadas. Aquelas idosas moradoras em domicílios nucleares ou extensos têm uma probabilidade superior de pertencer a esse grupo, o que sugere que seu bem-estar na velhice depende de transferências dos esposos, ou de outros familiares. Pelo contrário, é menos provável homens casados estarem neste perfil, o que se associa ao rol provedor clássico. Também experimentam maior probabilidade de combinar atividade e aposentadoria, em comparação com homens solteiros. Entre as mulheres, o estado civil e composição de domicílio não influenciam significativamente. A probabilidade conjunta de participar sem aposentar dos homens paraguaios não está condicionada pelo estado civil ou pela composição do domicílio. No entanto, para as mulheres idosas paraguaias, esta última variável tem um impacto significativo. A probabilidade delas serem ativas sem se aposentar é menor quando vivem com o marido em um domicílio nuclear, ou quando residem com outros parentes. Isso sugere que a proteção econômica feminina na velhice está associada ao suporte familiar (Bosch et al., 2019). Contudo, este modelo de proteção pode enfrentar uma crise nas próximas décadas, devido à rápida queda na taxa de fecundidade no país (Ishida et al., 2009), o que resultará na diminuição do tamanho das famílias, exacerbada pelos padrões da emigração internacional (Pena, 2020)(Bruno, 2017).

Finalmente, o diagnóstico de doenças crônicas diminui a probabilidade de participar sem se aposentar masculina, enquanto aumentam a probabilidade desses idosos cair no perfil vulnerável. Isto sugere que, os homens com doenças crônicas enfrentam dificuldades para estender a vida ativa (isso pode ser mais acentuado em alguns setores, por exemplo, na força laboral do setor rural), e aumentam sua chance de ficar sem ingresso [63]. Entre as mulheres a saúde não têm um impacto significativo.

[63] Considerando os níveis de informalidade das trajetórias de trabalho, os benefícios por incapacidade podem ser inacessíveis para os idosos que, por motivos de saúde, não conseguem prolongar a vida ativa. É provável que uma parcela desta população seja coberta pela *Pensión Alimentaria* não contributiva. Nota-se que o acesso à aposentadoria por incapacidade no Paraguai requer quando menos 150 semanas de contribuições para pessoas menores de 55 anos, 150 a 250 semanas para aqueles entre 55 e 59 anos, ou de 250 a 400 semanas para aqueles entre 60 e 64 anos (International Social Security Association, n.d.)

Tabela 22 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Paraguai 2015

	Não participa e aposenta		Não participa nem aposenta	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	.0250645***	.0188846***	.0030207	-.0269798
Idade quadrado	-.0001467***	-.000107**	.0000796	.0003281**
Educação primária (ref)				
Educação média	.0565662***	.0733828***	.0054192	-.119857***
Educação Superior	.1239707***	.1795394***	-.1206036***	-.2375509***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	-.0074128	.0052025	.0316163	.0662987*
Extenso	.0003928	.0180276*	.0091725	.0947711**
Estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0096516	-.0071991	-.0697002**	.0531452
Divorciado viúvo	.0096516	-.010087	-.0281739	.0368028
Trajetória laboral 30 anos ou mais	-.0132028	-.0095774	-.0491239**	-.2469067***
Contribuiu < tempo mínimo (ref)				
Contribuiu tempo mínimo	.1128294***	.1673027***	-.1128294***	-.1673027***
Contribuiu > tempo mínimo	.1466385***	.1408776***	-.1466385***	-.1408776***
Participação programa social	-.0156793	-.0187364**	.02141	.0027786
Casa própria	.0089263	-.0028503	.002479	-.0232927
Doença crônica	.0124806	.0117796	.038524**	.0275818
N	2344	1898	2344	1898

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Tabela 23 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Paraguai 2015

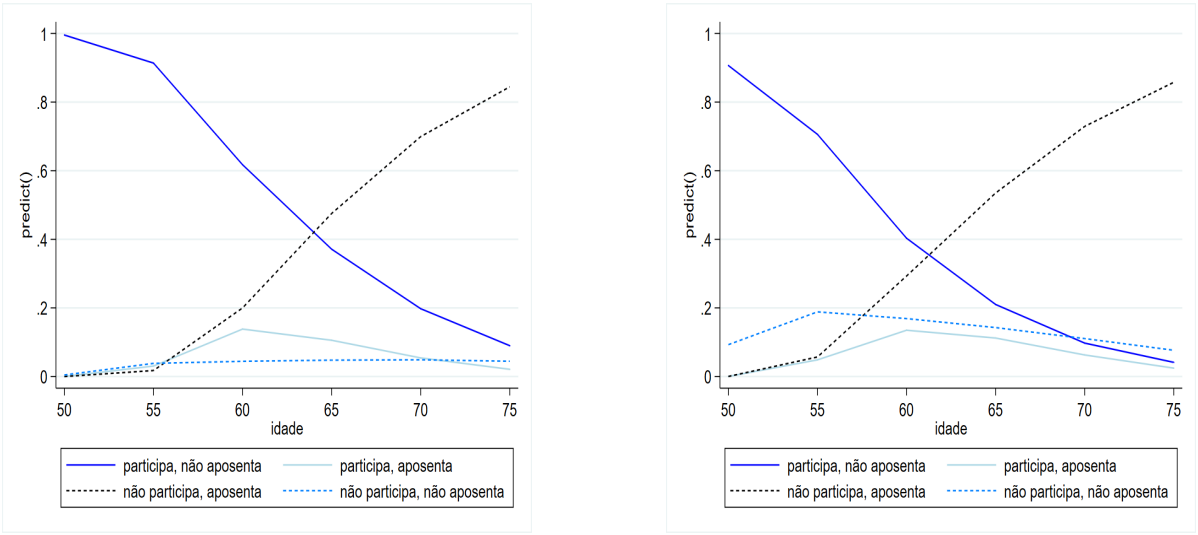
	Participa e não aposenta		Participa e aposenta	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	-.0367222**	.0013761	.0086369***	.006719***
Idade quadrado	.0001293	-.000172	-.0000622***	-.0000491**
Educação primária (ref)				
Educação média	-.0740759***	.0361843	.0120905***	.0102899***
Educação Superior	-.0847543*	.0165083	.0813872***	.0415032***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	-.0174793	-.0690688*	-.0067243	-.0024325
Extenso	-.0083867	-.1119118***	-.0011786	-.0008869
Estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0504384	-.0404272	.0096102**	-.0055189
Divorciado viúvo	.0051672	-.0214126	.0069135	-.0053032
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.0611834***	.243445***	.0011433	.0130391***
Contribuiu < tempo mínimo (ref)				
Contribuiu tempo mínimo	-.071695**	-.0517327***	.071695**	.0517327***
Contribuiu > tempo mínimo	-.1258037***	-.0408595***	.1258037***	.0408595***
Participação programa social	.0024627	.02111	-.0081934***	-.0051522
Casa própria	-.0143131	.02543	.0029078	.0007129
Doença crônica	-.0508715**	-.0407495	-.000133	.0013882
N	2344	1898	2344	1898

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Entre os idosos chilenos de ambos os sexos, a probabilidade de ser ativo e não aposentado diminui progressivamente com a idade, enquanto a de estar aposentado e inativo aumenta, em ritmo decrescente (como pode se conferir nas linhas azul e preta no gráfico 12). Esse efeito é mais pronunciado entre as mulheres, o que indica que sua saída da força laboral mediante a aposentadoria ocorre mais rapidamente (como sugerem efeitos marginais da idade para cada sexo na tabela 24). Combinar aposentadoria e participação é mais provável a medida que aumenta a idade, embora a taxa decrescente, pois pessoas que se aposentam mais jovens têm maior probabilidade de retornar à atividade. Entre os homens, o pico ocorre entre os 60 e os 65 anos, idade a partir da qual a chance diminui gradualmente. Esse padrão sugere que homens que possuem melhores condições econômicas iniciam o benefício antes dos 65 anos, e simultaneamente permanecem ativos [64]. Esse comportamento pode estar relacionado às limitações para reduzir o tempo de trabalho ofertado no mercado laboral, dado que aqueles que aposentam antes dos 65 anos frequentemente reduzem sua carga horária de trabalho (Madero-Cabib & Kaeser, 2016). Entre as mulheres, o pico se observa sobre a idade de aposentadoria feminina (60 anos), mas se prolonga até quase 70 anos. Com base na literatura, o perfil de participação das idosas aposentadas está ligado à insuficiência do benefício para manter o nível de consumo anterior (Gómez-Rubio et al., 2016). A probabilidade dos idosos chilenos apresentarem um perfil vulnerável decresce conforme a idade avança. Isso pode estar associado a um maior risco de sair da força laboral em uma idade inelegível para qualificar. Uma vez alcançada a idade normal para aposentar (65 anos), o risco de não acessar a uma fonte de renda decresce mais rapidamente. Esse efeito é mais pronunciado entre as mulheres, cuja probabilidade cresce entre as idades 50 e 55 (ver a linha azul pontilhada no gráfico 12), e começa a descer a partir dos 60 anos, quando se tornam elegíveis para aposentar.

[64] Lembra-se que o sistema chileno permite que as pessoas comecem a receber benefício com qualquer idade , sempre que o acumulado na conta individual seja superior a 1.5 vezes o valor da aposentadoria mínima *Pensión Básica Solidaria* (Ruiz-Tagle & Tapia, 2011)

Gráfico 12 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Chile 2015



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

A probabilidade de aposentar e ser inativo aumenta com o tempo de contribuição. Entre os homens, o efeito é mais acentuado para aqueles que atingem a densidade contributiva mínima (20 anos), enquanto, entre as mulheres, é mais significativo para aquelas que ultrapassam esse tempo (tabela 24). Essa diferença é coerente com o fato de que os benefícios recebidos pelas mulheres no sistema chileno são inferiores aos dos homens, mesmo com igual tempo de contribuição (Renier, 2022)(De Mesa & Montecinos, 1999).

Os efeitos da escolaridade sobre os diferentes perfis variam por sexo. Para os homens chilenos, um nível educacional mais elevado reduz a probabilidade de deixar a força de trabalho e se aposentar, efeito mais acentuado nos idosos com educação superior, em comparação àqueles que possuem educação secundária. Entre as mulheres, observa-se um predomínio do efeito renda entre aquelas com nível educacional superior (embora experimentem maiores benefícios da postergação), que apresentam maior probabilidade de aposentar-se e sair da força laboral. A combinação de atividade e aposentadoria é mais provável entre idosos que realizaram estudos de nível superior, e o efeito é mais intenso entre os homens. Ligando esta caraterística educacional com o padrão etário da probabilidade de ser ativo e aposentado (gráfico 12), é possível argumentar que para os homens, este perfil é mais provável entre idosos cujo nível de educação e de renda permitem uma transição entre atividade e inatividade, substituindo parcialmente renda salarial por renda de aposentadoria em idades jovens. Entre as mulheres também é uma opção condicionada pela educação, contudo, o impacto da forma de cálculo do benefício é indicado na literatura como um determinante da necessidade de permanecer ativas (Gómez-Rubio et al., 2016)(Renier, 2022)(De Mesa & Montecinos, 1999). Finalmente,

observa-se que, a escolaridade tem um efeito de proteção sobre o perfil vulnerável, mas, no caso das mulheres, esse efeito se observa apenas entre aquelas com educação superior.

O tempo no mercado de trabalho reduz a probabilidade de aposentar e sair da força laboral para ambos os sexos (o efeito é mais intenso entre os homens), enquanto a probabilidade de participar uma vez aposentado aumenta. Esse resultado indica que, para ambos os sexos, entre pessoas com maior potencial para permanecer ativas predomina o efeito substituição. Conforme os antecedentes, a participação dos idosos chilenos se associa predominantemente ao emprego autônomo (Vives et al., 2018)(Madero-Cabib et al., 2019)(Barrientos, 2000). Em 2017, um 48% dos idosos ativos eram trabalhadores autônomos (Madero-Cabib et al., 2019). De acordo com (Packard, 2007), este perfil de trabalhadores é diferente ao perfil informal e ao perfil de desempregados, pois trata-se de pessoas mais idosas, e com maior nível educacional. Para os trabalhadores nas idades mais avançadas, o emprego autônomo não se explica apenas como um meio de possibilitar a evasão das contribuições previdenciárias, mas também uma opção para uma saída gradual da força laboral. Vários estudos sugerem que há no mercado de trabalho chileno uma demanda de emprego para os idosos restringida em termos de qualificação, salário e dedicação horária, que favorece o emprego autônomo (Vives et al., 2018) (Barrientos, 2000) (Gómez-Rubio et al., 2016). Isso é particularmente notável na participação dos profissionais com educação universitária, e entre os trabalhadores com pior autopercepção da saúde (Madero-Cabib & Biehl, 2021). Além disso, (Barrientos, 2000) argumenta que essa modalidade de emprego representa um nível de renda superior em comparação com o emprego dependente, considerando a discriminação salarial existente sobre o trabalho de pessoas idosas. Essa penalidade salarial também pode se associar a uma preferência voluntária de trabalhadores idosos pela informalidade (León Ossandón, 2018)[65].

As mulheres casadas experimentam menor probabilidade de participação sem aposentadoria, em comparação às solteiras. Entre os homens não se evidencia esse efeito. Em vista de que estudos prévios refutaram que exista uma tendência de coordenação da aposentadoria entre os casais chilenos (Madero-Cabib & Biehl, 2021), sugere-se que as escolhas dos homens em relação à participação e aposentadoria podem ser complementares às de suas esposas, apresentando padrões inversos. Não é possível rejeitar que essa relação se associe com diferenças na propensão a contribuir entre casados e solteiros (Aguila et al., 2010). Também se traduz em efeitos de sentido oposto no perfil de combinar atividade e aposentadoria, mais provável entre homens idosos casados que entre os solteiros, no entanto entre as mulheres casadas a probabilidade se reduz em comparação às solteiras. Esta diferença é interessante, porque sugere que os incentivos do sistema de previdência operam sobre a participação com predominância do efeito substituição para os homens casados, e do efeito renda entre as mulheres casadas. Além disso, os homens casados apresentam menor probabilidade de estar no perfil vulnerável, em comparação aos solteiros. Por outro lado, as mulheres casadas têm maior probabilidade de enfrentar essa situação do que as solteiras.

[65] A legislação chilena permite que os trabalhadores acima de 65 anos recebam um salário equivalente ao 75% da remuneração mínima estabelecida para cada setor de atividade em função da jornada ordinária de trabalho (Madero-Cabib et al., 2019).

Finalmente, as condições de saúde são, de acordo a (Ruiz-Tagle & Tapia, 2011) a causa principal da aposentadoria para 21.5% dos aposentados chilenos. A diminuição da participação se evidencia especialmente entre aqueles idosos com doenças ocupacionais, ou ante choques de saúde (Vives et al., 2018) (Sale, 2016). Além disso, (Madero-Cabib & Biehl, 2021) conclui que a probabilidade de trabalhar em jornada integral ou parcial se reduz à medida que aumenta o número de doenças crônicas. Nossos resultados estão alinhados com essa explicação, pois padecer doenças crônicas diminui as probabilidades masculinas de participar sem aposentar, e aumenta as de aposentar e sair da força laboral, o que indica que a renda previdenciária é um substituto do salário [66]. Contudo, apenas entre os homens há substituição da renda salarial por renda de aposentadoria. Entre as mulheres, a probabilidade de participar sem aposentar também se reduz, mas não se associa ao aumento da probabilidade de aposentadoria contributiva.É possível especular que aquelas que passam à inatividade sem aposentar dependem da renda dos esposos, de benefícios por incapacidade, ou de programas não contributivos.

[66] A antecipação da aposentadoria é possível quando os fundos na conta individual alcançam um 150% do salário mínimo mensal

Tabela 24 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Chile 2015

	Não participa e aposenta		Não participa nem aposenta	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	.0864072***	.1049478***	-.0255846***	-.059073***
Idade quadrado	-.0005034***	-.0006435***	.00017**	.0004525***
Educação primária (ref)				
Educação média	-.0295032***	-.0038781	-.0262467**	-.0296451
Educação Superior	-.044276***	.0394299*	-.061488***	-.0999888***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	-.0069099	-.0008277	.0144683	-.0367597
Extenso	-.0281979	.0172646	.0364995**	-.0157889
Estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0091998	-.0131441	-.0600481***	.1169011***
Divorciado viúvo	.0128289	-.025268	-.0225421	.034083
Trajetória laboral 30 anos ou mais	-.1214565***	-.0749569***	-.1241031***	-.2146466***
Contribuiu < tempo mínimo (ref)				
Contribuiu tempo mínimo	.068381***	.0558689**	-.068381***	-.0558689**
Contribuiu > tempo mínimo	.0523475***	.0986894***	-.0523475***	-.0986894***
Participação programa social	.0139646	.0077468	-.0012281	.0127144
Casa própria	.0095701	.0245334	-.0332211**	.0156582
Doença crônica	.0364012***	.0177411	.0044045	.0127144
N	3,036	2813	3,036	2813

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Tabela 25 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Chile 2015

	Participa e não aposenta		Participa e aposenta	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	-.0996616***	-.0779493***	.038839***	.0320746***
Idade quadrado	.000576***	.0004141***	-.0002426***	-.0002231***
Educação primária (ref)				
Educação média	.0430407***	.0261674	.0127091	.0073558
Educação Superior	.0618253***	.0211114	.0439387**	.0394475***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	.0071426	.0272945	-.0147011	.0102929
Extenso	.0268071	-.0080133	-.0351086**	.0065376
Estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0104999	-.0658491**	.0403484**	-.0379079***
Divorciado viúvo	-.0041909	.0084437	.013904	-.0172587
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.1750247	.2372854***	.0705348***	.0523182***
Contribuiu < tempo mínimo				
Contribuiu tempo mínimo	-.0761773*	-.0224612*	.0761773*	.0224612*
Contribuiu > tempo mínimo	-.0516492***	-.0445458***	.0516492***	.0445458***
Participação programa social	-.0167411	-.0178277	.0040046	-.0026336
Casa própria	-.0044054	-.0390587**	.0280564	-.0011329
Doença crônica	-.0452989***	-.0314537*	.0044932	-.0021484
N	3,036	2,813	3,036	2,813

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

No caso de Uruguai, o padrão etário dos perfis de participação e aposentadoria é semelhante ao observado no Chile. Para ambos os sexos, a probabilidade de estar ativo e não aposentado diminui progressivamente com o aumento da idade , enquanto a probabilidade de estar aposentado e inativo aumenta em ritmo decrescente (como se ilustra no gráfico 13). Esse último ponto está na linha das conclusões de (A. Forteza & Sanroman, 2013), que argumentam que a idade aumenta a desutilidade de permanecer na força laboral, e existe baixa resposta aos incentivos à participação. Nessa linha, (Caristo, 2015) estima que, para um trabalhador elegível baixo a regra posterior a 2009 para aposentadoria por idade avançada (com 25 anos de contribuição, que representa 18% dos trabalhadores (Lavalleja et al., 2018)), não há incentivos para adiar o benefício, porque o aumento nos retornos não compensa a perda pelo menor tempo recebendo a prestação. Para ambos os sexos, torna-se mais provável combinar aposentadoria e participação, embora a taxa decrescente, ao aumentar a idade (ver a linha sólida azul-claro do gráfico 13). Para os homens, esse padrão resulta limitado à faixa etária 60-65, entanto entre as mulheres, estende-se entre os 60 e os 70 anos. A esse respeito, lembra-se que a legislação restringe as circunstâncias nas quais é possível combinar a aposentadoria e atividade, motivo pelo qual este perfil se associa a condições de autoemprego ou dependência informal. A probabilidade do perfil vulnerável tem uma variação significativa com a idade apenas entre as mulheres uruguaias (mais frequente entre o intervalo etário entre 55 e 70, e posteriormente decresce), mas não assim entre os homens (tabela 26). Este padrão se associa com população que não tem condições de permanecer no mercado laboral, mas não cumprem as condições para aposentadoria contributiva, e apenas passa a ter acesso a uma fonte de renda após os 70 anos, quando se torna elegível para benefícios por idade avançada ou pensões não contributivas. Este achado está alinhado às conclusões de outros autores como (Bucheli, 2006)(Caristo, 2015)(Melo et al., 2019), que, ao analisarem as histórias contributivas dos trabalhadores uruguaios, evidenciaram que, indivíduos com menor densidade de contribuições geralmente acessam benefícios por idade avançada [67]. Essa situação é predominante entre as mulheres, que enfrentam maior risco de atingir os 65 anos sem condições de aposentadoria. Contudo, tal risco tem sido mitigado desde a reforma de 2008 [68]. Para ambos os sexos, quanto maior o tempo de contribuição, mais provável se tornar aposentado e inativo. Contudo, observa-se um impacto mais intenso entre as mulheres, independentemente dos anos de contribuição. Maior densidade contributiva também aumenta a probabilidade de aposentar e participar, mais intensamente entre aqueles trabalhadores cuja contribuição é superior ao tempo mínimo exigido.

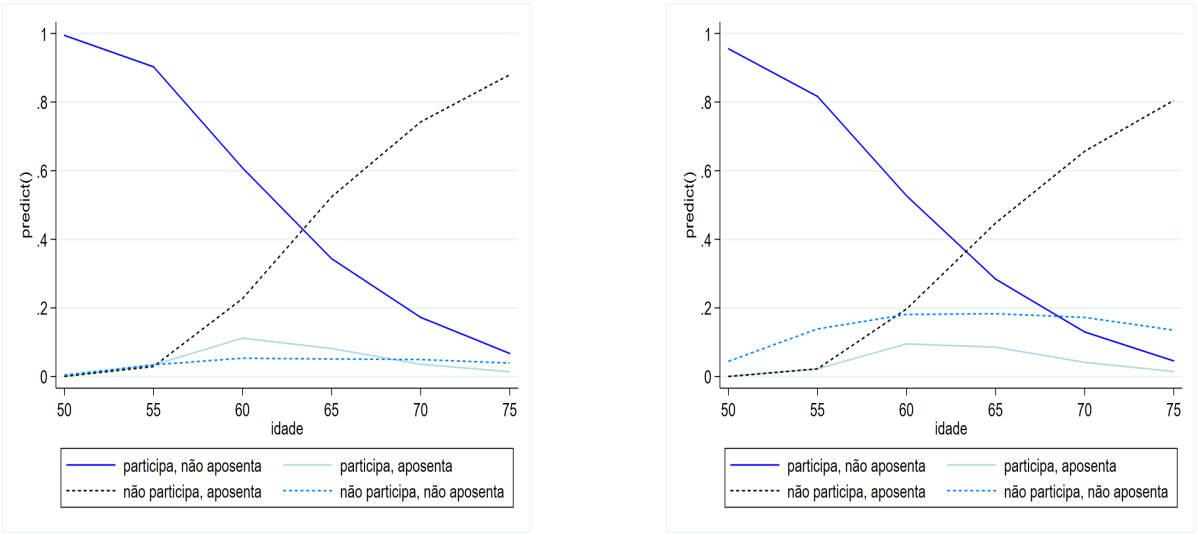
O histórico laboral impacta em sentidos diferentes as decisões de participação e aposentadoria segundo sexo. Entre os homens, um vínculo mais extenso com o mercado laboral reduz a probabilidade de participar sem aposentar, enquanto para as mulheres esta aumenta. Esta diferença reflete a brecha na alocação da força laboral nos mercados formal e informal, analisada no capítulo 5. A combinação de atividade e aposentadoria também cresce com a trajetória laboral, sendo maior para mulheres do que para homens. Além disso, um vínculo extenso com o mercado de trabalho reduz a probabilidade do perfil vulnerável, e esse efeito é maior para

[67] Que exige entre 65 e 70 anos de idade, e 25 a 15 anos de contribuição (Forteza et al., 2011)

[68] A reforma reduziu os anos de contribuição exigidos para aposentadoria normal e por idade avançada, além de criar um benefício não contributivo para idosos em situação de carência, acessível a partir dos 65 anos

mulheres do que para homens.

Gráfico 13 – Probabilidades preditas de inatividade sem aposentadoria, inatividade na aposentadoria, atividade sem aposentar e atividade na aposentadoria para idades selecionadas, Uruguai 2013



Homens Mulheres

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

A probabilidade de aposentar e sair da força de trabalho entre homens idosos se reduz quanto maior o nível educacional. Entre as mulheres, o nível de ensino não afeta essa probabilidade. Em sentido contrário, a educação está positivamente relacionada à participação sem aposentadoria. Contudo, o efeito é evidenciado para qualquer nível educacional entre os homens, no entanto, para as mulheres apenas se observa efeito da educação superior. Embora muitos trabalhadores menos escolarizados no Uruguai estejam afiliados apenas ao pilar básico de benefício definido [69], entre os mais escolarizados prevalece o efeito de substituição, incentivado pelos incentivos à atividade do pilar de contribuição definida. O perfil que combina participação e aposentadoria é mais provável entre idosos de ambos os sexos com nível educacional superior. Esse grau de escolaridade também protege do perfil vulnerável, efeito mais pronunciado entre as mulheres.

As variáveis familiares se associam com diferenças nas probabilidades conjuntas. Essas variáveis não influenciam significativamente a probabilidade de aposentadoria sem participação dos homens. Observa-se que, entre as mulheres casadas, há uma probabilidade maior de se

69 Trabalhadores com menor escolaridade podem responder exclusivamente aos incentivos de um sistema de benefício definido, caso seus salários não os obriguem a participar do pilar de contribuição definida (Melo et al., 2019). Em contraste, trabalhadores com educação superior podem responder a uma estrutura de incentivos de benefício definido (caso permaneçam em regimes especiais, como os de profissionais universitários, militares, bancários ou notários), ou a estrutura mista do regime geral, de benefício definido do pilar básico, e de contribuição definida no segundo pilar obrigatório. Esta última atuarialmente neutra, favorece o adiamento (O. S. Mitchell, 1996)

aposentar e deixar a vida ativa, e uma redução na probabilidade de participar sem aposentar, em comparação com as solteiras. Os homens casados e divorciados são menos propensos ao perfil vulnerável, e têm maior probabilidade de aposentar e permanecer ativos. Entre as mulheres casadas, combinar salário e aposentadoria não evidencia diferenças significativas segundo o estado civil da mulher. Os idosos de ambos os sexos que moram em domicílios extensos têm maior probabilidade de estar no perfil vulnerável, dependentes de transferências de outros integrantes do domicílio.

Nossa conclusão do capítulo 6 em relação ao efeito renda que a propriedade da moradia exerce sobre a participação, torna-se mais explícita ao explorar as diferenças entre os perfis. Observa-se que para ambos os sexos, a propriedade se associa com uma redução da probabilidade de permanecer ativo sem aposentar, e uma maior probabilidade de receber benefícios e deixar a força laboral. Uma questão a explorar a esse respeito é que —na medida em que o sistema uruguaio é misto —o componente redistributivo do pilar de benefício definido pode desincentivar a contribuição à previdência como mecanismo de acumulação de capital para as pessoas com maior renda (Melo et al., 2019), frente a outras formas como pode ser o investimento em moradia.

Independentemente do sexo, doenças crônicas reduzem a probabilidade de não aposentar e permanecer em atividade. Entre os homens que padecem de doenças crônicas, essa redução na probabilidade se associa a duas dinâmicas: uma maior probabilidade de aposentar e se tornar inativo, o que é o esperado de acordo com as teorias que relacionam saúde e participação (Sammartino, 1987). Por outro lado, também se observa um aumento da probabilidade de experimentar um perfil vulnerável. Estas duas dinâmicas podem refletir uma estratificação associada com a dualidade do pilar contributivo no sistema misto. Os setores de menor renda —que não estão obrigados a participar do componente de contribuição definida —experimentam uma penalidade alta sobre os riscos de trajetórias contributivas curtas (por exemplo, as associadas a problemas de saúde), resultado do mínimo contributivo imposto no pilar de benefício definido (A. Forteza & Ourens, 2009)(Á. Forteza & Rossi, 2012). Pelo contrário, os setores de maior renda têm maior flexibilidade para receber fundos do pilar de contribuição definida em caso de choque de saúde, mesmo que sem atingir a densidade contributiva exigida pelo pilar básico. Este efeito do sistema de previdência de contribuição definida na aposentadoria em caso de choque de saúde foi reportado por (Sale, 2016) no caso de Chile. Salienta-se que, como a cobertura de previdência não contributiva é universal a partir dos 70 anos, o risco de saúde sobre o perfil vulnerável está concentrado no intervalo etário entre 50 e 70 anos. A proteção nessa idade associada à incapacidade de trabalhar requer entre 2 e 10 anos de contribuição, pelo qual pessoas que não cumpram este critério, dependerão da cobertura por incapacidade não contributiva (Tenenbaum & Sánchez, 2020).

Tabela 26 – Efeitos marginais sobre os perfis sem participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Uruguai 2013

	não participa e aposenta		não participa nem aposenta	
	homem	mulher	homem	mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	.0742081***	.0957977***	-.0109343	-.0514603***
idade quadrado	-.0003775***	-.0005355***	.0000992*	.0004007***
Educação primária (ref)				
Educação média	-.0381446***	-.0184342	.0034617	.000635
Educação Superior	-.073888***	-.0259116	-.029873***	-.0681809***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	-.0012214	-.0061401	.0142249	.0104745
Extenso	.0032892	-.0238609*	.0294969**	.0312983*
estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0154452	.0359686**	-.0682134***	-.0017106
Divorciado viúvo	.0298897	-.0081426	-.0435584**	-.0244471
Trajetória laboral 30 anos ou mais	-.0492492**	.0410808***	-.0440419***	-.1548529***
Contribuiu <tempo mínimo				
Contribuiu tempo mínimo	.0642742***	.1595827***	-.0642742***	-.1595827***
Contribuiu >tempo mínimo	.0850287***	.1716609***	-.0850287***	-.1716609***
Participação programa social	-.0159367	-.0122845	.0002494	.0501395**
Casa própria	.033424**	.0415695***	.0029566	-.0024392
Doença crônica	.0288796**	.0121109	.0351762***	.0171771
N	3,286	4,386	3,286	4,386

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

Tabela 27 – Efeitos marginais sobre os perfis de participação da população acima de 50 anos segundo sexo, Uruguai 2013

	participa e não aposenta		participa e aposenta	
	homem	mulher	homem	mulher
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Idade	-.0814833***	-.0628304***	.0182095**	.0184929***
idade quadrado	.0004151***	.0002792***	-.0001369**	-.0001445***
Educação primária (ref)				
Educação média	.0412107***	.0178314	-.0065278	-.0000323
Educação Superior	.0753182***	.0659036***	.0284428**	.028189***
Domicílio unipessoal (ref)				
Nuclear	.0034714	-.0003447	-.0164749	-.0039897
Extenso	-.0026664	.0037934	-.0301197**	-.0112308*
estado civil solteiro (ref)				
Casado/unido	.0006875	-.0347888*	.0520808***	.0005309
Divorciado viúvo	-.0153849	.0238746	.0290537**	.0087152
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.0533463**	.0575691***	.0399447**	.056203***
Contribuiu <tempo mínimo				
Contribuiu tempo mínimo	-.0505554***	-.0546883***	.0505554***	.0546883***
Contribuiu >tempo mínimo	-.0806374**	-.06196***	.0806374***	.06196***
Participação programa social	.0174692	-.0196548	-.0017819	-.0182001**
Casa própria	-.0365885**	-.0399238***	.0002079	.0007935
Doença crônica	-.0311489**	-.0230163**	-.0329069***	-.0062717
N	3,286	4,386	3,286	4,386

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social 2017

7.4 Síntese

Estudar as probabilidades conjuntas de aposentar e participar da força laboral fornece insumos para orientar políticas laborais e previdenciárias destinadas às pessoas de idade avançada. Os efeitos marginais do modelo biprobit permite fazer algumas conclusões gerais, válidas para os três países, identificando como as características individuais e dos domicílios interagem com os incentivos previdenciários, para moldar perfis protegidos (recebem benefícios de aposentadoria), ativos (participam do mercado de trabalho), ou vulneráveis (sem acesso à aposentadoria nem renda salarial).

Permanecer ativo sem se aposentar é a situação mais provável entre os homens acima dos 50 anos nos três países. Entre as mulheres, isso acontece no Chile e Uruguai, mas não no Paraguai (onde o perfil vulnerável é igualmente provável). Além dos 70 anos, ésta condição é a menos provável entre os idosos no Uruguai e no Chile, pois a maioria se encontra inativa e aposentada. Ainda assim, a probabilidade de um homem permanecer ativo e sem aposentadoria varia entre 0.05 no primeiro país, e 0.08 no segundo). Entre as mulheres, a probabilidade é de 0.05 em ambos os países. Destaca-se que a probabilidade de alcançar as idades acima de 50 anos sem atividade laboral e sem aposentar contributivamente oscila entre 0.08 e 0.20 entre os homens, e entre 0.12 e 0.47 entre as mulheres. O peso desse perfil é relevante tanto para as políticas laborais, quanto para o pilar não contributivo.

Apesar da alta participação laboral dos idosos, e dos problemas de cobertura dos pilares contributivos da previdência, América Latina não tem implementado políticas de mercado de trabalho e reformas previdenciárias para incentivar transições para a aposentadoria que contemplem a atividade, uma vez que estas têm se concentrado na formalização do mercado laboral, e à expansão da cobertura previdenciária não contributiva (CEPAL & OIT, 2018). Isso se reflete na combinação entre aposentadoria e participação laboral. No caso do Paraguai essa opção é minoritária. Os aposentados não têm incentivos para participar, ou aposentam em idades nas quais não possuem condições físicas ou de empregabilidade para continuar ativos. Nos casos chileno e uruguaio, as probabilidades de combinação de aposentadoria e atividade dos idosos acima dos 50 anos são semelhantes, apesar das diferenças normativas (permitida no Chile, proibida no Uruguai com exceções). Isso sugere uma tendência mais ligada às necessidades e preferências das pessoas, que aos incentivos introduzidos pelas políticas. Contudo, em idades avançadas, observa-se que no Chile, a probabilidade permanece em níveis altos (0.13 e 0.05, homens e mulheres respectivamente), entanto no Uruguai essa probabilidade decresce.

Em relação às características associadas a cada perfil, nossas hipóteses supõem que pilares contributivos de benefício definido criam um maior incentivo para sincronizar aposentadoria e inatividade (o que favorece o perfil protegido inativo), que os pilares de contribuição definida. Nesses últimos, o adiamento dos benefícios aumenta o valor acumulado, o que espera-se incentive perfis ativos. Também propomos que o risco de benefícios insuficientes é maior pela privatização dos riscos de longevidade, o que se associa à participação até idades avançadas. Nossos achados mostram que nos três países, homens e mulheres diminuem a probabilidade de permanecer ativo e não aposentado conforme avança a idade, e quanto maior o nível de contribuição.

Esta progressão etária é consistente com o efeito renda associado à aposentadoria. Destaca-se que a probabilidade feminina de não participar e aposentar cresce mais intensamente com a idade do que entre os homens, com exceção do Paraguai. O tempo de contribuição aumenta a probabilidade de sair da força laboral e aposentar (e reduz a chance de não se aposentar e participar). Também observa-se que, em todos os países e para ambos os sexos, a duração do vínculo com o mercado laboral se relaciona positivamente com a continuidade na vida ativa, e esse efeito é mais intenso entre as mulheres do que entre os homens. O efeito permanece significativo mesmo após controlar a contribuição ao sistema de previdência (com a única exceção dos homens chilenos). Não podemos concluir sobre o mercado em que é alocada essa participação, mas tendemos a esperar —segundo os antecedentes —que será predominantemente informal (Van Gameren, 2008). Previamente argumentamos que a formalização é uma linha de aproveitamento do bônus de longevidade. No entanto, é possível especular que uma maior formalidade poderia reduzir a duração da vida ativa total, se a propensão de contribuição apenas pelo tempo mínimo necessário para qualificar ao benefício permanecesse como padrão predominante sobre as decisões de participação e aposentadoria. Como indicam nossos resultados, maior tempo de contribuição aumenta as chances de não participar e aposentar, diminui as chances de permanecer ativo e adiar o benefício, mas também aumenta as chances de permanecer ativo enquanto aposentado. Portanto, as políticas orientadas à formalização podem favorecer ou obstaculizar a extensão da vida ativa.

Em países nos quais os sistemas de previdência incluem pilares de contribuição definida —como Chile e Uruguai —o efeito da educação sobre a probabilidade de participar sem se aposentar entre os homens idosos é positivo, enquanto o impacto sobre o perfil que combina aposentadoria e inatividade é negativo. O componente de contribuição definida favorece o adiamento da aposentadoria das pessoas mais educadas (pela longevidade, a neutralidade atuarial desses modelos, e a menor exposição a restrições de liquidez), pois prevalece o efeito substituição no consumo de lazer. No Paraguai, onde o sistema previdenciário é de benefício definido, predomina o efeito renda, de forma que um maior nível educacional reduz as chances dos homens continuarem ativos sem se aposentar (e aumenta a probabilidade de aposentar sem participar). Contudo, esta relação não é linear entre as mulheres. O nível educacional feminino no Paraguai e no Chile não afeta significativamente a chance de participar sem se aposentar, mas aumenta a probabilidade de aposentadoria e inatividade, o que indica que o padrão de gênero pode limitar o impacto dos incentivos da previdência sobre a vida ativa para aquelas mulheres com maiores oportunidades de se beneficiar pelo efeito renda. No entanto, no Uruguai, apenas as mulheres com formação superior têm uma maior probabilidade de permanecerem ativas sem se aposentar. Em contraste, a educação tem um impacto protetor sobre os riscos das mulheres carecerem de uma fonte de renda própria. Este ponto é relevante, pois implica que, em uma região na qual a universalização do ensino secundário continua distante, esse nível educacional não assegura um aproveitamento do bônus de gênero em termos de sustentabilidade dos sistemas de previdência. Além disso, as mulheres altamente escolarizadas têm maior capacidade de prolongar a vida ativa, recorrendo à terceirização de cuidados ou ao uso de tecnologia (Bianchi et al., 2000). Por outra parte, são exigidas de maior nível de escolaridade que um homem para igual salário, e

experimentam maior discriminação etária em comparação aos homens (Neumark et al., 2019) (Harper et al., 2006), o que pode incentivar o efeito renda da aposentadoria. Por outra parte, se a educação reduz o risco de vulnerabilidade favorecendo a extensão da vida ativa feminina por meio da inserção no mercado não protegido, então o bônus de gênero será aproveitado distintamente pelo mercado de trabalho e pelos pilares previdenciários contributivos. Em resumo, o bônus de capital humano favorece a permanência da população idosa na vida ativa, porém, os incentivos atuariais podem dar preponderância a efeitos substituição ou renda, em particular entre aqueles idosos com níveis educacionais mais altos (Van Gameren, 2008). Além disso, esses efeitos também diferem em função da pauta de gênero, pois mulheres mais escolarizadas podem responder em maior medida ao efeito renda do que os homens mais educados. Se essa última hipótese estiver correta, a neutralidade atuarial não seria um incentivo suficiente para prolongar as trajetórias de atividade das mulheres, ainda entre as de maior instrução.

Os perfis ativo e não aposentado, e inativo e aposentado são afetados pela relação entre o regime previdenciário, as características de estado civil e composição de domicílio. Entre os homens casados, apenas se observam evidencias de efeito renda no caso de Uruguai, onde a redução da vida ativa sem aposentar se associa ao aumento da aposentadoria em inatividade. Não é possível afirmar a existência de coordenação de tempo de lazer entre casais (como concluem (Queiroz & Souza, 2017), no caso de Brasil), mas é uma linha de pesquisa que necessita desenvolvimento. No Chile e no Paraguai, observa-se uma predominância do efeito substituição, de forma que homens casados apresentam maior propensão a participar na força laboral. Nos três países, predomina o efeito renda entre as mulheres casadas, o que implica que a elegibilidade aumenta sua probabilidade de aposentar e se tornar inativas. No caso chileno, esse efeito das mulheres casadas contrasta com a participação das solteiras, as quais em resposta à insuficiência dos benefícios de previdência permanecem ativas até idades avançadas (Gómez-Rubio et al., 2016).

A propriedade da moradia exerce um efeito renda sobre as decisões de participação e aposentadoria entre os idosos de ambos os sexos, tanto no sistema de contribuição definida, quanto no sistema misto. Esse achado questiona a validade de nossa hipótese sobre a influência do sistema previdenciário na extensão da vida ativa, e insere um elemento relevante na discussão sobre o impacto dos incentivos atuariais. Os idosos com maior acumulação de capital possuem alternativas igual o mais rentáveis que a contribuição à previdência para garantir renda nas idades avançadas, em especial uma vez alcançada a elegibilidade para aposentar (Gill et al., 2004)(Gallardo del Angel, 2009). A propriedade da moradia se incorpora como estratégia de acumulação de capital porque tem valor de uso, valor como investimento e satisfaz o que na, literatura sobre *claiming behaviour*, é identificado como *motivos de legado*, ou seja, o desejo de transmitir o capital à próxima geração e com menor risco de taxa de juro (Butrica & Karamcheva, 2018) (Bairoliya & McKiernan, 2021). Se as pessoas com maior capital, que —em tese, teriam maior incentivo para permanecer ativas devido à compensação atuarial —utilizam outras formas de garantir uma renda fixa [70], a extensão da vida ativa além das idades de elegibilidade pode se

[70] Lembra-se que uma das características dos pilares de contribuição definida é o deslocamento de riscos de taxa de juro do sistema às pessoas, e essa incerteza se associa com a atividade além da elegibilidade como

tornar pouco sensível aos incentivos atuariais para aqueles que atribuem alto valor ao tempo de lazer. Além disso, esta dimensão é de relevância para a política previdenciária, na medida que os sistemas multipilares preveem componentes de contribuição voluntária, que representa proteção adicional. Contudo, como os fundos de aposentadoria são ilíquidos [71], e nem sempre existem opções de receber pagamentos únicos (*slum sums*) (Gill et al., 2004), este componente voluntário pode ser evitado por aqueles trabalhadores cuja intenção seja não adiar o benefício além da idade elegível.

A condição de saúde reduz as probabilidades masculinas de permanecer ativo sem aposentar por benefícios programados nos três países. Uma fração dessa redução se associa com a substituição de renda salarial por aposentadoria entre pessoas elegíveis no Chile e no Uruguai. No caso de Chile, isso é consistente com o reportado por (Sale, 2016), que conclui que o estabelecimento de pilares previdenciários de contribuição definida aumenta as chances de aposentar na existência de choques de saúde, devido a menores restrições impostas pelo tempo de contribuição. Entre as mulheres se observa também uma redução na probabilidade de permanecer ativas sem aposentar, mas não se evidencia um aumento da probabilidade de aposentar e se tornar inativas.

Nossa hipótese sobre o perfil que combina a participação e aposentadoria argumenta que nos pilares de contribuição definida, onde o adiamento dos benefícios aumenta o valor acumulado, esses perfis ativos são incentivados. Além disso, o risco de renda insuficiente se associa à participação até idades avançadas. De acordo com nossos resultados, este perfil é pouco diferenciado por sexo (as principais diferenças se associam às variáveis familiares). Não é possível circunscrever este perfil à renda inadequada, dado que, nos três países, a probabilidade aumenta quanto maior a trajetória laboral e o nível educacional. Combinar participação e aposentadoria é uma tendência das pessoas com ensino superior (com excepção de Paraguai). Estes rasgos sugerem a presença de um segmento deste perfil para quem a motivação para trabalhar em idades avançadas é uma questão de preferência. Na medida que os países avancem na transição educacional, estratégias que procurem prolongar a vida ativa podem ser efetivas se são direcionadas a essa população (Madero-Cabib & Kaeser, 2016)(Barrientos, 2011). O padrão etário deste perfil aumenta com a idade, mas a taxa decrescente. Isso é coerente com a literatura, que sugere que as pessoas que aposentam em idades jovens são as mais propensas a permanecer, ou retornar à força de trabalho (Fawaz, sd) (Giandrea et al., 2010) (Maestas, 2010).

A probabilidade que um idoso esteja no perfil vulnerável decresce de forma mais intensa conforme avança a idade no Chile e no Uruguai. Esta relação também foi evidenciada por (Camarano et al., 2019) entre os homens entre 50 e 64 anos em Brasil. No caso do Paraguai, a idade não tem relevância, pois, como foi analisado no capítulo 5, o tempo na vida ativa está pouco influenciado pela idade mínima de aposentadoria contributiva, e os programas não contributivos não têm caráter universal. Nos três países, este perfil se associa negativamente

estratégia de proteção contra esse risco. Fontes de capital com retorno estável podem ser usadas para evitar essa participação nas idades avançadas

[71] Em Chile, os recursos da aposentadoria apresentam maior liquidez, podem ser acessados em qualquer idade, mas com penalidades (Burtless & Moffitt, 1985) (Gill et al., 2004)

ao tempo de contribuição, porém, no Uruguai e no Paraguai (para homens), o efeito é mais intenso nas contribuições acima do mínimo, o que indica o impacto do critério de elegibilidade. O vínculo de 30 anos ou mais no mercado de trabalho oferece proteção contra o risco de cair em uma situação de insuficiência de renda nos tres países. Essa redução é mais intensa no Chile, o que está na linha que o risco de não qualificar é menor, e que os idosos vulneráveis constituem um perfil mais homogêneo. Esse efeito é mais pronunciado entre as mulheres. Também se observa um efeito protetor associado ao ensino superior, enquanto o ensino médio apenas reduz a chance no caso do Chile, o que va na linha da ideia da maior homogeneidade do perfil, porque o risco de não qualificar é menor sob este tipo de sistema. Contudo, entre as mulheres não se cumpre, porque o efeito protetor também se estende à escolaridade do nível médio. Coerentemente com a hipótese, identifica-se neste perfil um padrão de gênero segundo o qual —nos três países —homens casados têm menos chances de não participar nem aposentar que homens solteiros, enquanto o oposto ocorre entre as mulheres. Isso reflete uma dependência de arranjos familiares como estratégia de proteção ante os riscos da velhice. Esta relação é coerente com a bibliografia que indica que, entre os setores sociais mais pobres e com menor capacidade de diferir consumo, a probabilidade de contribuir à previdência durante a vida laboral diminui, porque existem estratégias mais racionais baseadas em transferências intergeracionais (Aguila et al., 2010) (Millán-León, 2010)(Bertranou, 2001a). No Paraguai, essa forma de proteção é significativa apenas entre as mulheres. No Chile, a probabilidade aumenta entre os homens, não assim entre as mulheres. No caso de Uruguai, a o vínculo se observa para idosos de ambos os sexos. Em relação ao impacto das condições de saúde, nossos resultados também indicam que, no Paraguai e no Uruguai, homens que experimentam doenças crônicas enfrentam uma redução da probabilidade de permanecer ativo sem aposentar, e maior risco de acabarem em situação de carência de renda [72]. Este risco dos pilares de benefício definido se explica porque o tempo mínimo de contribuição —que se impõe para diminuir o risco de *moral hazard* —pode incrementar riscos ante choques de saúde (A. Forteza & Ourens, 2009)(Rossi, 2018). Não obstante, esta interpretação deve ser relativizada, pois é possível que uma fração desses idosos tenham acesso a benefícios por incapacidade não programados, ou não contributivos. A modo de resumo, o perfil vulnerável parece ser menos heterogêneo em sistemas de contribuição definida, mas apenas entre os homens.

Os desfechos deste capítulo suscitam algumas discussões sobre a extensão da vida ativa.

Um primeiro elemento na linha da discussão sobre o potencial de ampliação da vida ativa iniciada no capítulo 5 é o rol do capital humano. A literatura indica que a participação em idades avançadas está fortemente condicionada pela escolaridade (Fernandes & Queiroz, 2022)(Bertranou, 2001a)(Amarante et al., 2021). Nossos achados em relação aos determinantes dos perfis ativos sugerem que há limitações na extensão da vida produtiva decorrentes da baixa escolaridade. Os países da região latino-americana exibem níveis de educação inferiores ao observado nos países desenvolvidos. Ainda que seja previsível a expansão educacional, caso se limite ao ensino básico, será insuficiente para mitigar o envelhecimento da estrutura etária

[72] Esta relação deve ser interpretada com cuidado, devido que ambos os indicadores respondem a igual período, e o vínculo causal entre ambos pode assumir dois sentidos: a condição de saúde pode afetar a participação, em sentido contrário, a atividade influencia a saúde, através dos salários, e dos investimentos em atenção e prevenção (Deschryvere, 2005)(Pinzon Fonseca, 2011)(Van Gameren, 2008).

da população ativa (Fernandes & Queiroz, 2022). Concluímos nessa linha de argumentação, pois o ensino secundário não garante um perfil protegido pela inserção no mercado laboral ou pela previdência, e apenas a educação superior posiciona às pessoas fora do risco do perfil vulnerável. Contudo, as economias latino-americanas apresentam estruturas produtivas cuja inserção internacional permanece ligada às matérias primas, e com menor intensidade em capital humano. Nesse contexto, as mudanças educacionais podem representar um desajuste entre qualificações das pessoas e necessidades do mercado de trabalho, que não favoreceria a ampliação da vida ativa (Bloom & Canning, 2003)(Pleau & Shauman, 2013). Outra conclusão é que os sistemas de previdência podem prejudicar o potencial do capital humano como um fator na extensão da vida ativa por meio do aumento da produtividade, ao intensificar o efeito renda entre as pessoas mais educadas. Em síntese, um crescimento educativo limitado a educação básica, e instituições que não favorecem longas vidas ativas, podem subutilizar os dividendos de capital humano e de longevidade.

Nossos resultados evidenciam que, na América Latina, os idosos têm alta probabilidade de transitar da atividade sem aposentadoria, para a aposentadoria sem participação. Essa transição ocorre mesmo em idades jovens. Nossa reflexão neste ponto é que uma medida diante do envelhecimento populacional —frequentemente justificada pela extensão da esperança de vida —como o aumento da idade de aposentadoria, pode obrigar à permanência involuntária na população ativa de pessoas sem condições de saúde ou empregabilidade suficientes, ou que possuem outras responsabilidades de cuidado (ECLAC & ILO, 2018) (Madero-Cabib & Kaeser, 2016). Como foi discutido no capítulo 5, a esperança de vida ativa na região é alta, em comparação com outras regiões do mundo, embora com superiores níveis de mortalidade. Além disso, uma parcela significativa da vida ativa se orienta ao mercado informal, e essa tendência cresce com a idade. Contemplando esses elementos, soluções apenas centradas na idade de aposentadoria pode redundar em maiores riscos de pobreza na velhice, maiores probabilidades das pessoas caírem em perfis vulneríveis —como achado no estudo de (MacInnis, 2010) —assim como na necessidade de expansão dos pilares contributivos (aposentadoria por invalidez, ou benefícios por desemprego), ou os não contributivos (Staubli & Zweimüller, 2012).

Argumenta-se que há um trade-off entre aumentar a idade de aposentadoria e outras opções de aposentadoria gradual que mudem a participação na margem intensiva (isso é , as horas trabalhadas) (Pleau & Shauman, 2013). Na literatura, a evidência indica que —no nível agregado —o primeiro tipo de políticas eleva a taxa de participação da força laboral (Boissonneault et al., 2020), enquanto o segundo tipo contribui para a extensão da atividade apenas em nível individual, pelo qual tem impacto limitado sobre a sustentabilidade do sistema (Elsayed et al., 2018)(Börsch-Supan et al., 2018)(Albanese et al., 2019). Três dimensões desse trade-off que opõe sustentabilidade e equidade podem ser indicados: saúde, informalidade e emprego autônomo.

Em relação à dimensão da saúde, a experiência dos países desenvolvidos indica que, parte dos ganhos em participação ao incrementar a idade de aposentadoria se explicam pela adição de anos de vida ativa com doenças crônicas ou limitações (Pilipiec et al., 2021)(Boissonneault et

al., 2020).(Boissonneault & Rios, 2021)(Wind et al., 2019)(Shiri et al., 2021). Em contraste, esta medida também aumenta a saída da força laboral através de subsídio por incapacidade (Staubli & Zweimüller, 2012)(Tatsiramos & Van Ours, 2014)(Ollikainen & Kyyrä, 2006). O impacto da morbidade sobre a participação dos idosos é uma linha de investigação necessária para informar às políticas. Estudos em países desenvolvidos advertem uma expansão das disparidades de saúde entre estratos sociais (em particular entre gerações mais jovens (Leinonen et al., 2015)), que permite especular que na região, a distribuição dos anos de vida com problemas de saúde é ainda mais desigual segundo gênero, classe social, e território. As barreiras de morbidade na expansão da vida ativa possivelmente sejam maiores entre indivíduos com condições de trabalho mais árduas, e menor capacidade do entorno laboral de se adaptar às pessoas com doenças e limitações. Nossos resultados não possibilitam estabelecer relação causal entre participação e condição de saúde; no entanto, sugerem que as doenças crônicas são um fator que limita a permanência na força laboral sem aposentar (principalmente dos homens), e se associam com um maior risco de estar no perfil vulnerável. As probabilidades de participar e aposentar não têm uma relação significativa em nenhum caso, o que sugere que as pessoas com doenças crônicas ajustam a participação na margem extensiva (permanecer ou não ativo), e não na margem intensiva do número de horas destinadas ao mercado laboral. Essa tendência é a que se observa entre os idosos nos países europeus (Vandenberghe, 2021). Contudo, não podemos identificar ajustes em ambas margens pela mudança no mercado em que o emprego é alocado (Van Gameren, 2008). Estes resultados permitem especular que elevar a idade de aposentadoria pode aumentar os riscos de participar sem aposentar (e da migração do mercado formal para o informal, como estratégia para adequar as condições de trabalho às necessidades de saúde), e de não participar nem aposentar contributivamente, dependendo logo do pilar não contributivo. Para pessoas com menor longevidade e condição de saúde mais frágil, aumentar a idade de aposentadoria acrescenta o risco de mortalidade sem receber uma prestação (Ghilarducci & Webb, 2018), e isso pode funcionar como desestímulo à formalização. Além disso, sob pilares de benefício definido, pode haver redistribuições de pessoas com maior risco de mortalidade para aquelas com menor risco (Lee & Sanchez-Romero, 2019)[73].

Em relação ao segundo ponto, durante o capítulo descritivo foi discutida a dinâmica da participação formal-informal, mostrando que, em geral os anos de vida ativa não protegida aumentam a partir da idade de aposentadoria (com a exceção dos homens paraguaios). A expansão da vida ativa nesse contexto exige a mudança da dinâmica etária da informalidade. Uma proposta de política é o subsídio estatal das contribuições dos trabalhadores com maior risco de cair na informalidade, por exemplo, jovens, ou trabalhadores de renda baixa (Holzmann et al., 2019)(Gontero & Weller, 2017). Contudo, a dinâmica competitiva do mercado não protegido pode limitar a abrangência aos setores mais vulneráveis, se o incentivo à formalidade aumenta a demanda nesse mercado, e impulsiona o salário informal (Otero, 2011). Além disso, é necessário que esses incentivos contemplem os setores de contribuição voluntária, geralmente compostos por trabalhadores com baixos salários ou rendimentos sazonais. Este setor pode ser

[73] Por desenho, os pilares contributivos na região latino-americana tendam a ser progressivos, embora na prática promovem redistribuições regressivas (Forteza & Guzmán, 2012). No que se refere à mortalidade, é difícil estimá-la devido à ausência de informação desagregada por estrato social.

mais afetado pela elasticidade do salário informal, e com frequência experimenta restrições de liquidez para assumir as contribuições, mesmo que subsidiadas (Kritzer et al., 2011)(Bosch et al., 2019)(Barrientos & Firinguetti, 1995a). Nos países desenvolvidos, estudos sugerem que o adiamento da aposentadoria pode não ser atrativo, caso os benefícios sejam estruturados como uma anuidade, dado que pessoas com restrições de liquidez podem ter preferência por uma compensação de pagamento único [74]. Nesse sentido, vários estudos concluem que essa possibilidade contribui para o adiamento da aposentadoria (Maurer et al., 2017) (Chai et al., 2013). Dos países analisados, apenas Chile permite o saque dos benefícios prévio à aposentadoria, e em outras formas além do pago mensal (Antolín et al., 2008).

Em terceiro lugar, o emprego autônomo aparece como uma opção dentre outras de *bridge employment*, que implicam mudanças de empresa, de setor de atividade, ou categoria de emprego, de forma de diminuir a carga horária de trabalho, e prolongar a vida ativa (Alcover et al., 2014)(Van Solinge, 2014)(Hochguertel, 2010)(Beehr & Bennett, 2014)(Wahrendorf et al., 2017). Na América Latina, um cada dez idosos acima de 65 anos é trabalhador autônomo, com escassa diferença entre Uruguai, Paraguai e Chile (a percentagem em 2013 varia entre 10% e 13% (Gontero & Weller, 2017)), e a maioria dos trabalhadores de ambos os sexos que recebem aposentadoria e são ativos, são empregados autônomos, e trabalham menos horas semanais que aqueles ativos não aposentados (ECLAC & ILO, 2018). Contudo, formular políticas de aproveitamento da participação do grupo dos empregados autônomos é complexo, por se tratar de um grupo heterogêneo. Se identificam dois grandes perfis, aqueles de trabalhadores de baixo salário que permaneceriam ativos por necessidade (muitos dos quais, além de autônomos, são informais), e aqueles que adotam essa categoria laboral como uma fase mais flexível da vida ativa (Gontero & Weller, 2017). Assim, elevar a idade de aposentadoria sem oferecer a flexibilidade para regular as horas de trabalho pode significar um crescimento do trabalho autônomo, não necessariamente contributivo. Logo, será necessária a implementação conjunta com a regulamentação das contribuições obrigatórias desse grupo (atualmente, apenas no Paraguai estas são voluntárias). É possível pensar que, para os autônomos mais precários, o aumento da idade de aposentadoria e a obrigatoriedade da afiliação aos sistemas de contribuição pode dificultar o acesso. Para os autônomos que são profissionais ou empresários, aumentar a idade de aposentadoria nessas condições pode impor uma extensão da vida ativa menos flexível em relação às preferências, e incentivar outras formas de poupança não previdenciária, em detrimento por exemplo, dos pilares de contribuição voluntários.

A tensão entre sustentabilidade e equidade se reflete na discussão sobre o potencial de políticas orientadas a permitir a transição gradual à inatividade, como estratégia para mitigar externalidades negativas do aumento da idade mínima de aposentadoria. A literatura nos países desenvolvidos indica que sistemas de previdência impactam sobre a atividade dos idosos através de uma estrutura conforme a qual as pessoas transitam de uma participação de tempo completo a uma inatividade de tempo completo. Esse modelo de trajetória laboral não se ajusta a pessoas que têm preferências de deixar a força laboral gradualmente (Hochguertel, 2010)(Kantarci &

[74] A possibilidade de receber uma única soma representa uma tensão entre o incentivo à atividade, e a proteção ante o risco de longevidade, em especial em sistemas de contribuição definida

Van Soest, 2008).(Even & MacPherson, 2004)(Hochguertel, 2010)(Elsayed et al., 2018). Se o sistema é de benefício definido, além dos efeitos do ajuste atuarial sobre a participação, agrega-se o desincentivo de redução da carga horária, uma vez que esta impacta no salário final por causa da regra de cálculo. Dessa forma, há um custo para aqueles que desejam trabalhar menos horas. (Cahill et al., 2015)(Cahill et al., 2005). Para alguém que tem interesse em continuar na atividade —se não existe mudança no salário —a decisão racional é aposentar e trabalhar autonomamente. Se o modelo é de contribuição definida, a neutralidade atuarial contribui às trajetórias de saída gradual, caso a institucionalidade não imponha barreiras inconsistentes, como limites de renda (*earning test*), aposentadoria obrigatória, legislação que proíba a atividade dos aposentados, ou restrições a opções de desacumulação parcial (Baumann & Madero-Cabib, 2019). Contudo, como o benefício depende do valor das contribuições por hora de trabalho, a redução horária conduz a um valor de aposentadoria menor (Even & MacPherson, 2004)(Börsch-Supan et al., 2018)(Forman & Scahill, 2003)(Hutchens & Papps, 2008). Outra dimensão dessa tensão está associada às diferenças de gênero nas preferências de adiamento da aposentadoria. Estudos indicam que os homens tendem a adiar por meio da atividade de tempo completo, enquanto as mulheres preferem participar em tempo parcial (Grossman & nos, 2024). Em consequência, as barreiras dos sistemas previdenciários à aposentadoria gradual podem impactar o aproveitamento do potencial bônus de gênero. Como as mulheres têm maior propensão ao ajuste na margem intensiva, sistemas de previdência que impõem barreiras sobre a redução horária desincentivam mais fortemente a participação feminina.

Em relação a proteção das mulheres, os sistemas de previdência contributivos experimentam uma tensão entre equilibrar as iniquidades do mercado laboral na previdência, e favorecer a prolongação da vida ativa . Nos pilares de proteção contributiva, mecanismos que reduzem os riscos de pobreza —em particular, as pensões mínimas —têm um impacto negativo sobre a participação feminina. Outras questões paramétricas também impactam nesse sentido, como a diferença nas idades elegíveis para aposentar por sexo (James, 2012)(Arenas de Mesa & Gana, 2001)(Marco & CEPAL, 2004). Vários países da região mantêm diferenças na idade de aposentadoria entre homens e mulheres, como uma forma de compensação do trabalho doméstico desenvolvido por elas durante as idades jovens. Porém, este benefício acaba diminuindo o bem-estar das mulheres na velhice, pois elas têm menores salários durante a vida ativa, participam menos tempo e são mais longevas. A diferença por sexo na idade de aposentadoria também reproduz a desigualdade entre as mulheres, pois tende a beneficiar aquelas que experimentam a menor carga de trabalho doméstico, que são as que alcançam os requisitos da previdência contributiva (Amaral et al., 2019). As recomendações de política sugerem que equiparar as idades mínimas de aposentadoria entre homens e mulheres é positivo sobre a renda previdenciária feminina. Nossos resultados também sugerem um benefício potencial adicional, associado à extensão da vida ativa masculina. Nos três países analisados, os homens casados têm maior nível de atividade que os solteiros. Em função disso, dado que as decisões de participação das esposas exercem influência sobre suas escolhas (devido à complementaridade do tempo livre relação às cônjuges, e que as esposas tendem a ser mais jovens) equiparar as idades de aposentadoria pode favorecer, de forma indireta, que os homens permaneçam ativos (Cribb et al., 2013).)(Hurd,

1990)(Coile, 2003)(Schirle, 2008).

Os efeitos redistributivos da previdência também afetam a participação feminina através do estado civil. Os sistemas de benefícios definidos latino-americanos em geral, redistribuem em forma implícita em benefício das pessoas casadas, (James, 1997)(James, 2012). Os pilares de contribuição definida reformados restringiram os desincentivos à participação dos casados, dado que a forma de cobertura dos casais é por meio da compra de uma anuidade assegura à mulher redistribuindo o bem-estar previdenciário dos esposos. Em consequência, a propensão ao adiamento das pessoas solteiras não é afetada pelo estado civil, pois não existem redistribuições a outros grupos populacionais. Pelo contrário, para as pessoas casadas, adiar a aposentadoria tem maiores benefícios (em particular para as esposas, cuja longevidade é maior à dos esposos (Shoven & Slavov, 2014) (S. Shu & Payne, 2023)). Esta redução das formas de cobertura associadas ao matrimônio influenciaria a participação feminina e masculina. [75] Porém, reduzir as distorções da previdência sobre a participação das mulheres casadas não pode obviar que uma grande proporção de sua vida ativa ocorre ao margem dos pilares contributivos da previdência. Entre as soluções de política sugeridas a esse problema se encontra o subsídio estatal das contribuições femininas [76], de forma de proteger sem desincentivar a participação. Contudo, há dois aspectos que precisam ser investigados para determinar como esta estratégia reduz os riscos das mulheres idosas de não ter acesso a aposentadoria. Em primeiro lugar, existem evidências que, em vários países latino-americanos (por exemplo, México), os mercados de trabalho informais oferecem benefícios salariais em relação ao mercado formal, o que os torna competitivos (Marcouiller et al., 1997)(Joubert, 2015). Dessa forma, um subsídio estatal sobre as contribuições pode aumentar a demanda no emprego formal, e impactar os salários do setor informal, influindo o comportamento de mulheres com maiores preferências pelo salário presente. Além disso, em vários países, os setores nos quais majoritariamente se insertam as mulheres (a título de exemplo, o serviço doméstico e o trabalho autônomo), não estão sujeitos à obrigatoriedade das contribuições , ou a ausência de fiscalização favorece a evasão (Barrientos & Firinguetti, 1995b). Por outro lado, é necessária pesquisa adicional sobre o efeito da competitividade do mercado informal na demanda desse mercado, como resultado das demandas de conciliação do trabalho remunerado e o trabalho não remunerado e de cuidado. Durante as idades reprodutivas, isso está impactado pela fecundidade e pela disponibilidade de serviços de cuidado de crianças. Esses impactos, espera-se se reduzirão pela diminuição da fecundidade. Porém, como foi discutido no capítulo descritivo, nas idades prévias à aposentadoria, o uso competitivo do tempo das mulheres em cuidado pode permanecer, associado ao envelhecimento populacional.

Em segundo lugar, compensar às mulheres pelos anos dedicados ao trabalho doméstico mediante subsídios sobre as contribuições formais pode ser insuficiente, caso enfrentem restrições de entrada no mercado formal. Na região latino-americana, quase não existem estudos que analisem o impacto da discriminação etária na demanda de trabalhadores idosos. Porém, a existência de estereótipos etários é um tópico de crescente preocupação no contexto do

[75] A atividade das mulheres casadas aumentaria, enquanto a dos homens casados acima da idade de aposentadoria, e aumentaria a poupança diminuiria (Borella et al., 2019)

[76] Este efeito não intencional também se aplica a outros grupos potencialmente beneficiários de subsídios desta classe, como jovens ou trabalhadores autônomos e de baixa renda (James, 2012)

envelhecimento da população em idade de trabalhar, e uma área em que existem avanços legislativos em função de convenções internacionais, e legislações nacionais orientadas a evitar a discriminação por idade[77]. Os estudos internacionais e na região mostram que os trabalhadores idosos experimentam preconceitos negativos (Lahey, 2008), e o viés é mais negativo sobre as mulheres idosas (Vandenberghe, 2022)(Nazar & Figueroa, 2015). Em uma região com alta informalidade, a discriminação etária pode determinar à migração ao mercado não protegido, principalmente ao autoemprego, dado que impõe menores barreiras à entrada.

Por fim, uma linha de estudos associados à economia comportamental sugere outros diferenciais de gênero no adiamento da aposentadoria. Por exemplo, a aversão ao risco aparece como uma variável fundamental na determinação da idade ao começar a receber benefícios. As pessoas mais avessas ao risco tendem a se aposentar assim que se tornam elegíveis, pois essa decisão está relacionada a um maior grau de impaciência (S. B. Shu & Payne, 2013). Antecedentes empíricos mostram que o comportamento de adiamento das mulheres não está alinhado à maximização do bem-estar previdenciário, e com sua maior longevidade, e essa discrepância pode estar associada a uma maior aversão ao risco (Lalive et al., 2023) Bajtelsmit & Bernasek (1996) (Bajtelsmit et al., 1999). Isso pode comprometer o sucesso dos sistemas previdenciários estender a vida ativa feminina por meio de incentivos atuariais, em especial em pilares de contribuição definida, nos quais o valor do benefício depende do retorno do saldo acumulado na conta individual (Cerda, 2002).

As limitações deste capítulo foram parcialmente indicadas no capítulo anterior. As probabilidades conjuntas de participação e aposentadoria observadas seguem a lógica da análise transversal, e portanto, não podem ser interpretadas como trajetórias. Estudos prévios incorporam a leitura longitudinal a partir das condições de atividade em ondas de pesquisa anteriores, de forma de estabelecer probabilidades de mudança condicionadas na situação observada em cada ponto do tempo (Murillo-López & Venegas-Martínez, 2011) (Van Gameren, 2008). Esse enfoque é interessante porque permite estabelecer sequências entre diferentes combinações de participação e aposentadoria (por exemplo, a probabilidade de começar a participar dada a condição anterior de inatividade e aposentadoria), e relações de causalidade a partir da informação de antecedência temporal.

[77] Por exemplo, o convênio 111 da Organização Internacional do Trabalho (OIT, 1958), e a Convenção Interamericana de Direitos das Pessoas Idosas (OEA, 2015)

8 Conclusão

O envelhecimento demográfico da América Latina acontece em um contexto no qual a expansão dos sistemas de previdência é um processo inconcluso, que ocorre paralelamente ao crescimento de seus potenciais beneficiários. A redução das relações de dependência, associada ao primeiro bônus demográfico, perdurará apenas algumas décadas, o que intensifica a relevância de políticas em áreas-chave com vistas ao aproveitamento do bônus de capital, de longevidade e de gênero. Nesse contexto, a consolidação desses bônus enfrenta desafios, como a expansão educacional dos níveis básico e superior, a obsolescência de capital humano pela rápida mudança tecnológica, a inserção na economia internacional, e a reforma dos sistemas de previdência para propiciar os incentivos adequados à participação dos trabalhadores (Bloom et al., 2009) (Amarante et al., 2021)(Turra & Queiroz, 2009). Este estudo analisou a influência das caraterísticas dos pilares contributivos s dos sistemas de previdência sobre o a extensão da vida ativa, através do efeito sobre as decisões de participação e aposentadoria.

A respeito da primeira hipótese —que supõe que os países com sistemas de previdência de contribuição definida apresentam uma maior duração da vida ativa quando comparados com países com modelos contributivos de benefício definido, e com os sistemas híbridos —os resultados fornecem suporte parcial. O sistema de previdência influencia a extensão da vida ativa na formalidade, o tempo de vida na aposentadoria, assim como o tempo combinando aposentadoria e atividade. Contudo, observa-se uma margem limitada de ampliação da vida ativa, que é alta para o contexto internacional, considerando os níveis de mortalidade. As idades médias, esperanças de vida ativa e na aposentadoria revelaram que as diferenças entre sistemas de benefício definido e contribuição definida, que aparecem conforme esperado pela literatura na população masculina, não emergem tão claramente entre a população feminina. O tipo de sistema de previdência tem menor capacidade de explicação do potencial de vida ativa feminina, e o ordenamento dos países não coincide necessáriamente com a hipótese. Para os três países analisados, a duração da informalidade reduz o potencial de extensão da vida em atividade, na medida que, se esses anos fossem alocados mercado formal, a duração da vida ativa seria suficiente para os idosos de ambos os sexos se qualificassem para aposentadora alcançando as contribuições normais (sob o suposto que as pessoas mantivessem o mesmo nível de participação, só modificando o mercado em que se inserem). Também identificamos que as dinâmicas de formalidade-informalidade estão relacionadas às regras dos sistema de previdência. A regra de cálculo dos benefícios previdenciários no pilar de contribuição definida favorece as contribuições nas idades jovens, que têm um maior peso no valor final. Como consequência, a partir dos 50 anos, uma proporção crescente da vida ativa se orienta ao mercado informal. Não obstante, a interação entre baixos níveis de poupança e piso mínimo nas idades próximas da aposentadoria desincentiva as contribuições além do mínimo para qualificar (Becerra, 2017)(Becerra, 2018). Sob o sistema de benefício definido, a acumulação dos anos de informalidade se concentra ao início da trajetória laboral, pois as contribuições mais próximas da aposentadoria têm mais

peso sobre o benefício final (A. Forteza & Ourens, 2009)(Lee & Sanchez-Romero, 2019). Isso redunda no crescimento da vida ativa formal conforme avança a idade. Entre as mulheres, não identificamos diferenças segundo tipo de sistema de previdência na pauta formal-informal, dado que a proporção da vida ativa feminina na formalidade sempre diminui ao avançar a idade.

Métodos indiretos como os aplicados neste trabalho aportam insumos às políticas sobre a participação da força laboral dos idosos e a sustentabilidade dos sistemas de previdência para grupos sensíveis de população. Uma linha de pesquisa futura se orientará a analisar quanto das variações na expectativa de vida ativa e na aposentadoria ao longo do tempo podem ser atribuídas às mudanças na mortalidade e às alterações nas taxas de atividade (formal e informal) e aposentadoria, e de que forma o desenho dos sistemas de previdência influencia essa composição. Seria plausível que, países com sistemas de previdência com pilares de benefício definido apresentem uma redução mais acentuada na vida ativa, associada a maiores níveis de inatividade, e maior aumento do tempo de vida na aposentadoria, em comparação com sistemas de contribuição definida (Hytti & Valaste, 2009). Estudos prévios demonstram que a expansão dos sistemas de previdência na região se associam à redução da participação (Queiroz, 2017). Contudo, um ponto que necessita maior estudo é a evolução da formalização sob os pilares de contribuição definida. Um suposto das reformas estruturais dos sistemas de previdência na região foi que a equivalência entre contribuições e benefícios seria um estímulo à formalidade, além do incentivo à participação. No entanto, as taxas de participação formal não evoluíram conforme esse suposto (Gill et al., 2004). Assim, a redução da atividade ao longo do tempo nesses sistemas , apesar da queda da mortalidade, pode se associar a uma combinação de crescimento da esperança de vida informal (incentivada pela insuficiência da aposentadoria entre os trabalhadores de baixa renda), como do tempo em aposentadoria não contributiva (Becerra, 2018)(S. Edwards & Edwards, 2002).

Por outro lado, a evolução por sexo também constitui um insumo relevante para a formulação de políticas, na medida que poderia esclarecer a relação entre os avanços na mortalidade feminina, os incentivos dos sistemas de previdência, e a extensão da vida ativa – tanto total quanto formal. Neste ponto, consideramos que uma linha de avanço da agenda associada ao aproveitamento do bônus de gênero é incorporar a esperança de vida em atividades não remuneradas. Os países da região estão começando a produzir pesquisas de uso de tempo, que podem incorporar o trabalho não remunerado à análise da esperança de vida ativa. Este ponto é pertinente para quantificar a brecha de vida ativa entre homens e mulheres, ao incorporar os anos de trabalho não remunerado, determinar a proporção da vida inativa vinculada estritamente ao trabalho doméstico, e compreender como as tendências de aposentadoria se relacionam com essas demandas. Embora a literatura nos orienta a especular que os ganhos na esperança de vida das mulheres se orienta à atividade (Hytti & Valaste, 2009) (Montcho et al., 2021)(Correa, 2015), entendemos que essa evolução pode não se refletir na esperança de vida formal, como consequência das necessidades de conciliação do trabalho doméstico (Schmitz et al., 2023). Históricamente, o reconhecimento do trabalho não remunerado e de cuidado pelos sistemas de previdência se incorporou através de mecanismos como os benefícios por sobrevivência, menores idades de aposentadoria feminina, e mais recentemente, o reconhecimento de anos de contribuição

associados à fecundidade (James, 2012)(Marco & CEPAL, 2004). Estes mecanismos podem influenciar negativamente a participação feminina, assim como não se ajustar às mudanças na composição do trabalho doméstico e de cuidado, diante de transformações familiares, redução da fecundidade, e envelhecimento populacional.

Conforme nossa segunda hipótese, nos três países analisados há uma redução significativa da participação nas idades próximas da aposentadoria, contudo, esta é mais acentuada no Paraguai e Uruguai do que no Chile. Essa diferença está associada ao fato de que, nos sistemas de previdência de benefício definido na região, o crescimento do bem-estar previdenciário ao adiar a aposentadoria, não necessariamente compensa a perda derivada do risco de mortalidade e o menor tempo como beneficiários. Esse achado está alinhado com os resultados de outros autores para América Latina (Forteza & Guzmán, 2012) (Queiroz, 2008)(Caristo, 2015)(Aguila, 2014). A redução da atividade entre as mulheres está menos marcada pelas idades de aposentadoria nos três países. Entre os aposentados, a participação dos idosos acima de 50 anos é mais elevada no Chile e mais baixa no Paraguai.

Sobre a hipótese de simultaneidade das decisões de participação e aposentadoria, os desfechos da modelagem biprobit sugerem uma conclusão de rejeição parcial. Nos três países analisados e para ambos os sexos, os modelos indicam uma relação de simultaneidade. Conclui-se que a diferença na estimativa de participação entre os modelos probit univariado e biprobit é pequena para idosos acima de 50 anos, mas aumenta após os 70. Apesar das semelhanças nas estimativas pontuais, os efeitos dos determinantes são influenciados pela relação entre as equações de participação e aposentadoria. Para dizê-lo de outra forma, uma estimativa pontual da probabilidade de participação não será significativamente afetada pelo modelo aplicado, mas os efeitos das variáveis determinantes sobre essa probabilidade serão enviesados. O sentido da relação entre as equações indica que fatores que contribuem à aposentadoria desfavorecem a atividade. Isso se aplica à idade, ao nível educacional, ao estado civil e ao histórico laboral. Salienta-se que nosso suposto que o sistema de contribuição definido estabelece incentivos que dessincronizam as decisões de participação é rejeitado. Também é possível rejeitar o suposto, que para o caso das mulheres, as decisões não são simultâneas.

Em relação à terceira hipótese, pilares de contribuição definida favorecem a participação sem aposentadoria. Este tipo de perfil está associado a uma composição menos heterogênea, dado que o risco de qualificação é menor ao risco de renda insuficiente. Isso se reflete por uma parte, no impacto da educação. Assim, o componente de contribuição definida favorece este perfil entre pessoas mais educadas, pois prevalece o efeito substituição no consumo de lazer devido a estrutura de neutralidade atuarial, enquanto sistemas previdenciários de benefício definido incentivam o efeito renda, quanto maior nível educacional. No caso uruguaio, o efeito da educação é semelhante ao sistema de contribuição definida puro, pela segmentação por renda da afiliação a esse pilar (componente misto). Nesse ponto, a interação sobre educação e incentivos da previdência é um componente fundamental para a consolidação do bônus de capital, em particular respeito da tensão entre proteção dos grupos vulneráveis e estímulos à extensão da vida ativa. Por outra parte, expressa-se na exposição a choques de saúde. O sistema de

contribuição definida proporciona chances de substituir renda na existência de doenças, devido a menores restrições impostas pelo tempo de contribuição, em comparação com sistemas de benefício definido (e também do modelo misto). Contudo, esses rasgos são menos intensos para as mulheres. Em especial, as relaciones familiares e responsabilidades domésticas limitam a validade das diferencias entre a estrutura atuarial do sistema de previdência sobre a atividade sem aposentadoria, e a inatividade combinada com aposentadoria. Esta dimensão é relevante para o aproveitamento do bônus de gênero, porque nossos achados concluem que os pilares de benefício definido são mais protetivos para as mulheres, mas podem desincentivar sua participação. Pelo contrário, os sistemas de contribuição definida estimulam a participação e a poupança, mas podem reproduzir as desigualdades de gênero do mercado laboral.

O perfil que combina participação e aposentadoria é mais provável em pilares de contribuição definida, mas não é possível concluir que isso se associe exclusivamente ao risco de qualificação, dado que em todos os países e a ambos os sexos se carateriza por um padrão etário crescente, e alto nível educacional. Nossos resultados sugerem que uma fração dos idosos que integram esse perfil percebem altos rendimentos, pelo qual podem solicitar benefícios antes da idade mínima, e permanecer ativos com maior flexibilidade. Em termos de política, o incentivo da extensão da vida ativa enquanto se recebe aposentadoria pode ser uma linha de sustentabilidade dos sistemas de previdência, se integrada em estruturas atuariais neutras, e acompanhada com estímulos à capacitação de pessoas próximas da aposentadoria, e demanda de trabalhadores idosos, incluindo o autoemprego formal. Este último ponto deveria ser um foco, dado o peso do mercado informal nos sistemas de previdência neutros (contribuição definida e misto), que concentram anos ativos não protegidos em idades nas quais este perfil cresce na sua prevalência.

O perfil vulnerável é mais provável entre as mulheres nos três países analisados. O risco em todos os casos se reduz com a idade, em especial a partir da elegibilidade para benefícios por idade avançada e não contributivos. Em termos de composição (educação, experiência laboral, saúde, densidade contributiva) é menos heterogêneo em sistemas de contribuição definida, mas apenas entre os homens. Também se identifica uma dependência deste perfil de arranjos residenciais que integram várias gerações, de forma que as transferências familiares substituem, temporária ou totalmente ao sistema de previdência contributivo. Excede ao escopo deste estudo determinar se as decisões de contribuição podem ser moldadas pela composição dos domicílios, e se a proteção familiar é uma eleição racional ante um possível efeito taxa da previdência social (Gill et al., 2004). Contudo, esta alternativa de segurança pode se reduzir rapidamente, resultado da redução da fecundidade e as mudanças nas dinâmicas familiares. A diminuição do peso familiar na proteção social pode aumentar os riscos de desproteção nas idades prévias à elegibilidade para benefícios não contributivos, ou por idade avançada. Este componente é de relevância tanto para políticas orientadas a mudar as idades de aposentadoria, quanto para aquelas que aumentem o período de contribuição (ponto crítico para sistemas com pilares de benefício definido), porque podem aumentar o risco dos idosos de carência de uma fonte de renda em idades distantes do acesso a proteção.

Sugerimos como linha futura a investigação dos efeitos das diferenças entre sistemas de

previdência sobre as probabilidades de participação e aposentadoria, submetendo as escolhas a parâmetros previdenciários uniformes, por meio de metodologias de simulação. Com isso, é possível analisar como trabalhadores inseridos em sistemas de benefício definido, contribuição definida e misto ajustariam suas decisões, caso estivessem sujeitos a um conjunto padronizado de regras, como idades mínimas de aposentadoria e tempos de contribuição. Este enfoque permitiria —ao invés de comparar países com sistemas de previdência que apresentam diferenças paramétricas —explorar como trabalhadores ajustariam seus comportamentos a um mesmo conjunto de regras sob cada tipo de regime previdenciário, em função de suas caraterísticas. Isso oferece uma análise mais clara das interações entre o tipo de sistema (benefício definido, contribuição definida, e misto) e as respostas individuais, e informa às políticas sobre os impactos da mesma mudança em parâmetros sobre a vida ativa.

O estudo apresenta um conjunto de limitações.

Nossa análise se limita às gerações de mulheres nascidas entre 1962 e 1965. Nesse sentido, os resultados observados podem mudar quando gerações mais jovens alcancem a idade de aposentadoria. É possível pensar que estas mulheres integram uma geração de transição, que experimentou o início da expansão educacional, as mudanças estruturais na demanda de emprego feminino associadas a expansão do setor de serviços, e relações de gênero desiguais na alocação de tempo no emprego doméstico. Isso pode refletir diferenças menores nos indicadores de participação e aposentadoria das que serão observadas quando gerações de mulheres mais jovens e educadas alcancem as idades para aposentar. Dado que, a partir das décadas de sessenta e setenta, as mulheres latino-americanas entraram massivamente no sistema educativo e no mercado de trabalho, é pertinente que a investigação sobre previdência incorpore a população feminina nas discussões sobre a extensão da vida ativa.

Uma segunda limitação vinculada ao gênero é que os resultados do estudo insinuam que o estado civil é uma dimensão importante sobre as decisões de participação e aposentadoria. Estas são decisões que as pessoas delineiam em relação com suas preferências e necessidades, assim como as dos integrantes dos domicílios, em particular os cônjuges. Além disso, os sistemas de previdência introduzem incentivos diretos e indiretos, através dos parâmetros e critérios diferenciados por sexo dentro dos pilares contributivos, como pela interação com mecanismos não contributivos. Porém, os microdados da base de dados da ELPS harmonizada não identifica integrantes dos domicílios, senão entrevistados integrantes da amostra painel da pesquisa. Isso limita as possibilidades de análise dos efeitos de caraterísticas agregadas dos domicílios, ou o relacionamento das caraterísticas de um esposo (por exemplo, idade, educação ou condição de atividade) sobre as decisões de participação e aposentadoria de seu cônjuge. Unicamente são disponíveis as variáveis domiciliares fornecidas na base harmonizada que foram incluídas em nossa análise

Uma restrição importante em relação à análise da informalidade neste estudo é a impossibilidade de dar conta do mercado laboral em zonas rurais ou em cidades pequenas. A amostra da ELPS harmonizada não tem variáveis que identifiquem regiões rurais nos países (é apenas representativa do setor urbano), ou identificar cidades capitais e outros núcleos urbanos. Essa

questão é relevante, dado que o mercado laboral em zonas rurais ou urbanos menores implica uma afiliação ao sistema de previdência não necessariamente obrigatória, e as trajetórias laborais podem ter componentes de estacionalidade, não presentes na força laboral das capitais. Isso, somado as tendências de decrescimento da fecundidade e a migração da população jovem, são influenciadores da participação dos idosos em regiões rurais. Também há um componente de gênero, dado que o trabalho feminino no setor rural se enquadra muitas vezes em formas de trabalho familiar não remunerado, que não é reconhecido pelo sistema de previdência, ou cuja afiliação ao sistema é voluntária.

A modo de encerramento, as mudanças demográficas aceleradas na região introduzem desafios de sustentabilidade dos pilares contributivos dos sistemas de previdência, quando ainda existem problemas de equidade. Em uma região na qual um terço das pessoas acima de 65 anos não percebe nenhum tipo de renda do trabalho ou benefício previdenciário, e poucos países têm cobertura não contributiva universal, a expansão dessa proteção está condicionada ao fortalecimento do pilar contributivo. A tentativa de reformas que estendam a vida ativa resulta atraente, porém, sistemas de benefício definido, contribuição definida, ou modelos híbridos têm fortalezas, e barreiras específicas para o objetivo de favorcer a participação, em função da influência sobre as decisões de poupança, propensão a contribuir em diferentes etapas da vida, e oferta de emprego em idades avançadas. Os modelos de benefício definido oferecem barreiras à tradução do bônus de capital humano em bônus de longevidade e de gênero, pelo impacto sobre a oferta laboral, e a concentração da atividade formal nos anos finais da vida ativa. São também mais protetivos de aqueles cobertos (e menos desiguais em termos de gênero), mas expõem a riscos de não qualificação em função de desemprego e saúde. Dessa forma, reformas previdenciárias em este tipo de modelos que combinem mudanças de equivalência atuarial, e aumentos da idade de aposentadoria, contribuem à participação, mas comportam riscos de desproteção e de ampliação do pilar não contributivo. Os modelos de contribuição definida têm um impacto neutro sobre a oferta laboral, mas reproduzem nas idades avançadas as desigualdades da trajetória laboral. São adequados ao aproveitamento dos benefícios das transições educacionais, sempre que estas sejam com equidade. O risco de renda insuficiente supera o risco de não qualificação, e isso é uma vantagem na exposição a choques, em especial em saúde. Em termos de atividade, têm uma estrutura que mais facilmente favorece perfis que combinam aposentadoria e emprego, mas estes não são facilmente incentiváveis desde as políticas, por estar circunscritos a um conjunto concreto de pessoas com caraterísticas educativas, familiares e de saúde. Os modelos híbridos geram estímulos contraditórios no que refere à extensão da vida ativa, aproveitamento do capital humano e longevidade. Reformas nesses sistemas devem equilibrar os efeitos das caraterísticas dos diferentes pilares sobre a atividade; e considerar fatores individuais e domiciliares —especialmente idade, educação e saúde —cujos impactos diretos na participação são mediados pelos efeitos indiretos da aposentadoria. Estas contradições dos incentivos são cruciais para reformas previdenciárias de tipo estrutural, em particular se estabelecem regimes de transição nos quais coexistirão dentro dos pilares contributivos diferentes modelos, e se essa coexistência tem um componente de voluntariedade que se adiciona à oferta informal.

Referências

(n.d.-a). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-b). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-c). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-d). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-e). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-f). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-g). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

(n.d.-h). Nenhuma citação no texto.
Nenhuma citação no texto.

Adams, G. A., Prescher, J., Beehr, T. A., & Lepisto, L. (2002). Applying work-role attachment theory to retirement decision-making. *The International Journal of Aging and Human Development*, *54*(2), 125–137. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 27 e 88.

Aguila, E. (2014). Male labor force participation and social security in mexico. *Journal of Pension Economics & Finance*, *13*(2), 145–171. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 19 e 142.

Aguila, E., Attanasio, O. P., & Quintanilla, X. (2010). Cobertura del sistema privado de capitalización en chile, colombia y méxico. *RAND Working Paper Series*(WR-642). Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 106, 122 e 133.

Ahlqvist, V., & Borén, E. (2017). *Leaving already? the swedish unemployment insurance as a pathway to retirement* (Unpublished master's thesis). Lund University, Department of Economics. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 79 e 111.

Alaimo, V., & Tapia Troncoso, W. (2014, August). *Perspectivas del mercado de trabajo y las pensiones en paraguay: Desafíos y propuestas* (Tech. Rep.). IADB. Retrieved from <https://publications.iadb.org/es/publicacion/13853/perspectivas-del-mercado-de-trabajo-y-las-pensiones-en-paraguay-desafios-y> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 42 e 66.

Albanese, A., Cockx, B., & Thuy, Y. (2019). Working time reductions at the end of the career: Do they prolong the time spent in employment? *Empirical Economics*, *59*, 99–141. Retrieved from <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-019-01676-7> doi: <10.1007/s00181-019-01676-7> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 134.

Alburez-Gutierrez, D., Mason, C., & Zagheni, E. (2021). The "sandwich generation" revisited: Global demographic drivers of care time demands. *Population and Development Review*, *0*(0), 1–27. doi: <10.1111/padr.12436> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

Alcover, C.-M. (2017). Bridge employment: Transitions from career employment to retirement and beyond. *The Palgrave Handbook of Age Diversity and Work*, 225–262. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

Alcover, C.-M., Topa, G., Parry, E., Fraccaroli, F., & Depolo, M. (2014). *Bridge employment: A research handbook*. Routledge. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Alix-Garcia, J., Schechter, L., Valencia Caicedo, F., & Zhu, J. (2020). Country of women? repercussions of the triple alliance war in paraguay. *Precision Agriculture for Development*. Retrieved from <https://www.ibread.org/wp-content/uploads/2021/03/wp_576.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 39.

Alós, M., Apella, I., Grushka, C., & Muiños, M. (2008). Participación de los adultos mayores en el mercado laboral argentino: un modelo de valor de opción. *Revista internacional de seguridad social*, *61*(4), 29–55. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 103.

Álvarez, I., & Da Silva, N. (2009). *El retiro de los trabajadores uruguayos y la seguridad social* (Licenciatura en Economía). Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 47 e 82.

Álvarez, I., Da Silva, N., Forteza, Á., & Rossi, I. (2012). Incentivos y patrones de retiro en uruguay. *Estudios Económicos*, 219–271. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 18, 19, 91 e 103.

Amaral, A. D., Ansiliero, G., Paiva, L. H., Sidone, O. J. G., & Costanzi, R. N. (2019). *A questão de gênero na idade para a aposentadoria no brasil: Elementos para o debate* (Texto para Discussão No. 2466). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Retrieved from <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/9235> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Amarante, V., Arim, R., & Yapor, M. (2015). *Desigualdad e informalidad en el uruguay*. Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 46 e 48.

Amarante, V., & Colacce, M. (2016). Labor market and productivity. In R. e. a. Rofman (Ed.), *Demographic change in uruguay* (p. VI). Washington: ECLAC and World Bank. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 45.

Amarante, V., Colacce, M., & Manzi, P. (2021). Aging and productivity in latin america. *Latin American Research Review*, *56*(4), 844–863. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 18, 20, 133 e 140.

Antolín, P., Pugh, C., & Stewart, F. (2008). Forms of benefit payment at retirement. *OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions*, *26*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Arenas de Mesa, A. (2000). *Cobertura previsional en chile: lecciones y desafíos del sistema de pensiones administrado por el sector privado*. CEPAL. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 104.

Arenas de Mesa, A., & Gana, P. (2001). *Reformas de los sistemas de pensiones y los desafíos de la dimensión de género* (No. 18). Santiago de Chile. Retrieved from <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/12727> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Arenas de Mesa, A., & Mesa Lago, C. (2006). The structural pension reform in chile: effects, comparisons with other latin american reforms, and lessons. *Oxford Review of Economic Policy*. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 31, 38, 74, 78 e 93.

Arza, C. (2019). Basic old-age protection in latin america: Noncontributory pensions, coverage expansion strategies, and aging patterns across countries. *Population and Development Review*, 23–45. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 20, 78 e 93.

Ashenfelter, O., & Layard, R. (2010). *Handbook of labor economics* (Vol. 4). Elsevier. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 23, 24 e 85.

Atamanova, V. (2020). *Post retirement labour supply in transition economies* (Unpublished doctoral dissertation). Kyiv School of Economics. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

Atchley, R. C. (1989). A continuity theory of normal aging. *The Gerontologist*, *29*, 183–190. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 28 e 88.

Ayala, D., Morínigo, G., Torres, N., Méndez, C., & Patiño, M. (2016, marzo). *Ocupación informal en paraguay: Evolución, características y acciones de políticas públicas* (Tech. Rep.). Asunción, Paraguay: Observatorio Laboral, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTESS). Retrieved from <https://www.observatorio.sinafocal.gov.py/index.php/publicaciones/ocupacion-informal-en-paraguay-evolucion-caracteristicas-y-acciones-de-politicas-publicas> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 41.

Ayala, U. (1996). *¿qué se ha aprendido del sistema de pensiones en argentina, colombia, chile y perú?* (Tech. Rep.). Washington, D.C.: World Bank. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 38.

Bairoliya, N., & McKiernan, K. (2021). Revisiting retirement and social security claiming decisions. *SSRN Electronic Journal*. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3896031> Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 16, 26 e 131.

Bajtelsmit, V. L., & Bernasek, A. (1996). Why do women invest differently than men? *Financial Counseling and Planning*, *7*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 139.

Bajtelsmit, V. L., Bernasek, A., & Jianakoplos, N. A. (1999). Gender differences in defined contribution pension decisions. *Financial Services Review*, *8*(1), 1–10. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 29 e 139.

Bamford, S. M., & Watson, J. (2013). *Has the sisterhood forgotten older women?* International Longevity Centre. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 20.

Bardasi, E., & Jenkins, S. P. (2010). The gender gap in private pensions. *Bulletin of Economic Research*, *62*(4), 343–363. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Barrientos, A. (2000). *Economic risks, the labour market, and older workers in latin america* (Tech. Rep.). United Kingdom: University of Hertfordshire. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 98 e 122.

Barrientos, A. (2002). Comparing pension schemes in chile, singapore, brazil and south africa. In P. Lloyd-Sherlock (Ed.), *Living longer: Ageing, development and social protection* (pp. 122–140). London, UK: Zed Books. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 37.

Barrientos, A. (2011). Participation and earnings of older people in argentina: nice work if you can get it? *Journal of Development Studies*, *47*(7), 1061–1079. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 132.

Barrientos, A., & Firinguetti, L. (1995a). Individual capitalisation pension plans and old-age pension benefits for low-paid workers in chile. *Estudios de Economia*, *22*(1), 17–44. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Barrientos, A., & Firinguetti, L. (1995b). Planes de pensión de capitalización individual y beneficios previsionales para trabajadoras de la tercera edad de bajos ingresos. *Estudios de Economía*, *22*(1), 17–44. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 138.

Baslevent, C., & El-Hamidi, F. e. a. (2009). Preferences for early retirement among older government employees in egypt. *Economics Bulletin*, *29*(2), 554–565. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 107.

Baumann, I., & Madero-Cabib, I. (2019). Retirement trajectories in countries with flexible retirement policies but different welfare regimes. *Journal of Aging & Social Policy*, *33*(2), 138–160. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/08959420.2019.1685358> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 137.

Becerra, O. (2017). Pension incentives and formal-sector labor supply: Evidence from colombia. *Documento CEDE*(2017-14). Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 19, 64, 89, 107 e 140.

Becerra, O. (2018). Effects of future pension benefits on pre-retirement labor supply: Evidence from chile. *Documento CEDE*(2018-55). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=3288804> Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 19, 71, 93, 140 e 141.

Beehr, T. A., & Bennett, M. M. (2014). Working after retirement: Features of bridge employment and research directions. *Work, Aging and Retirement*, *1*(1), 112–128. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/workar/wau007> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Benítez-Silva, H., & Heiland, F. (2008). Early claiming of social security benefits and labour supply behaviour of older americans. *Applied Economics*, *40*(23), 2969–2985. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 16, 85 e 107.

Bennett, M. M., & Beehr, T. A. (2015). Working after retirement: Features of bridge employment and research directions. *Work, Aging and Retirement*, *1*(1), 112–128. doi: <10.1093/workar/wau007> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 88.

Berkman, L. F., & Truesdale, B. C. (2023). Working longer and population aging in the u.s.: Why delayed retirement isn't a practical solution for many. *The Journal of the Economics of Ageing*, *24*, 100438. doi: <10.1016/j.jeoa.2022.100438> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 82.

Berstein Jáuregui, S., Puente Gómez, A., Clarke, , Ferreiro Yazigi, A., Edwards G., G., Valente, J. R., & Le Fort V., G. (2015). *Nueve miradas expertas: Escáner a las rentas vitalicias: los éxitos, los riesgos y las grandes oportunidades del futuro*. Santiago de Chile: Asociación de Aseguradores de Chile. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 32.

Bertranou, F. (2001a). Empleo, retiro y vulnerabilidad socioeconómica de la población adulta mayor en la argentina. *Documento de Investigación). Córdoba, Universidad Empresarial Siglo*, *21*. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 103 e 133.

Bertranou, F. (2001b). Pension reforms and gender gaps in latin america.what are the policy options? *World Development*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 25.

Bertranou, F., Calvo, E., & Bertranou, E. (2009). Is latin america retreating from individual retirement accounts? *Issue Brief*, 9–14. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 31 e 38.

Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P. (2000). Is anyone doing the housework? trends in the gender division of household labor. *Social Forces*, *79*(1), 191–228. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 130.

Biehl, A., Canales, A., Salinas, V., & Wormald, G. (2018). Labour markets, family and social insurance: gender differences in retirement in chile and uruguay. In *Alap*. Retrieved from <https://old.alapop.org/Congreso2018/PDF/0292b.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 98, 101 e 106.

Blinder, A. S. (1982). Private pensions and public pensions: Theory and facts. *NBER Working Paper*, *w0902*. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w0902> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 24 e 25.

Bloom, D. E., & Canning, D. (2003). How demographic change can bolster economic performance in developing countries. *world economics Henley on THames*, *4*(4), 1–14. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 15, 17 e 134.

Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. E. (2009). The effect of social security reform on male retirement in high and middle income countries. *Program on the Global Demography of Aging Working Paper*, *48*. Nenhuma citação no texto.
Citado 6 vezes nas páginas 15, 17, 62, 63, 85 e 140.

Bloom, D. E., Canning, D., & Moore, M. (2004). The effect of improvements in health and longevity on optimal retirement and saving. *NBER Working Paper*, *10919*. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w10919> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 62.

Blundel, R., French, E., & Tetlow, G. (2016). *Retirement incentives and labor supply*. Institute for Fiscal Studies. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 23, 24, 25, 79 e 87.

Bodie, Z., Marcus, A. J., & Merton, R. C. (1988). Defined benefit versus defined contribution pension plans: What are the real trade-offs? *Pension Research Council Working Paper*(PRCWPS1988-1). Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 110 e 111.

Boissonneault, M., Mulders, J. O., Turek, K., & Carriere, Y. (2020). A systematic review of causes of recent increases in ages of labor market exit in oecd countries. *PLoS One*, *15*(4), e0231897. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 134.

Boissonneault, M., & Rios, P. (2021). Changes in healthy and unhealthy working-life expectancy over the period 2002–17: a population-based study in people aged 51–65 years in 14 oecd countries. *The Lancet Healthy Longevity*, *2*(10), e629–e638. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 64 e 135.

Bonen, A., & Ghilarducci, T. (2020). The surprising equality of retirement time: Evidence from the health and retirement survey. *Work, Aging and Retirement*, *6*(2), 77–89. Retrieved from

<https://doi.org/10.1093/workar/waz016> doi: <10.1093/workar/waz016> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 63 e 64.

Borda, D., González, C., Ramírez, J., & Perera, M. (2011). *Comportamiento del empleo e ingresos en el paraguay: Análisis de una década (1997-2008).* Asunción, Paraguay: Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya, CADEP. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 40 e 41.

Borella, M., Nardi, M. D., & Yang, F. (2019). *Are marriage-related taxes and social security benefits holding back female labor supply?* (Tech. Rep.). NBER Working Paper No. 26097. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w26097> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 138.

Börsch-Supan, A., Bucher-Koenen, T., & Hanemann, F. (2020). Early determinants of work disability in an international perspective. *Demography*, *57*(5), 1853–1879. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 23 e 64.

Börsch-Supan, A., Bucher-Koenen, T., Kutlu-Koc, V., & Goll, N. (2018). Dangerous flexibility—retirement reforms reconsidered. *Economic Policy*, *33*(94), 317–355. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/epolic/eiy002> Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 78, 111, 112, 134 e 137.

Bosch, M., Caballero, G., Cofré, F., González, S., Hand, A., Keller, L., & Silva Porto, M. T. (2019). *How to promote retirement savings for low-income and independent workers: The cases of chile, colombia, mexico and peru.* Inter-American Development Bank. Retrieved from <https://publications.iadb.org/en/how-promote-retirement-savings-low-income-and-independent-workers-cases-chile-colombia-mexico-and> doi: <10.18235/0002016> Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 38, 80, 112, 118 e 136.

Bruno, S. (2017). El "bono demográfico" en paraguay, jaqueado. *Novapolis*(11), 137–152. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 40, 42, 66, 67 e 118.

Bruno, S. (2018). Impacto redistributivo de la pensión alimentaria para adultos mayores en situación de pobreza (paraguay). *Revista MERCOSUR de políticas sociales*, *2*, 265–286. doi: <10.28917/ism.2018-v2-265> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 43.

Bucheli, M. (1998). *Los cambios en el empleo y el mercado de trabajo de los años noventa en uruguay.* Montevideo: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (LC/MVD/R.170.Rev.1) Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 46 e 47.

Bucheli, M. (2006). *El acceso a la jubilación o pensión en uruguay: ¿cuántos y quiénes lo lograrían? (documento de trabajo, no. 1)* (Tech. Rep.). Montevideo: Departamento de Economía—Universidad de la República. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 68 e 125.

Burtless, G., & Moffitt, R. A. (1985, April). The joint choice of retirement age and post-retirement hours of work. *Journal of Labor Economics*, *3*(2), 209–236. Retrieved from <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/298053> doi: <10.1086/298053>
Nenhuma citação no texto.
Citado na página 132.

Bush, V. P. (1996). *Tabla de vida activa*. El Colegio de Mexico. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 56.

Butrica, B. A., & Karamcheva, N. S. (2018). In debt and approaching retirement: Claim social security or work longer? In *Aea papers and proceedings* (Vol. 108, pp. 401–406). Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 16, 26, 85, 107 e 131.

Cahill, K. E., Giandrea, M. D., & Quinn, J. F. (2005). Are traditional retirements a thing of the past? new evidence on retirement patterns and bridge jobs. *Economic Working Paper*, *WP-384*. Retrieved from <https://www.bls.gov/osmr/research-papers/2005/ec050100.htm>
Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Cahill, K. E., Giandrea, M. D., & Quinn, J. F. (2015). Retirement patterns and the macroeconomy, 1992–2010: The prevalence and determinants of bridge jobs, phased retirement, and reentry among three recent cohorts of older americans. *The Gerontologist*, *55*(3), 384–403.
Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 86 e 137.

Camarano, A. A., Fernandes, D., & Kanso, S. (2019). Saída precoce do mercado de trabalho: aposentadoria ou discriminação? *Ciência & Saúde Coletiva*, *24*(9), 3183–3192. Retrieved from <https://doi.org/10.1590/1413-81232018249.17452019> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 132.

Cambois, E., Robine, J.-M., & Brouard, N. (1999). Life expectancies applied to specific statuses. a history of the indicators and the methods of calculation. *Population: An English Selection*, 7–34. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 56, 57 e 58.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge University Press. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 58 e 95.

Cano, V., & Soffia, M. (2009). Los estudios sobre migración internacional en chile: apuntes y comentarios para una agenda de investigación actualizada. *Papeles de Población*, *15*(61), 129-167. Retrieved from <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252009000300007&lng=es&nrm=iso> (Accedido em 23 janeiro 2024) Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Caristo, A. M. (2015). Incentivos al trabajo en el sistema de pensiones uruguayo. *Económica*, *61*, 81–126. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 19, 91, 103, 125 e 142.

Carter, M. A. T., & Cook, K. (1995). Adaptation to retirement: Role changes and psychological resources. *The Career Development Quarterly*, *44*(1), 67–82. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

CEDLAS. (2024). *Centro de estudios distributivos, laborales y sociales, lablac: Labor database for latin america and the caribbean.* <https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/en/estadisticas/lablac/>. (Accessed: 2024-05-06) Nenhuma citação no texto.
Citado 7 vezes nas páginas 34, 35, 36, 37, 40, 41 e 45.

CEPAL, & OIT. (2018). *Coyuntura laboral en américa latina y el caribe: La inserción laboral de las personas mayores: necesidades y opciones*. Santiago: CEPAL, OIT. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 129.

Cerda, R. (2002). Does social security affect retirement and labor supply?: Using the chilean experience as an experiment. *The Developing Economies*, *XLIII-2*, 235–264. Retrieved from <https://www.academia.edu/78679416/Does_Social_Security_Affect_Retirement_and_Labor_Supply_Evidence_from_Chile> Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 18, 103, 110 e 139.

Chackiel, J. (1999). *El envejecimiento de la población latinoamericana: ¿hacia una relación de dependencia favorable?* (Tech. Rep.). Santiago, Chile: CELADE. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Chai, J., Maurer, R., Mitchell, O. S., & Rogalla, R. (2013). *Exchanging delayed social security benefits for lump sums: Could this incentivize longer work careers?* (NBER Working Paper No. 19032). National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Chen, S., & Van der Klaauw, W. (2008). The work disincentive effects of the disability insurance program in the 1990s. *Journal of Econometrics*, *142*(2), 757–784. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 111.

Coile, C. (2003). *Retirement incentives and couples' retirement decisions.* National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 28, 86, 88 e 138.

Coile, C. (2018). Future directions for the demography of aging: Proceedings of a workshop. National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 24 e 87.

Coile, C., Diamond, P., Gruber, J., & Jousten, A. (2002). Delays in claiming social security benefits. *Journal of Public Economics*, *84*(3), 357–385. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 85.

Coile, C., Milligan, K. S., & Wise, D. A. (2016). *Social security and retirement programs around the world: the capacity to work at older ages–introduction and summary* (Tech. Rep.). National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 79.

Comeau, M., & Latulippe, D. (2015). *Effective age of retirement: innovative methodology and recent experience* (Vol. 14; Tech. Rep.). Nenhuma citação no texto.
Citado na página 52.

Contreras, D., de Mello, L., & Puentes, E. (2010). The determinants of labour force participation and employment in chile. *Applied Economics*, *42*(26), 3385–3398. Retrieved from <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/128586> Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 34, 35, 36, 70 e 77.

Correa, C. H. (2015). Expectativa de vida no mercado de trabalho brasileiro. *Banco Central do Brasil: Trabalhos para Discussão*(389), 1–47. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 141.

Correa Soto, S. (2020). *Proyecto de armonización de los datos de la encuesta longitudinal de protección social en américa latina* (Master's thesis, Universidad de Chile, Facultad de Economía y Negocios). Retrieved from <https://repositorio.uChile.cl/handle/2250/182204> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 49 e 50.

Cribb, J., Emmerson, C., & Tetlow, G. (2013). Incentives, shocks or signals: Labour supply effects of increasing the female state pension age in the uk. *Institute for Fiscal Studies*. Retrieved from <https://ifs.org.uk/sites/default/files/output_url_files/JC_NUFF2013.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Danziger, S., Haveman, R., & Plotnick, R. (1981). How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution: A critical review. *Journal of Economic Literature*, *19*(3), 975-1028. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 15, 16, 28, 63 e 89.

Defo, B. K. (2014). Demographic, epidemiological, and health transitions: Are they relevant to population health patterns in africa? *Global Health Action*, *7*(1), 22443. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Delavande, A., Perry, M., & Willis, R. J. (2006). Probabilistic thinking and social security claiming. *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP*, *129*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 26.

Delsen, L. (2003). Incentives and disincentives to labour market activity in tax and social security systems. In *Labour market policies and employment*. Brussels: European Trade Union Institute. Retrieved from <https://www.academia.edu/94435438/Incentives_and_disincentives_to_labour_market_activity_in_tax_and_social_security_systems> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 24 e 25.

De Mesa, A. A., & Montecinos, V. (1999). The privatization of social security and women's welfare: Gender effects of the chilean reform. *Latin American Research Review*, *34*(3), 7–37. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 20 e 121.

Denisenko, M., & Varshavskaya, E. (2018). The length of working life in russia: Trends and differentials. *Economics & Sociology*, *11*(2), 275–288. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 63.

Denzer, M. (2019). Estimating causal effects in binary response models with binary endogenous explanatory variables. *Gutenberg School of Management and Economics Discussion Paper Series*(1916). Retrieved from <https://ipp-mainz.uni-mainz.de/files/2019/12/Discussion_Paper_1916.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 59.

De Oca, N. A. M. (2004). Participación en la fuerza laboral de los adultos mayores en latinoamérica y el caribe. *Carta Económica Regional*(89), 27–35. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 98.

Deschryvere, M. K. (2005). *Health and retirement decisions: an update of the literature* (Tech. Rep.). ENEPRI Research Report. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 87 e 133.

Descripcion variables elps. (Ano). Microsoft Excel Spreadsheet. (Acesso em: dia mês ano) Nenhuma citação no texto.
Citado na página 50.

De Souza, L. R., Queiroz, B. L., & Skirbekk, V. F. (2019). Trends in health and retirement in latin america: Are older workers healthy enough to extend their working lives? *The Journal of the Economics of Ageing*, *13*, 72–83. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 31, 55 e 78.

Dintrans, P. V. (2014). Demographic transition and public policy: Chile 1850-2000. *Economic Analysis Review*, *29*(1), 77–110. Retrieved from <https://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/401> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Dirección General de Estadística, E. y. C. (2012). *Atlas demográfico del paraguay, 2012*. Fernando de la Mora, Paraguay: DGEEC. Retrieved from <https://www.ine.gov.py/resumen/36/atlas-demografico-del-paraguay-2012> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 42.

Disney, R., Duncan, A., & Whitehouse, E. (1999). Work incentives and retirement incomes. *Policy Implications of the Ageing of Australia's Population*. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 25 e 112.

Dudel, C., Gómez, M. A. L., Benavides, F. G., & Myrskylä, M. e. a. (2016). *A lost generation?: The financial crisis and the length of working life in spain*. Max-Planck-Institut für demografische Forschung. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 79.

Dudel, C., & Myrskylä, M. (2017). Working life expectancy at age 50 in the united states and the impact of the great recession. *Demography*, *54*(6), 2101–2123. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 64 e 79.

Duval, R. (2003). *The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in oecd countries*. OECD. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 111.

Ebbinghaus, B. (2006). *Reforming early retirement in europe, japan and the usa*. Oxford University Press. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 25.

Ebbinghaus, B., & Eichhorst, W. (2006). *Employment regulation and labor market policy in germany, 1991-2005* (Tech. Rep.). Bonn, Germany: IZA Discussion Paper. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 79.

ECLAC, & ILO. (2018, May). *Employment situation in latin america and the caribbean* (Tech. Rep. No. 18). Santiago: United Nations. Retrieved from <https://www.cepal.org/en/publications/43991-employment-situation-latin-america-and-caribbean-may-2018> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 134 e 136.

Edwards, A. C. (2000). El futuro de las pensiones en chile: Diferencias según sexo. *Estudios Públicos*, *79*, 1–30. Retrieved from <https://www.estudiospublicos.cl/index.php/cep/article/view/898> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 80.

Edwards, G., Soto, R., & Zurita, F. (2020). *Esperanza de vida al momento de jubilar y niveles de ingresos en chile* (Working Paper No. 2020/05). CAF - Corporación Andina de Fomento. Retrieved from <https://scioteca.caf.com/bitstream/handle/123456789/1624/Life_expectancy_at_retirement_and_income_levels_in_Chile.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 82.

Edwards, S., & Edwards, A. C. (2002). Social security privatization reform and labor markets: The case of chile. *Economic Development and Cultural Change*, *50*(3), 465–489. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 19, 74, 89 e 141.

Elsayed, A., de Grip, A., Fouarge, D., & Montizaan, R. (2018). Gradual retirement, financial incentives, and labour supply of older workers: Evidence from a stated preference analysis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *150*, 277-294. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.01.012> Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 112, 134 e 137.

Espino, A., Leites, M., & Machado, A. (2006). *Oferta laboral femenina en uruguay: Evolución e implicancias* (Tech. Rep.). Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR. Retrieved from <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/4178/5/dt-07-08.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 45.

Even, W. E., & MacPherson, D. A. (2004). *Do pensions impede phased retirement?* (Tech. Rep. No. 0407001). University Library of Munich, Germany. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpla/0407001.html> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 137.

Fajnzylber, E. (2013). Gender policy and pensions in chile. In R. Holzmann, E. Palmer, & D. Robalino (Eds.), *Nonfinancial defined contribution pension schemes in a changing pension world* (pp. 123–145). World Bank Publications. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 80.

Fawaz, Y. (sd). Delay the claiming of social security benefits, or die. *Paris School of Economics*. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3896031> Nenhuma citação no texto.

Citado 2 vezes nas páginas 107 e 132.

Feldstein, M. S. (1999). *Transition to a fully funded pension system* (Working Paper No. 7016). National Bureau of Economic Research (NBER). Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w7016> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 15.

Fernandes, A. R. d. J., & Queiroz, B. L. (2022). Educação e outros determinantes da participação laboral de adultos mais velhos no brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, *39*. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 96, 103, 133 e 134.

Forman, J., & Scahill, P. (2003). Issues for implementing phased retirement in defined benefit plans. *North American Actuarial Journal*, *7*(3), 75–84. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 137.

Forteza, A., & Ourens, G. (2009). How much do latin american pension programs promise to pay back? *SP Discussion Paper*(0927). Nenhuma citação no texto.
Citado 11 vezes nas páginas 22, 71, 79, 80, 91, 105, 110, 116, 127, 133 e 141.

Forteza, Á., & Rossi, I. (2012). Ndc versus ndb for infrequent. In *Nonfinancial defined contribution pension schemes in a changing pension world* (p. 147). World Bank. Nenhuma citação no texto.
Citado 8 vezes nas páginas 19, 20, 48, 80, 91, 105, 111 e 127.

Forteza, A., & Sanromán, G. (2011). Estimación de un modelo estructural para las decisiones de retiro en uruguay. *Documento de Trabajo/FCS-DE; 24/11*. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 19 e 82.

Forteza, A., & Sanroman, G. (2013). Seguridad social y retiro en uruguay. *Desarrollo y Sociedad*, *83*(3), 105–124. doi: <10.13043/dys.83.3> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 103 e 125.

Forteza, , & Guzmán, O. (2012). Redistribution, insurance and incentives to work in latin american pension programs. *Journal of Pension Economics and Finance*, *11*(3), 337–364. doi: <10.1017/S1474747211000564> Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 78, 135 e 142.

Forteza, , Ignacio, A., Fajnzylber, E., Grushka, C., Rossi, I., & Sanromán, G. (2011). Contributions to social security in argentina, chile and uruguay: Densities, transitions and durations. *Económica*, *0*, 127-163. Retrieved from <https://ideas.repec.org/a/lap/journl/577.html> Nenhuma citação no texto.
Citado 6 vezes nas páginas 71, 72, 74, 80, 82 e 125.

French, E. (2005). The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour. *The Review of Economic Studies*, *72*(2), 395–427. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 54.

Frenk, J., Lozano Ascencio, R., & Bobadilla, J. L. (1994). La transición epidemiológica en américa latina. *Notas de Población*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Fries, J. F. (2000, March). Compression of morbidity in the elderly. *Vaccine*, *18*(16), 1584–1589. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/S0264-410X(99)00490-9> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 64.

Galkutė, M., & Herrera, M. S. (2020). Postretirement work from a gender perspective: In-depth analysis of the chilean case. *Educational Gerontology*, *46*(11), 696–714. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 108.

Gallardo del Angel, R. (2009). A microeconometric analysis on the pension reforms in argentina, bolivia, mexico and uruguay. *Economía: teoría y práctica*, *30*, 83–114. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 131.

García de Soria, X., Rivas, M. F., Rossi, M., & Taboada, M. (2002). Tendencias recientes de la participación femenina en el mercado de trabajo de uruguay, 1986-2000. *Papeles de Población*, *8*(32), 165–198. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 45.

Gasparini, L., & Tornarolli, L. (2009). Informalidad laboral en américa latina y el caribe: Patrones y tendencias a partir de microdatos de encuestas de hogares. *Revista Desarrollo y Sociedad*(63), 13–81. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 35.

Geoghegan, V. S. (2022). La seguridad social contributiva en paraguay: Un modelo para desarmar y rearmar. *NOVAPOLIS*, *19*, 21–32. Retrieved from <https://www.decidamos.org.py/wp-content/uploads/2022/03/La-seguridad-social-contributiva-en-Paraguay.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 43 e 78.

Ghilarducci, T., & Webb, A. (2018). The distribution of time in retirement: Evidence from the health and retirement survey. *Work, Aging and Retirement*, *4*(3), 251–261. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 16, 62, 63 e 135.

Giandrea, M. D., Cahill, K. E., & Quinn, J. F. e. a. (2010). *The role of re-entry in the retirement process*. US Department of Labor, US Bureau of Labor Statistics, Office of Publications. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 27, 107 e 132.

Gill, I. S., Packard, T. G., Yermo, J., & Pugatch, T. (2004). Keeping the promise of old age income security in latin america. World Bank, Washington, DC. Nenhuma citação no texto.
Citado 11 vezes nas páginas 15, 16, 30, 48, 63, 67, 80, 131, 132, 141 e 143.

Gómez-Rubio, C., Zavala-Villalón, G., Ganga-León, C., Paillalef, W. R., Astorga, R. A., & Allende, S. S. (2016). Jubilación en chile: Vivencias y percepciones de mujeres jubiladas por el sistema privado de pensiones. *Psicoperspectivas*, *15*(3), 10–27. Retrieved from <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=171048523011> Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 93, 120, 121, 122 e 131.

Gontero, S., & Weller, J. (2017). *Consideraciones para aumentar la participación de los trabajadores por cuenta propia en los sistemas contributivos de protección social en américa latina.* Santiago, Chile: CEPAL. Retrieved from <https://www.cepal.org/es/publicaciones/42085-consideraciones-aumentar-la-participacion-trabajadores-cuenta-propia-sistemas> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 135 e 136.

Gonzales, E., Lee, Y., & Brown, C. (2017). Back to work? not everyone. examining the longitudinal relationships between informal caregiving and paid work after formal retirement. *The Journals of Gerontology: Series B*, *72*(3), 532–539. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/geronb/gbv095> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

González-Quintero, N. I., & Baez, N. A. D. (2015). Determinantes y perfiles de la participación laboral en colombia en el periodo 2002-2013. *Revista de Economía del Rosario*, *18*(01), 5–59. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 103.

Gorry, D., Lee, K. M., & Slavov, S. N. (2023). Does the actuarial adjustment for pension delay affect retirement and claiming decisions? *Journal of Pension Economics & Finance*, *22*(4), 590–603. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 85.

Greene, W. (2002). *Greene econometric analysis.* Prentice Hall Upper Saddle River, New Jersey. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 58 e 59.

Greene, W. H. (1996). *Marginal effects in the bivariate probit model* (Tech. Rep.). New York, NY, USA: NYU Working Paper No. EC-96-11. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 58.

Gronau, R. (1977). Leisure, home production, and work: The theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, *85*(6), 1099–1123. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 28.

Grossman, F. B., & nos, I. N. B. (2024). Transiciones laborales de las personas mayores en méxico. *Revista Mexicana de Sociología*, *86*(3), 665–690. Retrieved from <https://www.revistamexicanadesociologia.unam.mx/index.php/rms/article/view/62608> doi: <10.22201/iis.01882503p.2024.3.62608> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Gruber, J., & Wise, D. (1999). Introduction to social security and retirement around the world. In *Social security and retirement around the world* (pp. 1–35). University of Chicago Press. Retrieved from <https://www.nber.org/chapters/c7247> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 79.

Gruber, J., & Wise, D. A. (2004). *Social security programs and retirement around the world: Micro estimation.* University of Chicago Press. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 18.

Günther, I., & Launov, A. (2006). *Competitive and segmented informal labor markets* (Tech. Rep.). Bonn: IZA Discussion Papers. Retrieved from <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-2009062684> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

Gustman, A. L., & Steinmeier, T. L. (2015). Effects of social security policies on benefit claiming, retirement and saving. *Journal of Public Economics*, *129*, 51–62. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 85.

Hajnal, J. (1953). Age at marriage and proportions marrying. *Population studies*, *7*(2), 111–136. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 51, 54 e 55.

Harper, S., Khan, H. T., Saxena, A., & Leeson, G. (2006). Attitudes and practices of employers towards ageing workers: Evidence from a global survey on the future of retirement. *Ageing horizons*, *5*, 31–41. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 131.

Henkens, K., & van Solinge, H. (2017). Returning to work after retirement: Who, what and why? *Work, Aging and Retirement*, *3*(3), 352–360. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/workar/wau007.> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 107.

Hochguertel, S. (2010). Self-employment around retirement age. *Netspar Discussion Paper No. 07/2010-030*. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1639335> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 136 e 137.

Holzmann, R. (1999). On the economic benefits and fiscal requirements of moving from unfunded to funded pensions. *The Welfare State in Europe*, 139–196. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 15, 16, 25 e 91.

Holzmann, R. (2017). The abcs of nonfinancial defined contribution (ndc) schemes. *International Social Security Review*, *70*(3), 53–77. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 15, 24 e 29.

Holzmann, R., Palmer, E., Palacios, R. J., & Sacchi, S. (2019). Progress and challenges of nonfinancial defined contribution pension schemes: Addressing marginalization, polarization, and the labor market. World Bank Group. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 24, 25 e 135.

Holzmann, R., Palmer, E., & Robalino, D. (2012). *Nonfinancial defined contribution pension schemes in a changing pension world: Volume 2, gender, politics, and financial stability* (Vol. 2). World Bank Publications. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 104.

Hospido, L., & Zamarro, G. (2014). Retirement patterns of couples in europe. *IZA Journal of European Labor Studies*, *3*(1), 1–18. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Hurd, M. D. (1990). The joint retirement decision of husbands and wives. In *Issues in the economics of aging* (pp. 231–258). University of Chicago Press. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 137.

Hurd, M. D., Smith, J. P., & Zissimopoulos, J. M. (2004). The effects of subjective survival on retirement and social security claiming. *Journal of Applied Econometrics*, *19*(6), 761–775. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 26.

Hurtado, C. A. (2019). Fertility decline in chile: Changes in the role of education and the age at the first birth. *Population American Association*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Hutchens, R., & Papps, K. L. (2008). Developments in phased retirement. In S. W. Polachek & K. Tatsiramos (Eds.), *Research in labor economics* (Vol. 28, pp. 33–72). Emerald Group Publishing Limited. Retrieved from <https://pensionresearchcouncil.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2015/09/WP2004-14.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 137.

Hytti, H. (1996). Active and retirement life expectancy in finland. *Finnish Yearbook of Population Research*, 207–217. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 16, 56 e 81.

Hytti, H., & Valaste, M. (2009). *The average length of working life in the european union* (Tech. Rep.). Helsinki, Finland: The Social Insurance Institution. Nenhuma citação no texto.
Citado 6 vezes nas páginas 57, 63, 70, 77, 78 e 141.

ILO. (2022). *Panorama de la protección social en américa latina y el caribe. tendencias de la seguridad social con foco en los sistemas de pensiones y la seguridad económica de las personas mayores.* ILO. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 32 e 108.

Imai, K., & Soneji, S. (2007). On the estimation of disability-free life expectancy: Sullivan's method and its extension. *Journal of the American Statistical Association*, *102*(480), 1199–1211. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 56 e 57.

IMPO. (2012). *Fijación de la compatibilidad de la jubilación por industria y comercio con la actividad bajo la misma afiliación, en las condiciones que se determinan.* Retrieved from <https://impo.com.uy/bases/leyes/19006-2012> (Accessed: 2024-08-14) Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 48 e 114.

IMPO. (2013a). *Determinación de un régimen de jubilación parcial y compatible con el desempeño de servicios de la misma afiliación.* Retrieved from <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/19160-2013/1> (Accessed: 2024-08-14) Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 48 e 114.

IMPO. (2013b). *Regulación de disposiciones de la ley 18.384 relativa al estatuto del artista y oficios conexos.* Retrieved from <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/19154-2013/1> (Accessed: 2024-08-14) Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 48 e 114.

Inderbitzin, L., Staubli, S., & Zweimüller, J. (2016). Extended unemployment benefits and early retirement: Program complementarity and program substitution. *American Economic Journal: Economic Policy*, *8*(1), 253–288. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 79 e 111.

Infante, R. (2011). La economía informal en chile. In *El impacto del mercado laboral en el bienestar de las personas. distribución del ingreso y calidad del empleo* (p. Rango de Páginas). Santiago de Chile: OIT. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 34.

Infante, R., & Klein, E. (1991). Mercado latinoamericano del trabajo en 1950-1990. *Revista de la CEPAL*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 18.

International Social Security Association. (n.d.). *The international social security association (issa)*. <https://www.issa.int>. (Accessed: 2024-10-16) Nenhuma citação no texto.
Citado na página 118.

Ishida, K., Stupp, P., & Melian, M. (2009). Fertility decline in paraguay. *Studies in Family Planning*, *40*(3), 227–234. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 39 e 118.

Jagger, C., Cox, B., Le Roy, S., Clavel, A., Robine, J., Romieu, I., & Van Oyen, H. (2014). Health expectancy calculation by the sullivan method: A practical guide. *Nihon University Population Research Institute (NUPRI) Research Paper Series*, *68*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 57.

James, E. (1997). Pension reform: Is there an efficiency-equity trade-off? In *documento preparado para la conferencia sobre crecimiento de la reducción de la desigualdad en las economías de mercado de américa latina, washington, dc, banco interamericano de desarrollo (bid), inédito.* Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 16, 20, 30, 111 e 138.

James, E. (2012). Gender in the (nonfinancial) defined contribution world: Issues and options. *Nonfinancial Defined Contribution Pension Schemes in a Changing Pension World*, *2*, 3–33. Nenhuma citação no texto.
Citado 6 vezes nas páginas 20, 29, 82, 137, 138 e 142.

James, E., & Edwards, A. C. (2005). Do individual accounts postpone retirement: Evidence from chile. *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP*, *98*. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 18, 96, 98 e 103.

Jiménez Ramírez, D. (2013). Las migraciones desde una perspectiva regional. In *La variable demográfica en chile: Implicancias y desafíos* (p. 9-27). Santiago de Chile: CESIM. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Johnson, R. W., & Favreault, M. (2001). Retiring together or working alone: The impact of spousal employment and disability on retirement decisions. *CRR Working Paper*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Jolly, N. A., & Theodoropoulos, N. (2023). Health shocks and spousal labor supply: An international perspective. *Journal of Population Economics*, *36*(2), 973–1004. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Joubert, C. (2015). Pension design with a large informal labor market: Evidence from chile. *International Economic Review*, *56*(2), 673–694. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 19, 64 e 138.

Joubert, C., & Todd, P. E. (2011). *How the design of a pension system influences old age poverty and gender equity: A study of chile's private retirement accounts system* (Working Paper). Philadelphia, PA, USA: University of Pennsylvania. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 19, 37, 38 e 89.

Kahn, J. A. (1988). Social security, liquidity, and early retirement. *Journal of Public Economics*, *35*(1), 97–117. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 24.

Kalemli-Ozcan, S., & Weil, D. N. (2010). Mortality change, the uncertainty effect, and retirement. *Journal of Economic Growth*, *15*, 65–91. Retrieved from <https://link.springer.com/article/10.1007/s10887-010-9050-1> Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 15, 62 e 104.

Kamionka, T., & Leveneur, P. (2021). *The dynamics of health, employment and working hours* (Tech. Rep.). HAL Open Science. Retrieved from <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03307591> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 87.

Kanfer, R., Beier, M. E., & Ackerman, P. L. (2008). Postponing job retirement?: Psychosocial influences on the preference for early or late retirement. *Career Development International*, *13*(2), 83–101. Retrieved from <https://doi.org/10.1108/13620430810860558> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

Kannisto, J., & Vidlund, M. (2022). *Expected effective retirement age and exit age in the nordic countries and estonia* (Tech. Rep.). Helsinki, Finland: Finnish Centre for Pensions. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 77.

Kantarci, T., & Van Soest, A. (2008). Gradual retirement: Preferences and limitations. *De Economist*, *156*, 113–144. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 112 e 136.

Komp, K., van Tilburg, T., & van Groenou, M. B. (2010). Paid work between age 60 and 70 years in europe. *International Journal of Ageing and Later Life*, *5*(1), 45–75. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 27, 88, 110 e 111.

Koolhaas, M. (2016). Magnitud y selectividad de la migración de retorno en uruguay (1986-2015). *Revista Latinoamericana de Población*, *10*(18), 107-133. Retrieved from <https://doi.org/10.31406/relap2016.v10.i1.n18.5> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 44.

Kritzer, B. E., Kay, S. J., & Sinha, T. (2011). Next generation of individual account pension reforms in latin america. *Soc. Sec. Bull.*, *71*, 35. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 38 e 136.

Kutlu, V. (2014). *The retirement-consumption puzzle and unretirement* (Tech. Rep.). Netspar Discussion Paper. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 24 e 27.

Lahey, J. (2008). Age, women, and hiring: An experimental study. *Journal of Human Resources*, *43*(1), 30-56. Retrieved from <https://doi.org/10.3368/jhr.43.1.30> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 139.

Lalive, R., Magesan, A., & Staubli, S. (2020). *The impact of social security on pension claiming and retirement: Active vs. passive decisions* (Tech. Rep.). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 26, 27, 55 e 85.

Lalive, R., Magesan, A., & Staubli, S. (2023). How social security reform affects retirement and pension claiming. *American Economic Journal: Economic Policy*, *15*(3), 115–150. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 29, 104 e 139.

Lalive, R., & Parrotta, P. (2017). How does pension eligibility affect labor supply in couples? *Labour Economics*, *46*, 177–188. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 29 e 86.

Lanzilotta, B. (2009). El empleo por cuenta propia y la cobertura de seguridad social en uruguay. In F. M. Bertranou (Ed.), *Trabajadores independientes y protección social en américa latina* (pp. 35–58). Montevideo: OIT y Centro de Estudios Seguridad Social y Administración, BPS. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 48.

Lara Martínez, M. C. (2009). Determinantes de la probabilidad de cotización a la seguridad social en uruguay. *Jornadas de Investigación*. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 71, 80 e 106.

Larrañaga, O. (2007, Jun). Fertility trends in chile 1960-2003. *Serie Documentos de Trabajo*(241). Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Latulippe, D. (1996). *Effective retirement age and duration of retirement in the industrial countries between 1950 and 1990* (Vol. 2). Financing and Economics, Social Security Department, International Labour Office. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 51, 53, 54, 55 e 63.

Lavados Montes, H., & Aravena Guzmán, F. (2013). Efectos económicos de la inmigración a chile. In *La variable demográfica en chile: Implicancias y desafíos* (p. 49-59). Santiago de Chile: CESIM. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Lavalleja, M., Rossi, I., & Tenenbaum, V. (2018). *La flexibilización de las condiciones de acceso a las jubilaciones en el uruguay.* Oficina de la Cepal en Montevideo: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Retrieved from <https://www.cepal.org/es/publicaciones/43250-la-flexibilizacion-condiciones-acceso-jubilaciones-uruguay> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 125.

Lee, R., & Sanchez-Romero, M. (2019). Overview on heterogeneity in longevity and pension schemes. *Social Protection Discussion Papers and Notes*(136560). Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/wbk/hdnspu/136560.html> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 135 e 141.

Lee, R., & Zhou, Y. (2017). Does fertility or mortality drive contemporary population aging? the revisionist view revisited. *Population and Development Review*, 285–301. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Leinonen, T., Martikainen, P., & Lahelma, E. (2015). Interrelationships between education, occupational social class, and income as determinants of disability retirement. *BMC Public Health*, *15*, 332. Retrieved from <https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12889-015-1718-1> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 135.

Leonesio, M. V. (1995). *The economics of retirement: A nontechnical guide* (Tech. Rep.). Washington, DC, USA: Social Security Administration, Office of Research and Statistics. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 23 e 25.

León Ossandón, V. A. (2018). El trabajo informal en chile, ¿opción voluntaria o condición obligada? *Revista de Economía Laboral*, *15*(2), 57–89. doi: <10.21114/rel.2018.02.03> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 122.

Livert-Aquino, F., Miranda, F., & Espejo, A. (2022, febrero). *Estimación de la probabilidad de informalidad laboral a nivel comunal en chile* (Documento de Proyecto No. LC/TS.2022/5). Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Retrieved from <https://www.cepal.org/es/publicaciones/47727-estimacion-la-probabilidad-informalidad-laboral-nivel-comunal-chile> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 37.

Loichinger, E., & Weber, D. (2016). Trends in working life expectancy in europe. *Journal of Aging and Health*, *28*(7), 1194–1213. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 56, 63, 70 e 77.

Lopes, P., & Cocco, J. a. F. (2004). *Defined benefit or defined contribution? an empirical study of pension choices* (Discussion Paper Series No. 515). LSE Financial Markets Group. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=566622> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 107.

Lora, E., & Pagés, C. (2000). *Hacia un envejecimiento responsable: Las reformas de los sistemas pensionales en américa latina* (Tech. Rep.). Washington, DC, USA: InterAmerican Development Bank. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 30, 31 e 37.

Lorenz, S., & Zwick, T. (2020). Money also is sunny in a retiree's world. *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*(20-056). Nenhuma citação no texto.
Citado 9 vezes nas páginas 23, 24, 28, 85, 88, 104, 105, 106 e 112.

Lozano, M., & Rentería, E. (2019). Work in transition: labour market life expectancy and years spent in precarious employment in spain 1986–2016. *Social Indicators Research*, *145*(1), 185–200. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 56, 64 e 79.

Lozano, M., & Rentería, E. (2021). *Trends in the length of long-term unemployment in europe: an approach using working life tables, 2000-2018.* Nenhuma citação no texto.
Citado na página 79.

Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011). *Financial literacy and planning: Implications for retirement wellbeing* (Tech. Rep.). National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

MacInnis, B. (2010). *Social security and the joint trends in labor supply and benefits receipt among older men.* SSRN. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 16 e 134.

Madero-Cabib, I., & Biehl, A. (2021). Lifetime employment–coresidential trajectories and extended working life in chile. *The Journal of the Economics of Ageing*, *19*, 100309. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 106, 122 e 123.

Madero-Cabib, I., & Kaeser, L. (2016). How voluntary is the active ageing life? a life-course study on the determinants of extending careers. *European Journal of Ageing*, *13*(1), 25–37. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10433-015-0355-y> Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 35, 120, 132 e 134.

Madero-Cabib, I., Palomo Vélez, R., & Jofré Bustos, M. S. (2019). Incrementar la edad legal de jubilación y extender la trayectoria laboral? apuntes para la discusión sobre empleo en personas mayores en chile. *Revista Latinoamericana de Derecho Social*(29), 145–175. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 35, 93 e 122.

Maestas, N. (2010). Back to work: Expectations and realizations of work after retirement. *Journal of Human Resources*, *45*(3), 718–748. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 24, 27, 28, 107 e 132.

Maestas, N. (2017). The return to work and women's employment decisions. In *Women working longer: Increased employment at older ages* (pp. 55–83). University of Chicago Press. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 28, 29 e 55.

Marco, F., & CEPAL, N. e. a. (2004). *Los sistemas de pensiones en américa latina: un análisis de género.* CEPAL. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 20, 29, 137 e 142.

Marcouiller, D., de Castilla, V. R., & Woodruff, C. (1997). Formal measures of the informal sector wage gap in mexico, el salvador, and peru. *Economic Development and Cultural Change*, *45*(2), 367–392. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1154540> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 138.

Margolis, R., & Wright, L. (2017). Healthy grandparenthood: How long is it, and how has it changed? *Demography*, *54*(6), 2073–2099. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0620-0> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

Martinčeková, L., & Škrobáková, Ž. (2019). Transition from work to retirement: Theoretical models and factors of adaptation. *Človek a spoločnosť*, *22*(1), 1–15. Retrieved from <https://www.researchgate.net/publication/332604974_Transition_from_work_to_retirement_theoretical_models_and_factors_of_adaptation> doi: <10.31577/cas.2019.01.549> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 27 e 28.

Mason, A., & Lee, R. (2006). Reform and support systems for the elderly in developing countries: capturing the second demographic dividend. *Genus*, 11–35. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 15.

Mason, A., Lee, R., & Jiang, J. X. (2016). Demographic dividends, human capital, and saving. *The Journal of the Economics of Ageing*, *7*, 106–122. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 15.

Mason, A., Lee, S.-H., Lee, R., & Donehower, G. (2019). Macroeconomics and policies in ageing societies. In *Live long and prosper? the economics of ageing populations* (pp. 124–132). Centre for Economic Policy Research. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 15.

Mathers, C. D., & Robine, J.-M. (1997). How good is sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies? *Journal of Epidemiology & Community Health*, *51*(1), 80–86. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 57.

Maurer, R., Mitchell, O. S., Rogalla, R., & Schimetschek, T. (2017). *Optimal social security claiming behavior under lump sum incentives: Theory and evidence* (NBER Working Paper No. 23073). National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Melo, G. D., Castiñeiras, N., Ardente, A., Montti, O., Zelko, B., & Araya, F. (2019). Eligibility for retirement and replacement rates in the uruguayan multi-pillar pension system. *Journal of Pension Economics and Finance*, *23*(2), 123-145. Retrieved from <https://doi.org/10.1017/S1474747214000234> Nenhuma citação no texto.
Citado 7 vezes nas páginas 48, 80, 82, 103, 125, 126 e 127.

Merkurieva, I. (2023). Retirement coordination and leisure complementarity. *Labour Economics*, *85*. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2023.102431> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Mesa Lago, C. (2002). La reforma estructural de las pensiones de seguridad social en américa latina: Modelos, características, resultados y lecciones. *Economía y Sociedad*, *7*(19). Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 30 e 31.

Mesa-Lago, C. (2007). *As reformas de previdência na américa latina e seus impactos nos princípios de seguridade social*. Ministério da Previdência Social, Secretaria de Políticas de Previdência Social. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 80.

Mesa-Lago, C. (2016). Los modelos mixtos de pensiones en costa rica y uruguay: algunas lecciones para la re-reforma en el salvador. *Aportes al debate sobre las políticas públicas*(6). Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 47 e 48.

Micheel, F., Roloff, J., & Wickenheiser, I. (2010). The impact of socioeconomic characteristics on older employees' willingness to continue working in retirement age. *Comparative Population Studies*, *35*(4). Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 27, 28 e 88.

Millán-León, B. (2010). Factores asociados a la participación laboral de los adultos mayores mexiquenses. *Papeles de población*, *16*(64), 93–121. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 103 e 133.

Millimet, D. L., Nieswiadomy, M., & Slottje, D. (2010). Detailed estimation of worklife expectancy for the measurement of human capital: Accounting for marriage and children. *Journal of Economic Surveys*, *24*(2), 339–361. doi: <10.1111/j.1467-6419.2009.00618.x> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 63 e 81.

Mincer, J. (1962). Labor force participation of married women: A study of labor supply. In *Aspects of labor economics* (pp. 63–105). Princeton University Press. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 28.

Minoldo, M. S. T., Zavattiero, C., Peláez, E., & Fantín, M. A. (2017). La equidad en los sistemas de seguridad social desde una mirada de género en argentina y paraguay. In *Xiv jornadas argentinas de estudios de población*. Santa Fe, Argentina. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 114.

Mitchell, H., & Guled, G. (2010). Average age of withdrawal from the labour market. *Office for National Statistics*. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 51, 54 e 55.

Mitchell, O. S. (1996). Social security reform in uruguay: An economic assessment. *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 126.

Mitchell, O. S., & Utkus, S. P. (2004). *Pension design and structure: New lessons from behavioral finance*. New York: Oxford University Press. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 26 e 27.

Moen, P. (2003). Midcourse: Navigating retirement and a new life stage. In *Handbook of the life course* (pp. 269–291). Springer. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

Montcho, G., Carrière, Y., Mérette, M., & Merette, M. (2021). *Population aging and worklife duration: Myths and realities in the canadian context* (Tech. Rep.). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3960378> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 141.

Montizaan, R. (2017). Post-retirement employment: Determinants and labor market consequences. *Netspar Survey Paper*, *49*. Nenhuma citação no texto.
Citado 6 vezes nas páginas 27, 28, 88, 107, 110 e 111.

Moran, P. A. P. (1949). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, *37*(2), 18–23. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 33.

Moreno, J. M. (2015). Paraguay. In R. Rofman, I. Apella, & E. Vezza (Eds.), *Beyond contributory pensions: Fourteen experiences with coverage expansion in latin america.* Washington, D.C.: World Bank Publications. Retrieved from <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/20602> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 42.

Munnell, A. H., & Soto, M. (2005). *Why do women claim social security benefits so early?* (Tech. Rep.). MA: Center for Retirement Research at Boston College Chestnut Hill. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 28, 86, 88 e 104.

Murillo-López, S., & Venegas-Martínez, F. (2011). Cobertura de los sistemas de pensiones y factores asociados al acceso a una pensión de jubilación en méxico. *Papeles de población*, *17*(67), 209–250. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 30 e 139.

Murrugarra, E. e. a. (2011). Employability and productivity among older workers: A policy framework and evidence from latin america. *Well-being and social policy*, *7*(2), 53–99. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 53.

Nauman, E., VanLandingham, M., & Anglewicz, P. (2016). Migration, urbanization and health. *International handbook of migration and population distribution*, 451–463. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 55.

Nava Bolaños, I., & Ham Chande, R. (2014). Determinantes de la participación laboral de la población de 60 años o más en méxico. *Papeles de población*, *20*(81), 59–87. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 96 e 103.

Navarro, B., & Ortiz, E. (2014). *El sistema de pensiones del paraguay: Debilidades que exhibe y perspectivas de la reforma.* Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya, CADEP. Nenhuma citação no texto.
Citado 8 vezes nas páginas 40, 41, 42, 71, 90, 93, 103 e 118.

Nazar, G., & Figueroa, C. A. (2015). Creencias estereotípicas sobre el desempeño laboral de trabajadores mayores en chile. *Psicoperspectivas*, *14*(1), 114–125. Retrieved from <https://

doi.org/10.5027/psicoperspectivas-Vol14-Issue1-fulltext-435> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 139.

Neumark, D., Burn, I., & Button, P. (2019). Is it harder for older workers to find jobs? new and improved evidence from a field experiment. *Journal of Political Economy*, *127*(2), 922–970. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 131.

OCDE. (2017). *Pensions at a glance 2017.* OECD. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 69 e 82.

OECD, B., & WB. (2015). *Un panorama de las pensiones en america latina y el caribe*. París: OCDE. Retrieved from <https://doi.org/10.1787/9789264233195-es> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 38.

Ollikainen, V., & Kyyrä, T. e. a. (2006). To search or not to search? the effects of ui benefit extension for the elderly unemployed. *Journal of Public Economics*, *92*(10–11), 2048–2070. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 79 e 135.

Ophir, A. (2022). The paid and unpaid working life expectancy at 50 in europe. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, *77*(4), 769–779. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/geronb/gbab223> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

Ortiz Trepowski, E., & Navarro Amarilla, B. (2012). *La protección de la población paraguaya por los sistemas jubilatorios.* Asunción, Paraguay: Instituto Paraguayo de Investigaciones Económicas. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 78 e 80.

Otero, A. (2011). *Pensions, work and informality: The impact of the 2008 chilean pension reform* (PhD Thesis, University of London). Retrieved from <https://previsionsocial.gob.cl/wp-content/uploads/2023/12/pensiones-trabajo-informalidad-attanasio-meghir-otero.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 71 e 135.

Packard, T. G. (2007). Do workers in chile choose informal employment? a dynamic analysis of sector choice. *World Bank Policy Research Working Paper*(4232). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=985004> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 122.

Páez, B. D. R. (2024). *Itaipú y crecimiento económico de paraguay.* Nenhuma citação no texto.
Citado na página 40.

Pagés, C. (2005). *Diagnóstico del mercado de trabajo en uruguay* (Tech. Rep.). Washington, D.C.: Inter-American Development Bank. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 45 e 47.

Palloni, A., Pinto-Aguirre, G., & Pelaez, M. (2002). Demographic and health conditions of ageing in latin america and the caribbean. *International Journal of Epidemiology*, *31*(4),

762–771. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/ije/31.4.762> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Palloni, A., & Thomas, J. R. (2013). Estimation of covariate effects with current status data and differential mortality. *Demography*, *50*(2), 521–544. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 54 e 55.

Parker, M., Bucknall, M., Jagger, C., & Wilkie, R. (2020). Extending working lives: A systematic review of healthy working life expectancy at age 50. *Social Indicators Research*, *150*, 337–350. doi: <10.1007/s11205-020-02348-4> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 64.

Partida Bush, V. (2014). Cambios en los mercados laborales de méxico de 2000 a 2010 mediante esperanzas de vida activa. *Papeles de población*, *20*(81), 121–164. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 73 e 81.

Pashchenko, S., & Porapakkarm, P. (2023). Accounting for social security claiming behavior. *International Economic Review*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 85.

Pellegrino, A. (2013). Uruguay: cien años de transición demográfica. *Migración y desarrollo*, *11*(20), 186–207. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 43 e 44.

Pellegrino, A., & Vigorito, A. (2005). Emigration and economic crisis: Recent evidence from uruguay. *Migraciones Internacionales*, *3*(1), 57-81. Retrieved from <https://doi.org/10.17428/rmi.v3i8.1226> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 44.

Pena, N. (2020). El cuidado de adultos mayores en paraguay: estrategias colectivas y circulación de cuidados en familias transnacionales. *RELAP - Revista Latinoamericana de Población*, *14*(27), 5–40. Retrieved from <https://doi.org/10.31406/relap2020.v14.i2.n27.1> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 118.

Perazzo, I. (2011). Determinantes macroeconómicos de la mortalidad infantil en uruguay. *Serie Documentos de Trabajo / FCEA-IE; DT12/11*. Retrieved from <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/handle/20.500.12008/4210> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 43.

Pérez-Salamero González, J. M., Regúlez-Castillo, M., & Vidal-Meliá, C. (2021). Differences in life expectancy between self-employed workers and paid employees when retirement pensioners: Evidence from spanish social security records. *European Journal of Population*, *37*(3), 697–725. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10680-021-09585-1> doi: <10.1007/s10680-021-09585-1> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 62.

Pettersson, J. (2011). *Instead of bowling alone? unretirement of old-age pensioners* (Tech. Rep.). Uppsala: Working Paper. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 27.

Piggot, J., Robalino, D., & Jimenez-Martin, S. (2008). Incentive effects of retirement income transfers. *Munich Personal RePEc Archive*. Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/12020/> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 24 e 80.

Pilipiec, P., Groot, W., & Pavlova, M. (2021). The effect of an increase of the retirement age on the health, well-being, and labor force participation of older workers: a systematic literature review. *Journal of Population Ageing*, *14*, 271–315. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s12062-020-09280-9> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 134.

Pinzon Fonseca, D. A. (2011). *The relationship between health and employment* (Master's thesis, Erasmus University of Rotterdam). Retrieved from <https://www.netspar.nl/assets/uploads/059_MSc_Daniel_Andres_Pinzon_Fonseca.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 133.

Pleau, R., & Shauman, K. (2013). Trends and correlates of post-retirement employment, 1977–2009. *Human Relations*, *66*(1), 113–141. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 27, 88 e 134.

Preston, S. H., Heuveline, P., & Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Malden, MA: Blackwell Publishers. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 51, 52 e 54.

Preston, S. H., Himes, C., & Eggers, M. (1989). Demographic conditions responsible for population aging. *Demography*, *26*, 691–704. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Queiroz, B. L. (2007). The determinants of male retirement in urban brazil. *Nova Economia*, *14*(2), 11–37. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 103.

Queiroz, B. L. (2008). Incentivos para la jubilación: Monto de la pensión, saldo acumulado e impuesto implícito. *Bienestar y política social*, *4*, 77–100. Retrieved from <https://www.researchgate.net/publication/237358416_INCENTIVOS_PARA_LA_JUBILACION_MONTO_DE_LA_PENSION_SALDO_ACUMULADO_E_IMPUESTO_IMPLICITO> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 18 e 142.

Queiroz, B. L. (2017). Public pensions, economic development, and the labor force participation of older adults in latin america in 1990–2010. *International Journal of Population Studies*, *3*(1), 121–137. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 54 e 141.

Queiroz, B. L., & Souza, L. R. (2017). Retirement incentives and couple's retirement decisions in brazil. *The Journal of the Economics of Ageing*, *9*, 1–13. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 131.

Queisser, M. (1998). *The second-generation pension reforms in latin america* (Tech. Rep.). Paris, France: OCDE. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 30, 31, 38 e 47.

Quinn, J. F., Myers, D. A., Burkhauser, R. V., & Burkhauser, R. V. (1990). *Passing the torch: The influence of economic incentives on work and retirement*. Upjohn Institute for Employment Research. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 24, 86 e 87.

Reber, V. B. (1988). The demographics of paraguay: A reinterpretation of the great war, 1864-70. *Hispanic American Historical Review*, *68*(2), 289–319. Retrieved from <https://doi.org/10.1215/00182168-68.2.289> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 39.

Renier, T. A. (2022). *Privatizing retirement: The case of the female chilean worker* (Unpublished master's thesis). Saint John's University. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 20, 74, 78, 104 e 121.

Ribe, H., Robalino, D., & Walker, I. (2012). *From right to reality: Incentives, labor markets, and the challenge of universal social protection in latin america and the caribbean*. World Bank Publications. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 17 e 30.

Rodríguez, R. (1993). El sistema de jubilaciones y pensiones en el paraguay. *Uthoff A. y R. Szalachmann, Sistemas de pensiones en América Latina. Diagnóstico y alternativas de reforma*, *3*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 42.

Rofman, R., Apella, I., & Vezza, E. (2014). *Beyond contributory pensions: Fourteen experiences with coverage expansion in latin america*. World Bank Publications. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 31, 32, 37 e 38.

Rofman, R., Lucchetti, L., & Ourens, G. (2010). Pension systems in latin america: Concepts and measurements of coverage. *Documento de Trabajo/FCS-DE; 5/10*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 30.

Rojas-Huerta, A. V., & Ham-Chande, R. (2024). Social security pensions for mexican elderly women. In *Iussp*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 98.

Rossi, I. (2018). *Systematic determinants of pensions in latin america* (Documentos de Trabajo No. 0818). Department of Economics, Universidad de la República. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/ude/wpaper/0818.html> Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 79, 91, 110 e 133.

Ruiz de Castilla Brinson, V., Woodruff, C. M., & Marcouiller, D. (1997). Formal measures of the informal sector wage gap in mexico, el salvador, and peru. *Economic Development and Cultural Change*, *45*(2), 367–392. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 81.

Ruiz-Tagle, J., & Tapia, P. (2011). Chile: early retirement, impatience and risk aversion. *CEPAL Review*(105), 103-121. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 38, 67, 120 e 123.

Rutledge, M. S. (2018, May). *What explains the widening gap in retirement ages by education?* (Issue in Brief No. 18-10). Center for Retirement Research at Boston College. Retrieved from <https://crr.bc.edu/briefs/what-explains-the-widening-gap-in-retirement-ages-by-education/> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 88.

Saad, P. (2011). Tendencias demográficas en américa latina y el caribe. *Envejecimiento de la Población: ¿Está Preparada América Latina?*, 45–78. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Saito, Y., Robine, J.-M., & Crimmins, E. M. (2014). The methods and materials of health expectancy. *Statistical Journal of the IAOS*, *30*(3), 209–223. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 56 e 57.

Sale, L. (2016). *Health shocks and retirement timing in latin america* (Unpublished doctoral dissertation). University of North Carolina at Chapel Hill. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 110, 123, 127 e 132.

Sammartino, F. J. (1987). The effect of health on retirement. *Soc. Sec. Bull.*, *50*, 31. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 87 e 127.

Sanabria, D., & Meza, D. (2018). *Determinantes de la densidad de cotizaciones en el sistema de jubilación del instituto de previsión social: Un análisis de la cobertura de los trabajadores del sector privado.* Nenhuma citação no texto.
Citado 9 vezes nas páginas 71, 80, 96, 105, 113, 114, 115, 117 e 118.

Sánchez, A. C. (2014). Policies for making the chilean labour market more inclusive. *OECD Economics Department Working Papers*(1117), 1–31. Retrieved from <https://doi.org/10.1787/5jz2r9j3f0r6-en> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 34 e 37.

Saravia, L. (2024). Trabajadores independientes y cobertura previsional en brasil y chile. In F. Bertranou & F. D. Valverde (Eds.), *Trabajadores independientes y protección social en américa latina* (pp. 45–67). Geneva: Organización Internacional del Trabajo. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 37.

Scherer, P. (2002). *Age of withdrawal from the labour force in oecd countries* (Tech. Rep.). París: OECD. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 51 e 63.

Schirle, T. (2008). Why have the labor force participation rates of older men increased since the mid-1990s? *Journal of Labor Economics*, *26*(4), 549–594. doi: <10.1086/589467> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 63 e 138.

Schmitz, W., Naegele, L., Frerichs, F., & Ellwardt, L. (2023). Gendered late working life trajectories, family history and welfare regimes: evidence from sharelife. *European Journal of Ageing*. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 28 e 141.

Schram, J. L. D., Solovieva, S., Leinonen, T., Viikari-Juntura, E., Burdorf, A., & Robroek, S. J. W. (2021). The influence of occupational class and physical workload on working life expectancy among older employees. *Scandinavian Journal of Work, Environment Health*, *47*(1), 5–14. doi: <10.5271/sjweh.3919> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 64.

Schürer, K. (1989). A note concerning the calculation of the singulate mean age at marriage. *Local Population Studies*, *43*, 67–70. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 54.

Serafini, V. e. a. (2021). *El pilar contributivo de la protección social en paraguay: principales características y desafíos*. Asunción, Paraguay: Instituto Paraguayo de Investigaciones Económicas. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 42, 43, 80, 90 e 96.

Setaro Montes de Oca, M., & García Agüero, M. d. C. (2021). El paraguay dentro del sistema migratorio regional. la migración como parte del fenómeno del desarrollo global. In *Una mirada sistémica sobre las migraciones en américa latina y el caribe: el estado y la economía como factores de influencia* (p. 81-97). San José, Costa Rica: FLACSO. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 40 e 41.

Settels, J. (2013). *Return to work after retirement: Contributing factors and health implications*. The University of Western Ontario (Canada). Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 27, 28, 87 e 88.

Sewdas, R., de Wind, A., Stenholm, S., Coenen, P., Louwerse, I., Boot, C., & van der Beek, A. (2020). Association between retirement and mortality: working longer, living longer? a systematic review and meta-analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*, *74*(5), 473–480. Retrieved from <https://doi.org/10.1136/jech-2019-213023> doi: <10.1136/jech-2019-213023> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 82.

Sharir, S. (1975). The income-leisure model: A diagrammatic extension. *Economic Record*, *51*(1), 93–98. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 28.

Shi, J., Dudel, C., Monden, C., & van Raalte, A. (2023). Inequalities in retirement life span in the united states. *The Journals of Gerontology: Series B*, *78*(5), 891–901. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/geronb/gbac064> doi: <10.1093/geronb/gbac064> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 63 e 81.

Shiri, R., Hiilamo, A., & Lallukka, T. (2021). Indicators and determinants of the years of working life lost: A narrative review. *Scandinavian Journal of Public Health*, *49*(6), 666–674. Nenhuma citação no texto.
Citado 5 vezes nas páginas 64, 78, 79, 81 e 135.

Shoven, J. B., & Slavov, S. N. (2014). Does it pay to delay social security? *Journal of Pension Economics & Finance*, *13*(2), 121–144. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 138.

Shu, S., & Payne, J. W. (2023). *Social security claiming intentions: Psychological ownership, loss aversion, and information displays* (Tech. Rep.). Cambridge: National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 16, 26 e 138.

Shu, S. B., & Payne, J. W. (2013). *Life expectation judgments, fairness, and loss aversion in the psychology of social security claiming decisions* (Tech. Rep.). Cambridge: National Bureau of Economic Research. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 16, 26 e 139.

Silva-Peñaherrera, M., López-Ruiz, M., Merino-Salazar, P., Gomez Garcia, A. R., & Benavides, F. G. (2021). Association between informal employment and mortality rate by welfare regime in latin america and the caribbean: an ecological study. *BMJ Open*, *11*(8), e044920. Retrieved from <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-044920> doi: <10.1136/bmjopen-2020-044920> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 82.

Skoog, G. R., & Ciecka, J. E. (2010). Measuring years of inactivity, years in retirement, time to retirement, and age at retirement within the markov model. *Demography*, *47*(3), 609–628. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 78 e 81.

Solís, P., & García-Guerrero, V. M. (2019). ¿caminos divergentes a la baja mortalidad? el incremento en la esperanza de vida y la desigualdad de años vividos en américa latina y europa. *Estudios Demográficos y Urbanos*, *34*(2), 365–393. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Solovieva, S., de Wind, A., Undem, K., Dudel, C., Mehlum, I. S., van den Heuvel, S. G., ... Leinonen, T. (2024). Socioeconomic differences in working life expectancy: a scoping review. *BMC Public Health*, *24*(735). Retrieved from <https://doi.org/10.1186/s12889-024-18229-y> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 79.

Staubli, S., & Zweimüller, J. (2012). *Does raising the early retirement age increase employment of older workers?* (Tech. Rep. No. 20). University of Zurich, Department of Economics. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=1888382> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 134 e 135.

Stock, J. H., & Wise, D. A. (1988). *Pensions, the option value of work, and retirement.* National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA. Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 15, 24, 25 e 85.

Sullivan, D. F. (1971). A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*, *86*(4), 347. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 57.

Tatsiramos, K., & Van Ours, J. C. (2014). Labor market effects of unemployment insurance design. *Journal of Economic Surveys*, *28*(2), 284–311. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 79, 111 e 135.

Taylor, M. A., & Cook, K. (1995, September). Adaptation to retirement: Role changes and psychological resources. *The Career Development Quarterly*, *44*(1), 67–82. doi: <10.1002/j.2161-0045.1995.tb00530.x> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 88.

Tenenbaum, V., & Sánchez, G. (2020). *La jubilación por incapacidad en el uruguay* (No. 46). Santiago, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (LC/TS.2020/34; LC/MVD/TS.2020/1) Nenhuma citação no texto.
Citado na página 127.

Todd, P., & Joubert, C. (2011). Impacto de la reforma previsional de chile de 2008 sobre la participación de la fuerza laboral, el ahorro previsional y la equidad de género. Retrieved from <http://www.dipres.gob.cl/594/articles-89389_doc_1pdf.pdf> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 38 e 80.

Turra, C. M., & Queiroz, B. L. (2009). Antes de que sea demasiado tarde: Transición demográfica, mano de obra disponible y problemas de la seguridad social en el brasil. *Notas de Población*. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 140.

UN Population Division. (2019). *World population prospects 2019, online edition.* <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/igo/>. (Accessed: 2024-05-07) Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 33, 34, 39 e 40.

Valdés, S. (2007). *Pensión solidaria: Ventajas, defectos y propuestas* (Tech. Rep.). Santiago, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile, Vicerrectoría de Comunicaciones. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 20, 67 e 80.

Vallin, J., & Meslé, F. (2004). Convergences and divergences in mortality: a new approach of health transition. *Demographic research*, *2*, 11–44. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 17.

Vandenberghe, V. (2021). Salud física y cognitiva y capacidad de trabajo después de los 50 años: evidencia internacional sobre los márgenes extensivo e intensivo. *Revista Internacional del Trabajo*, *140*(2), 1–44. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 135.

Vandenberghe, V. (2022). Working beyond 50. *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics*, 163–200. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 139.

Van Gameren, E. (2008). Labor force participation of mexican elderly: The importance of health. *Estudios economicos (Mexico City, Mexico)*, *23*(1), 89. Nenhuma citação no texto.
Citado 7 vezes nas páginas 103, 112, 130, 131, 133, 135 e 139.

Van Rijn, R. M., Robroek, S. J., Brouwer, S., & Burdorf, A. (2014). Influence of poor health on exit from paid employment: a systematic review. *Occupational and Environmental Medicine*, *71*(4), 295–301. Retrieved from <https://doi.org/10.1136/oemed-2013-101591> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 63 e 87.

Van Solinge, H. (2014). Who opts for self-employment after retirement? a longitudinal study in the netherlands. *European Journal of Ageing*, *11*(3), 261–272. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10433-013-0303-7> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 136.

Veremchuk, A. (2020). *Gender gap in pension income: cross-country analysis and role of gender attitudes* (Master's thesis, University of Tartu). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3662968> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 29.

Villar, L., Forero, D., Becerra, A., & otros. (2017). *Características de un sistema pensional multipilar aplicado en el contexto colombiano* (Tech. Rep.). FEDESARROLLO. (Informe técnico) Nenhuma citação no texto.
Citado na página 107.

Vives, A., Gray, N., González, F., & Molina, A. (2018). Gender and ageing at work in chile: Employment, working conditions, work–life balance and health of men and women in an ageing workforce. *Annals of Work Exposures and Health*, *62*(4), 475–489. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/annweh/wxy021> Nenhuma citação no texto.
Citado 4 vezes nas páginas 68, 98, 122 e 123.

Vogler-Ludwig, K. (2009). *Monitoring the duration of active working life in the european union.* Economix Research & Consulting. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 54, 63 e 77.

von Bonsdorff, M. E., Shultz, K. S., Leskinen, E., & Tansky, J. (2009). The choice between retirement and bridge employment: A continuity theory and life course perspective. *International Journal of Aging and Human Development*, *69*(2), 79–100. doi: <10.2190/AG.69.2.a> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 88.

Wahrendorf, M., Akinwale, B., Landy, R., Matthews, K., & Blane, D. (2017). Who in europe works beyond the state pension age and under which conditions? results from share. *Journal of Population Ageing*, *10*(3), 269-285. Retrieved from <https://link.springer.com/article/10.1007/s12062-016-9160-4> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 110 e 136.

Watcher, K. W. (2006). *Essential demographic methods.* Harvard University Press. Nenhuma citação no texto.
Citado 3 vezes nas páginas 51, 54 e 66.

Weller, J. (1998). *Los mercados laborales en américa latina: su evolución en el largo plazo y sus tendencias recientes.* Santiago de Chile: CEPAL. Retrieved from <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/7448> Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 17 e 18.

Weller, J. (2000). *Reformas económicas, crecimiento y empleo: Los mercados de trabajo en américa latina.* Santiago de Chile: CEPAL/Fondo de Cultura Económica. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 18.

Wels, J. (2016). The statistical analysis of end of working life: Methodological and sociological issues raised by the average effective age of retirement. *Social Indicators Research*, *129*, 291–315. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 52.

Who mortality database. (n.d.). <https://www.who.int/data/data-collection-tools/who-mortality-database>. (Accessed: [14-5-2024]) Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 39 e 43.

Williamson, J. B., & Howling, S. A. (2003). The notional defined contribution approach to public pension reform: Implications for women and low-wage workers. *International Journal of Sociology and Social Policy*, *23*(12), 80–114. Nenhuma citação no texto.
Citado na página 110.

Wind, A. D., der Noordt, M. V., Deeg, D. J. H., & Boot, C. R. L. (2019). Working life expectancy in good and poor self-perceived health among dutch workers aged 55–65 years with a chronic disease over the period 1992–2016. *Netspar*. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 27 e 135.

Yánez Contreras, M. A., Maldonado Pedroza, C. D., & Del Risco Serje, K. P. (2016). Participación laboral de la población de 60 años de edad o más en colombia. *Revista de economía del Caribe*(17), 39–63. Nenhuma citação no texto.
Citado 2 vezes nas páginas 96 e 103.

Zhang, J., Zhang, J., & Lee, R. (2003). Rising longevity, education, savings, and growth. *Journal of Development Economics*, *70*, 83–101. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00088-3> Nenhuma citação no texto.
Citado na página 62.

Apêndices

APÊNDICE A – Tabelas descritivas

Tabela 28 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Paraguai

	homens				mulheres			
	participa=1		aposenta=1		participa=1		aposenta=1	
	média	total	média	total	média	total	média	total
Não tem educação/até primária	.742	1375	.036	53	.307	650	.011	19
Educação média	.778	289	.110	41	.488	170	.074	33
Educação superior	.802	86	.254	28	.554	102	.280	64
solteiro	.766	318	.026	10	.421	193	.072	27
Casado-unido	.784	1147	.068	81	.356	442	.032	46
Divorciado-viúvo	.589	285	.086	31	.331	287	.048	43
Unipessoal	.682	479	.062	35	.363	179	.062	24
nuclear	.758	757	.067	50	.374	363	.036	37
extenso	.769	514	.065	37	.347	380	.051	55
Trajetória laboral menor a 30 anos	.724	514	.054	22	.379	405	.048	54
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.762	1378	.071	100	.620	503	.082	61
Contribuiu <tempo mínimo	.764	1684	.037	61	.764	869	.034	60
Contribuiu tempo mínimo	.567	13	.457	10	.567	10	.623	15
Contribuiu >tempo mínimo	.612	50	.508	51	.612	29	.541	40
domicilio não participa programa social	.668	421	.099	40	.281	195	.083	32
domicilio participa programa social	.772	1329	.055	82	.384	727	.056	84
não proprietário	.760	372	.041	18	.760	164	.053	17
Propriedade da vivenda	.748	1378	.071	104	.735	758	.064	99
sem doença crônica	.757	1476	.064	101	.370	730	.066	100
com doença crônica	.678	274	.073	21	.321	192	.048	16

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 29 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Chile

	homens				mulheres			
	participa=1		aposenta=1		participa=1		aposenta=1	
	média	total	média	total	média	total	média	total
Não tem educação/até primária	.447	467	.469	609	.289	252	.360	491
Educação média	.756	1189	.223	409	.514	772	.208	435
Educação superior	.788	240	.299	98	.622	220	.310	128
solteiro	.679	202	.165	65	.558	295	.342	202
Casado-unido	.682	1429	.326	823	.442	548	.201	399
Divorciado-viúvo	.533	262	.375	228	.434	398	.327	453
Unipessoal	.589	229	.340	155	.377	150	.409	225
nuclear	.678	1110	.322	649	.511	651	.207	420
extenso	.642	557	.292	312	.430	443	.294	409
Trajetória laboral menor a 30 anos	.334	287	.481	619	.378	723	.260	615
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.856	1607	.213	468	.746	512	.300	233
Contribuiu <tempo mínimo	.527	608	.348	517	.396	699	.234	506
Contribuiu tempo mínimo	.461	30	.471	36	.569	31	.291	23
Contribuiu >tempo mínimo	.777	1256	.281	534	.643	505	.372	319
domicilio não participa programa social	.663	1594	.312	895	.465	984	.276	853
domicilio Programa social	.618	302	.337	221	.445	260	.241	201
não proprietário	.708	400	.201	135	.557	319	.207	180
Propriedade da vivenda	.642	1496	.346	981	.436	925	.286	874
sem doença crônica	.774	1054	.195	330	.579	579	.184	246
com doença crônica	.539	842	.435	786	.392	665	.319	808

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 30 – Distribuição da média de participação e aposentadoria segundo as variáveis incluídas nos modelos de regressão, Uruguai

	homens				mulheres			
	participa=1		aposenta=1		participa=1		aposenta=1	
	média	total	média	total	média	total	média	total
Não tem educação/até primária	.448	643	.521	1118	.283	543	.437	1086
Educação média	.658	732	.339	518	.462	802	.298	629
Educação superior	.683	225	.382	189	.566	375	.402	371
solteiro	.602	248	.244	158	.456	250	.326	206
Casado-unido	.573	972	.449	1133	.451	773	.313	627
Divorciado-viúvo	.511	376	.458	533	.330	695	.464	1248
Unipessoal	.437	410	.535	587	.257	484	.581	1039
nuclear	.591	968	.422	1031	.470	924	.323	717
extenso	.562	222	.375	207	.366	312	.347	330
Trajetória laboral menor a 30 anos	.620	212	.202	104	.389	632	.175	323
Trajetória laboral 30 anos ou mais	.556	1385	.459	1611	.409	1066	.505	1552
Contribuiu <tempo mínimo	.683	800	.219	369	.418	1160	.232	746
Contribuiu tempo mínimo	.516	130	.472	170	.317	105	.656	280
Contribuiu >tempo mínimo	.478	667	.587	1176	.387	433	.644	849
domicilio não participa programa social	.541	1349	.459	1670	.392	1468	.411	1970
domicilio Programa social	.678	251	.271	155	.453	252	.191	116
não proprietário	.613	420	.360	376	.448	444	.302	387
Propriedade da vivenda	.549	1154	.449	1424	.388	1247	.399	1670
sem doença crônica	.654	988	.359	817	.498	868	.298	687
com doença crônica	.460	612	.509	1008	.338	852	.428	1399

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

APÊNDICE B – Tabelas de vida ativa

Tabela 31 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	98902	493816	6146650	62.15	0.576	0.424	284438	1845855	18.66	209378	4301862	43.50
20	98577	491648	5652834	57.34	0.409	0.591	201084	1561417	15.84	290564	4092484	41.52
25	98069	488923	5161186	52.63	0.161	0.839	78717	1360333	13.87	410206	3801920	38.77
30	97486	485760	4672263	47.93	0.062	0.938	30117	1281617	13.15	455643	3391713	34.79
35	96796	481936	4186503	43.25	0.010	0.990	5012	1251499	12.93	477117	2936070	30.33
40	95944	476988	3704567	38.61	0.054	0.946	25757	1246487	12.99	451230	2458954	25.63
45	94787	470052	3227579	34.05	0.057	0.943	26793	1220730	12.88	443259	2007723	21.18
50	93135	459960	2757526	29.61	0.074	0.926	34037	1193937	12.82	425923	1564464	16.80
55	90705	445074	2297566	25.33	0.089	0.911	39612	1159900	12.79	405463	1138541	12.55
60	87093	423045	1852492	21.27	0.196	0.804	82917	1120288	12.86	340128	733078	8.42
65	81829	390971	1429447	17.47	0.504	0.497	197049	1037372	12.68	194312	392950	4.80
70	74077	344805	1038476	14.02	0.713	0.288	245846	840322	11.34	99304	198638	2.68
75	63396	693671	693671	10.94	0.857	0.143	594476	594476	9.38	99334	99334	1.57

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 32 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	96753	482 276	5 670 881	58.61	0.487	0.512	234868	1180671	12.20	246925	4491144	46.42
20	96 077	477 870	5 188 606	54.00	0.139	0.861	66424	945802	9.84	411446	4244219	44.18
25	95 015	471 926	4 710 736	49.58	0.029	0.971	13686	879379	9.26	458241	3832773	40.34
30	93 745	465 803	4 238 809	45.22	0.017	0.984	7919	865693	9.23	458350	3374532	36.00
35	92 572	459 631	3 773 006	40.76	0.009	0.992	3953	857774	9.27	455770	2916182	31.50
40	91 247	452 473	3 313 375	36.31	0.020	0.980	9049	853821	9.36	443424	2460412	26.96
45	89 668	442 882	2 860 902	31.91	0.047	0.954	20815	844772	9.42	422510	2016988	22.49
50	87 352	429 270	2 418 019	27.68	0.058	0.942	24898	823956	9.43	404373	1594478	18.25
55	84 205	411 322	1 988 749	23.62	0.096	0.904	39487	799059	9.49	371835	1190105	14.13
60	80 076	385 275	1 577 427	19.70	0.161	0.840	62029	759572	9.49	323631	818270	10.22
65	73 651	348 124	1 192 152	16.19	0.334	0.666	116273	697542	9.47	231851	494640	6.72
70	65 207	299 145	844 028	12.94	0.577	0.423	172607	581269	8.91	126568	262789	4.03
75	54 105	544 883	544 883	10.07	0.75	0.250	408663	408663	7.55	136221	136221	2.52

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 33 – Tabela de vida ativa e inativa, homens Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	98 420	491 240	5 842 566	59.36	0.570	0.430	280007	1731922	17.60	211233	4109484	41.75
20	98 027	488 676	5 351 326	54.59	0.164	0.836	80143	1451915	14.81	408533	3898251	39.77
25	97 416	485 439	4 862 650	49.92	0.076	0.924	36893	1371773	14.08	448546	3489718	35.82
30	96 751	482 028	4 377 211	45.24	0.054	0.946	26030	1334879	13.80	455998	3041172	31.43
35	96 043	478 109	3 895 183	40.56	0.049	0.950	23427	1308850	13.63	454204	2585174	26.92
40	95 153	472 618	3 417 074	35.91	0.064	0.936	30248	1285422	13.51	442370	2130970	22.40
45	93 806	464 513	2 944 456	31.39	0.061	0.938	28335	1255175	13.38	435713	1688600	18.00
50	91 865	452 192	2 479 943	27.00	0.085	0.915	38436	1226839	13.35	413756	1252887	13.64
55	88 785	433 000	2 027 751	22.84	0.156	0.844	67548	1188403	13.39	365452	839131	9.45
60	84 096	404 236	1 594 751	18.96	0.381	0.619	154014	1120855	13.33	250222	473679	5.63
65	77 167	362 507	1 190 515	15.43	0.603	0.397	218592	966841	12.53	143915	223457	2.90
70	67 336	306 219	828 008	12.30	0.852	0.146	260899	748249	11.11	44739	79542	1.18
75	54 671	521 789	521 789	9.54	0.934	0.067	487351	487351	8.91	34803	34803	0.64

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 34 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	99 059	494 975	6 721 889	67.86	0.697	0.307	344998	3686710	37.22	151957	3035503	30.64
20	98 925	494 228	6 226 913	62.95	0.529	0.471	261446	3341712	33.78	232781	2883546	29.15
25	98 762	493 372	5 732 686	58.05	0.305	0.695	150478	3080265	31.19	342894	2650764	26.84
30	98 581	492 338	5 239 314	53.15	0.231	0.770	113730	2929787	29.72	379100	2307871	23.41
35	98 339	490 856	4 746 976	48.27	0.244	0.757	119769	2816057	28.64	371578	1928771	19.61
40	97 979	488 591	4 256 120	43.44	0.276	0.724	134851	2696288	27.52	353740	1557192	15.89
45	97 415	484 992	3 767 528	38.68	0.318	0.682	154228	2561437	26.29	330765	1203452	12.35
50	96 520	479 426	3 282 536	34.01	0.382	0.619	183141	2407209	24.94	296764	872688	9.04
55	95 165	470 982	2 803 110	29.46	0.459	0.541	216181	2224069	23.37	254801	575923	6.05
60	93 084	457 983	2 332 129	25.05	0.648	0.352	296773	2007888	21.57	161210	321122	3.45
65	89 893	437 919	1 874 145	20.85	0.804	0.196	352087	1711115	19.04	85832	159912	1.78
70	84 913	406 962	1 436 226	16.91	0.914	0.086	371963	1359028	16.00	34999	74080	0.87
75	77 453	1 029 265	1 029 265	13.29	0.959	0.038	987065	987065	12.74	39081	39081	0.50

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 35 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	97 307	485 559	6 049 621	62.17	0.705	0.295	342222	3378619	34.72	143337	2674168	27.48
20	96 880	482 967	5 564 063	57.43	0.468	0.532	225835	3036397	31.34	257131	2530832	26.12
25	96 279	479 609	5 081 096	52.77	0.396	0.604	189877	2810562	29.19	289684	2273700	23.62
30	95 544	475 678	4 601 487	48.16	0.355	0.645	168723	2620685	27.43	306955	1984016	20.77
35	94 703	471 038	4 125 809	43.57	0.355	0.645	167407	2451962	25.89	303631	1677061	17.71
40	93 679	465 434	3 654 771	39.01	0.405	0.595	188687	2284555	24.39	276794	1373430	14.66
45	92 441	458 168	3 189 337	34.50	0.369	0.631	168926	2095868	22.67	289241	1096637	11.86
50	90 720	447 541	2 731 169	30.11	0.462	0.538	206719	1926941	21.24	240822	807395	8.90
55	88 137	432 168	2 283 628	25.91	0.575	0.425	248669	1720222	19.52	183498	566573	6.43
60	84 533	410 949	1 851 460	21.90	0.618	0.382	253843	1471553	17.41	157147	383075	4.53
65	79 572	381 263	1 440 511	18.10	0.731	0.278	278589	1217709	15.30	105800	225928	2.84
70	72 606	342 159	1 059 248	14.59	0.819	0.181	280331	939121	12.93	61828	120128	1.65
75	63 886	717 089	717 089	11.22	0.919	0.081	658789	658789	10.31	58299	58299	0.91

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 36 – Tabela de vida ativa e inativa, mulheres Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa inatividade	taxa atividade	L_x^i	T_x^i	e_x^i	L_x^a	T_x^a	e_x^a
15	98 764	493 354	6 583 054	66.65	0.570	0.430	281409	2290869	23.20	211945	4292095	43.46
20	98 567	492 357	6 089 700	61.78	0.164	0.836	80894	2009459	20.39	411462	4080150	41.39
25	98 370	491 152	5 597 343	56.90	0.076	0.924	37475	1928565	19.61	453677	3668687	37.29
30	98 074	489 432	5 106 191	52.06	0.054	0.946	26429	1891090	19.28	463002	3215010	32.78
35	97 682	487 258	4 616 759	47.26	0.049	0.951	24022	1864661	19.09	463188	2752008	28.17
40	97 194	484 164	4 129 501	42.49	0.064	0.936	30938	1840639	18.94	453226	2288820	23.55
45	96 416	479 378	3 645 337	37.81	0.061	0.939	29386	1809701	18.77	449944	1835594	19.04
50	95 259	472 300	3 165 959	33.24	0.085	0.915	40193	1780315	18.69	432108	1385650	14.55
55	93 544	461 637	2 693 658	28.80	0.156	0.844	72062	1740122	18.60	389576	953542	10.19
60	90 925	445 304	2 232 021	24.55	0.381	0.619	169839	1668061	18.35	275510	563967	6.20
65	86 924	420 781	1 786 717	20.55	0.603	0.397	253899	1498222	17.24	166882	288457	3.32
70	81 014	384 999	1 365 936	16.86	0.853	0.147	328519	1244323	15.36	56441	121575	1.50
75	72 507	980 938	980 938	13.53	0.934	0.066	915803	915803	12.63	65134	65134	0.90

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 37 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, homens Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa emprego formal	taxa emprego informal	taxa desemprego	L_x^{formal}	T_x^{formal}	e_x^{formal}	L_x^{informal}	T_x^{informal}	e_x^{informal}	$L_x^{\text{desemprego}}$	$T_x^{\text{desemprego}}$	$e_x^{\text{desemprego}}$
15	98902	493816	6146650	62.15	0.191	0.134	0.099	94319	2738278	27.69	66171	1164388	11.77	48888	399196	4.04
20	98577	491648	5652834	57.34	0.359	0.131	0.101	176502	2643959	26.82	64406	1098217	11.14	49656	350308	3.55
25	98069	488923	5161186	52.63	0.548	0.180	0.111	267930	2467458	25.16	88006	1033811	10.54	54270	300651	3.07
30	97486	485760	4672263	47.93	0.699	0.190	0.049	339546	2199528	22.56	92294	945805	9.70	23802	246381	2.53
35	96796	481936	4186503	43.25	0.729	0.147	0.114	351331	1859982	19.22	70845	853510	8.82	54941	222579	2.30
40	95944	476988	3704567	38.61	0.645	0.217	0.084	307657	1508650	15.72	103506	782666	8.16	40067	167638	1.75
45	94787	470052	3227579	34.05	0.665	0.210	0.068	312585	1200993	12.67	98711	679159	7.17	31964	127571	1.35
50	93135	459960	2757526	29.61	0.583	0.295	0.048	268157	888408	9.54	135688	580448	6.23	22078	95607	1.03
55	90705	445074	2297566	25.33	0.568	0.291	0.052	252802	620251	6.84	129517	444760	4.90	23144	73529	0.81
60	87093	423045	1852492	21.27	0.476	0.265	0.063	201369	367449	4.22	112107	315243	3.62	26652	50385	0.58
65	81829	390971	1429447	17.47	0.232	0.24	0.025	90705	166080	2.03	93833	203137	2.48	9774	23734	0.29
70	74077	344805	1038476	14.02	0.116	0.146	0.026	39997	75375	1.02	50342	109304	1.48	8965	13959	0.19
75	63396	693671	693671	10.94	0.051	0.085	0.0072	35377	35377	0.56	58962	58962	0.93	4994	4994	0.08

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 38 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, homens Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa emprego formal	taxa emprego informal	taxa desemprego	L_x^{formal}	T_x^{formal}	e_x^{formal}	L_x^{informal}	T_x^{informal}	e_x^{informal}	$L_x^{\text{desemprego}}$	$T_x^{\text{desemprego}}$	$e_x^{\text{desemprego}}$
15	96 753	482 276	5 670 881	58.61	0.019	0.399	0.094	9163	1069496	12.59	192428	3131007	32.36	45334	304556	3.15
20	96 077	477 870	5 188 606	54.00	0.121	0.608	0.132	57822	1060332	10.23	290545	2938579	30.59	63079	259222	2.70
25	95 015	471 926	4 710 736	49.58	0.183	0.718	0.070	86363	1002510	9.65	338843	2648034	27.87	33035	196143	2.06
30	93 745	465 803	4 238 809	45.22	0.215	0.698	0.071	100148	916148	9.63	325131	2309191	24.63	33072	163108	1.74
35	92 572	459 631	3 773 006	40.76	0.214	0.724	0.054	98361	816000	9.67	332773	1984060	21.43	24820	130036	1.40
40	91 247	452 473	3 313 375	36.31	0.189	0.766	0.025	85517	717639	9.36	346594	1651287	18.10	11312	105216	1.15
45	89 668	442 882	2 860 902	31.91	0.167	0.752	0.035	73961	632121	9.42	333048	1304693	14.55	15501	93904	1.05
50	87 352	429 270	2 418 019	27.68	0.105	0.810	0.027	45073	558160	9.43	347709	971645	11.12	11590	78404	0.90
55	84 205	411 322	1 988 749	23.62	0.106	0.757	0.041	43600	513087	9.49	311371	623936	7.41	16864	66813	0.79
60	80 076	385 275	1 577 427	19.70	0.061	0.726	0.053	23502	469487	9.49	279709	312565	3.90	20420	49949	0.62
65	73 651	348 124	1 192 152	16.19	0.568	0.057	0.041	197734	445985	9.47	19843	32856	0.45	14273	29529	0.40
70	65 207	299 145	844 028	12.94	0.4	0.018	0.051	119658	248250	8.91	5385	13013	0.20	15256	15256	0.23
75	54 105	544 883	544 883	10.07	0.236	0.014	0	128592	128592	7.55	7628	7628	0.14	0	0	0.00

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 40 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa emprego formal	taxa emprego informal	taxa desemprego	L_x^{formal}	T_x^{formal}	e_x^{formal}	L_x^{informal}	T_x^{informal}	e_x^{informal}	$L_x^{\text{desemprego}}$	$T_x^{\text{desemprego}}$	$e_x^{\text{desemprego}}$
15	99 059	494 975	6 721 889	67.86	0.125	0.087	0.095	61872	1749998	17.67	43063	869125	8.77	47023	416380	4.20
20	98 925	494 228	6 226 913	62.95	0.254	0.105	0.112	125534	1688126	17.06	51894	826062	8.35	55354	369357	3.73
25	98 762	493 372	5 732 686	58.05	0.447	0.145	0.103	220537	1562592	15.82	71539	774168	7.84	50817	314004	3.18
30	98 581	492 338	5 239 314	53.15	0.516	0.158	0.096	254046	1342055	13.61	77789	702629	7.13	47264	263187	2.67
35	98 339	490 856	4 746 976	48.27	0.499	0.156	0.102	244937	1088009	11.06	76574	624840	6.35	50067	215922	2.20
40	97 979	488 591	4 256 120	43.44	0.456	0.181	0.087	222798	843072	8.60	88435	548266	5.60	42507	165855	1.69
45	97 415	484 992	3 767 528	38.68	0.435	0.187	0.060	210972	620274	6.37	90694	459831	4.72	29100	123347	1.27
50	96 520	479 426	3 282 536	34.01	0.349	0.202	0.068	167320	409302	4.24	96844	369138	3.82	32601	94248	0.98
55	95 165	470 982	2 803 110	29.46	0.312	0.159	0.070	146946	241983	2.54	74886	272294	2.86	32969	61647	0.65
60	93 084	457 983	2 332 129	25.05	0.133	0.187	0.032	60912	95036	1.02	85643	197407	2.12	14655	28678	0.31
65	89 893	437 919	1 874 145	20.85	0.042	0.134	0.020	18393	34125	0.38	58681	111765	1.24	8758	14023	0.16
70	84 913	406 962	1 436 226	16.91	0.025	0.049	0.012	10174	15732	0.19	19941	53083	0.63	4884	5264	0.06
75	77 453	1 029 265	1 029 265	13.29	0.005	0.032	0.000	5558	5558	0.07	33142	33142	0.43	381	381	0.00

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 41 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa emprego formal	taxa emprego informal	taxa desemprego	L_x^{formal}	T_x^{formal}	e_x^{formal}	L_x^{informal}	T_x^{informal}	e_x^{informal}	$L_x^{\text{desemprego}}$	$T_x^{\text{desemprego}}$	$e_x^{\text{desemprego}}$
15	97 307	485 559	6 049 621	62.17	0.099	0.188	0.097	48070	456496	4.69	91382	1964089	20.18	47148	296847	3.05
20	96 880	482 967	5 564 063	57.43	0.071	0.309	0.153	34291	408425	4.22	149043	1872707	19.33	73797	249699	2.58
25	96 279	479 609	5 081 096	52.77	0.111	0.394	0.099	53380	374135	3.89	188918	1723664	17.90	47385	175902	1.83
30	95 544	475 678	4 601 487	48.16	0.132	0.443	0.070	62694	320754	3.36	210915	1534746	16.06	33345	128517	1.35
35	94 703	471 038	4 125 809	43.57	0.134	0.462	0.049	62931	258060	2.72	217620	1323830	13.98	23081	95172	1.00
40	93 679	465 434	3 654 771	39.01	0.113	0.434	0.049	52361	195129	2.08	201859	1106210	11.81	22574	72091	0.77
45	92 441	458 168	3 189 337	34.50	0.126	0.480	0.025	57867	142768	1.54	219875	904352	9.78	11500	49517	0.54
50	90 720	447 541	2 731 169	30.11	0.086	0.418	0.034	38623	84901	0.94	187072	684477	7.54	15127	38017	0.42
55	88 137	432 168	2 283 628	25.91	0.045	0.352	0.028	19404	46279	0.53	151950	497405	5.64	12144	22890	0.26
60	84 533	410 949	1 851 460	21.90	0.027	0.337	0.018	11219	26874	0.32	138613	345455	4.09	7315	10746	0.13
65	79 572	381 263	1 440 511	18.10	0.024	0.244	0.009	9188	15655	0.20	93181	206841	2.60	3431	3431	0.04
70	72 606	342 159	1 059 248	14.59	0.019	0.162	0.000	6467	6467	0.09	55361	113661	1.57	0	0	0.00
75	63 886	717 089	717 089	11.22	0.000	0.081	0.000	0	0	0.00	58299	58299	0.91	0	0	0.00

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 42 – Tabela de vida na ocupação formal, informal e em desemprego, mulheres Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa emprego formal	taxa emprego informal	taxa desemprego	L_x^{formal}	$T_{x^{\text{formal}}}$	e_x^{formal}	L_x^{informal}	T_x^{informal}	e_x^{informal}	$L_x^{\text{desemprego}}$	$T_x^{\text{desemprego}}$	$e_x^{\text{desemprego}}$
15	98 764	493 354	6 583 054	66.65	0.121	0.184	0.125	59795	2873071	29.09	90728	1110735	11.25	61423	308290	3.12
20	98 567	492 357	6 089 700	61.78	0.509	0.221	0.106	250413	2813276	28.54	108663	1020007	10.35	52387	246867	2.50
25	98 370	491 152	5 597 343	56.90	0.705	0.166	0.053	346115	2562864	26.05	81580	911344	9.26	25982	194480	1.98
30	98 074	489 432	5 106 191	52.06	0.672	0.196	0.078	329045	2216749	22.60	95929	829763	8.46	38029	168498	1.72
35	97 682	487 258	4 616 759	47.26	0.653	0.239	0.058	318326	1887704	19.33	116455	733835	7.51	28407	130469	1.34
40	97 194	484 164	4 129 501	42.49	0.690	0.199	0.047	334073	1569378	16.15	96542	617380	6.35	22610	102062	1.05
45	96 416	479 378	3 645 337	37.81	0.712	0.192	0.035	341509	1235305	12.81	91801	520838	5.40	16634	79452	0.82
50	95 259	472 300	3 165 959	33.24	0.670	0.198	0.047	316630	893796	9.38	93468	429037	4.50	22009	62817	0.66
55	93 544	461 637	2 693 658	28.80	0.614	0.214	0.016	283307	577166	6.17	98790	335568	3.59	7479	40808	0.44
60	90 925	445 304	2 232 021	24.55	0.363	0.211	0.045	161646	293859	3.23	93915	236778	2.60	19950	33330	0.37
65	86 924	420 781	1 786 717	20.55	0.201	0.170	0.026	84451	132213	1.52	71701	142863	1.64	10730	13380	0.15
70	81 014	384 999	1 365 936	16.86	0.062	0.079	0.005	24024	47763	0.59	30453	71162	0.88	1963	2650	0.03
75	72 507	980 938	980 938	13.53	0.024	0.042	0.001	23739	23739	0.33	40709	40709	0.56	687	687	0.01

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 43 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	$e_{x,\mathrm{ap}}$
15	98902	493816	493816	62.15	0.000	0	1098191	11.10
20	98577	491648	491648	57.34	0.007	3245	1098191	11.14
25	98069	488923	488923	52.63	0.003	1662	1094946	11.17
30	97486	485760	485760	47.93	0.006	2672	1093284	11.21
35	96796	481936	481936	43.25	0.002	916	1090612	11.27
40	95944	476988	476988	38.61	0.013	6105	1089696	11.36
45	94787	470052	470052	34.05	0.014	6581	1083591	11.43
50	93135	459960	459960	29.61	0.008	3680	1077010	11.56
55	90705	445074	445074	25.33	0.023	10192	1073330	11.83
60	87093	423045	423045	21.27	0.106	44758	1063138	12.21
65	81829	390971	390971	17.47	0.605	236498	1018380	12.45
70	74077	344805	344805	14.02	0.729	251501	781882	10.55
75	63396	693671	693671	10.94	0.765	530381	530381	8.37

Fonte: Elaboração própria em base a tábuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social.

Tabela 44 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	e_x^{a}
15	96 753	482 276	5 670 881	58.61	0.000	0	196028	2.03
20	96 077	477 870	5 188 606	54.00	0.000	0	196028	2.04
25	95 015	471 926	4 710 736	49.58	0.000	0	196028	2.06
30	93 745	465 803	4 238 809	45.22	0.000	0	196028	2.09
35	92 572	459 631	3 773 006	40.76	0.000	0	196028	2.12
40	91 247	452 473	3 313 375	36.31	0.001	317	196028	2.15
45	89 668	442 882	2 860 902	31.91	0.012	5359	195711	2.18
50	87 352	429 270	2 418 019	27.68	0.001	343	190352	2.18
55	84 205	411 322	1 988 749	23.62	0.031	12833	190009	2.26
60	80 076	385 275	1 577 427	19.70	0.069	26584	177175	2.21
65	73 651	348 124	1 192 152	16.19	0.092	32132	150591	2.04
70	65 207	299 145	844 028	12.94	0.183	54654	118460	1.82
75	54 105	544 883	544 883	10.07	0.117	63806	63806	1.18

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 45 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	e_x^{a}
15	98 420	491 240	5 842 566	59.36	0.000	0	1207553	12.27
20	98 027	488 676	5 351 326	54.59	0.000	0	1207553	12.32
25	97 416	485 439	4 862 650	49.92	0.000	0	1207553	12.40
30	96 751	482 028	4 377 211	45.24	0.000	0	1207553	12.48
35	96 043	478 109	3 895 183	40.56	0.002	813	1207553	12.57
40	95 153	472 618	3 417 074	35.91	0.007	3356	1206740	12.68
45	93 806	464 513	2 944 456	31.39	0.017	8083	1203385	12.83
50	91 865	452 192	2 479 943	27.00	0.057	25820	1195302	13.01
55	88 785	433 000	2 027 751	22.84	0.102	43993	1169482	13.17
60	84 096	404 236	1 594 751	18.96	0.400	161492	1125489	13.38
65	77 167	362 507	1 190 515	15.43	0.642	232730	963997	12.49
70	67 336	306 219	828 008	12.30	0.851	260562	731268	10.86
75	54 671	521 789	521 789	9.54	0.902	470706	470706	8.61

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 46 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	e_x^{a}
15	99 059	494 975	6 721 889	67.86	0.033	16334	1156230	11.67
20	98 925	494 228	6 226 913	62.95	0.035	17298	1139896	11.52
25	98 762	493 372	5 732 686	58.05	0.041	20228	1122598	11.37
30	98 581	492 338	5 239 314	53.15	0.000	0	1102370	11.18
35	98 339	490 856	4 746 976	48.27	0.018	8835	1102370	11.21
40	97 979	488 591	4 256 120	43.44	0.069	33713	1093534	11.16
45	97 415	484 992	3 767 528	38.68	0.011	5141	1059822	10.88
50	96 520	479 426	3 282 536	34.01	0.014	6712	1054681	10.93
55	95 165	470 982	2 803 110	29.46	0.037	17332	1047969	11.01
60	93 084	457 983	2 332 129	25.05	0.341	156172	1030637	11.07
65	89 893	437 919	1 874 145	20.85	0.407	178102	874464	9.73
70	84 913	406 962	1 436 226	16.91	0.455	185127	696363	8.20
75	77 453	1 029 265	1 029 265	13.29	0.497	511236	511236	6.60

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 47 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	e_x^{a}
15	97 307	485 559	6 049 621	62.17	0	0	121619	1.25
20	96 880	482 967	5 564 063	57.43	0	0	121619	1.26
25	96 279	479 609	5 081 096	52.77	0	0	121619	1.26
30	95 544	475 678	4 601 487	48.16	0.000	0	121619	1.27
35	94 703	471 038	4 125 809	43.57	0.000	0	121619	1.28
40	93 679	465 434	3 654 771	39.01	0.000	0	121619	1.30
45	92 441	458 168	3 189 337	34.50	0.004	1649	121619	1.32
50	90 720	447 541	2 731 169	30.11	0.010	4610	119969	1.32
55	88 137	432 168	2 283 628	25.91	0.029	12663	115360	1.31
60	84 533	410 949	1 851 460	21.90	0.078	31849	102697	1.21
65	79 572	381 263	1 440 511	18.10	0.061	23105	70848	0.89
70	72 606	342 159	1 059 248	14.59	0.090	30897	47744	0.66
75	63 886	717 089	717 089	11.22	0.058	16847	16847	0.26

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 48 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	taxa aposentadoria	L_x^{a}	T_x^{a}	e_x^{a}
15	98 764	493 354	6 583 054	66.65	0.0000	0	1241253	12.6
20	98 567	492 357	6 089 700	61.78	0.0000	0	1241253	12.6
25	98 370	491 152	5 597 343	56.90	0.0000	0	1241253	12.6
30	98 074	489 432	5 106 191	52.06	0.0000	0	1241253	12.7
35	97 682	487 258	4 616 759	47.26	0.0012	585	1241253	12.7
40	97 194	484 164	4 129 501	42.49	0.0000	0	1240669	12.8
45	96 416	479 378	3 645 337	37.81	0.0000	0	1240669	12.9
50	95 259	472 300	3 165 959	33.24	0.0152	7179	1240669	13.0
55	93 544	461 637	2 693 658	28.80	0.0449	20728	1233490	13.2
60	90 925	445 304	2 232 021	24.55	0.3267	145481	1212762	13.3
65	86 924	420 781	1 786 717	20.55	0.5032	211737	1067281	12.3
70	81 014	384 999	1 365 936	16.86	0.6104	235003	855544	10.6
75	72 507	980 938	980 938	13.53	0.6326	620541	620541	8.6

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 49 – Tabela de vida ativa e na aposentadoria, homens Chile 2015

	l_x	l_x	T_x	e_x	não participa , não aposenta	não participa aposenta	participa , não aposenta	participa, recebe aposenta	L_x não participa, não aposenta	T_x não participa, não aposenta	e_x não participa não aposent	L_x^{np--a}	T_x^{np--a}	e_x^{np--a}	L_x participa não aposenta	T_x participa não aposenta	e_x participa não aposenta	L_x participa aposenta	T_x participa aposenta	ex participa aposenta
15	98 764	493 354	6 583 054	62.15	0.5821	0	0.4179	0	287450	aposenta	10.57	0	821349	8.30	206366	4003672	40.48	0	276670	2.80
20	98 567	492 357	6 089 700	57.34	0.4049	0.0059	0.5885	0.0007	199068	757651	7.69	2901	821349	8.33	289335	3797306	38.52	344	276670	2.81
25	98 370	491 152	5 597 343	52.63	0.1645	0.0013	0.8321	0.0021	80428	558583	5.70	636	818449	8.35	406833	3507971	35.77	1027	276326	2.82
30	98 074	489 432	5 106 191	47.93	0.065	0.0055	0.9295	0	31574	478155	4.90	2672	817813	8.39	451514	3101138	31.81	0	275299	2.82
35	97 682	487 258	4 616 759	43.25	0.0184	0	0.9798	0.0019	8868	446581	4.61	0	815141	8.42	472201	2649624	27.37	916	275299	2.84
40	97 194	484 164	4 129 501	38.61	0.0468	0.0118	0.9405	0.001	22323	437713	4.56	5628	815141	8.50	448607	2177423	22.69	477	274384	2.86
45	96 416	479 378	3 645 337	34.05	0.0466	0.0116	0.9394	0.0024	21904	415390	4.38	5453	809513	8.54	441567	1728816	18.24	1128	273907	2.89
50	95 259	472 300	3 165 959	29.61	0.0727	0.0038	0.9193	0.0042	33439	393486	4.22	1748	804060	8.63	422841	1287249	13.82	1932	272779	2.93
55	93 544	461 637	2 693 658	25.33	0.0789	0.013	0.8983	0.0098	35116	360046	3.97	5786	802312	8.85	399810	864408	9.53	4362	270847	2.99
60	90 925	445 304	2 232 021	21.27	0.1505	0.0483	0.7441	0.0572	63668	324930	3.73	20433	796526	9.15	314788	464598	5.33	24198	266485	3.06
65	86 924	420 781	1 786 717	17.47	0.1506	0.353	0.2446	0.2519	58880	261262	3.19	138013	776093	9.48	95631	149810	1.83	98486	242287	2.96
70	81 014	384 999	1 365 936	14.02	0.1864	0.526	0.0841	0.2034	64272	202382	2.73	181368	638081	8.61	28998	54178	0.73	70133	143801	1.94
75	72 507	980 938	980 938	10.94	0.1991	0.6584	0.0363	0.1062	138110	138110	2.18	456713	456713	7.20	25180	25180	0.40	73668	73668	1.16

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 50 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Paraguai 2015

	lx	Lx	Tx	ex	nao participa , nao aposenta	nao participa aposenta	participa , nao recebe pensao	participa, recebe pensao	Lx nao participa, nao aposenta	Tx nao participa, nao aposenta	ex nao participa nao aposenta	Lx nao participa aposenta	Tx nao participa aposenta	ex nao participa aposenta	Lx participa nao aposenta	Tx participa nao aposenta	ex participa nao aposenta	Lx participa aposenta	Tx participa aposenta	ex participa aposenta
15	96 753	482 276	5 670 881	58.61	0.49	0	0.5129	0	234916	1021196	10.55	0	162996	1.68	247359	4450604	46.00	0	38984	0.40
20	96 077	477 870	5 188 606	54.00	0.14	0	0.8604	0	66711	786279	8.18	0	162996	1.70	411159	4203245	43.75	0	38984	0.41
25	95 015	471 926	4 710 736	49.58	0.03	0	0.9706	0	13875	719569	7.57	0	162996	1.72	458052	3792086	39.91	0	38984	0.41
30	93 745	465 803	4 238 809	45.22	0.02	0	0.9831	0	7872	705694	7.53	0	162996	1.74	457931	3334034	35.56	0	38984	0.42
35	92 572	459 631	3 773 006	40.76	0.01	0	0.9914	0	3953	697822	7.54	0	162996	1.76	455679	2876103	31.07	0	38984	0.42
40	91 247	452 473	3 313 375	36.31	0.02	0.007	0.9795	0	8959	693869	7.60	3167	162996	1.79	443197	2420424	26.53	0	38984	0.43
45	89 668	442 882	2 860 902	31.91	0.03	0.012	0.9529	0	15457	684910	7.64	5359	159829	1.78	422023	1977227	22.05	0	38984	0.43
50	87 352	429 270	2 418 019	27.68	0.05	0.008	0.9422	0	21421	669454	7.66	3434	154470	1.77	404459	1555204	17.80	0	38984	0.45
55	84 205	411 322	1 988 749	23.62	0.07	0.025	0.8974	0.0063	29368	648033	7.70	10283	151036	1.79	369120	1150746	13.67	2591	38984	0.46
60	80 076	385 275	1 577 427	19.70	0.11	0.049	0.8192	0.0203	43112	618665	7.73	18763	140753	1.76	315617	781625	9.76	7821	36393	0.45
65	73 651	348 124	1 192 152	16.19	0.26	0.071	0.6443	0.0217	91696	575552	7.81	24578	121990	1.66	224296	466008	6.33	7554	28572	0.39
70	65 207	299 145	844 028	12.94	0.44	0.139	0.3796	0.0433	130936	483857	7.42	41671	97412	1.49	113555	241712	3.71	12953	21017	0.32
75	54 105	544 883	544 883	10.07	0.65	0.102	0.2352	0.0148	352921	352921	6.52	55742	55742	1.03	128157	128157	2.37	8064	8064	0.15

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 51 – Tabela de vida na aposentadoria, homens Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	não participa , não aposenta	não participa aposenta	participa , não recebe aposentadoria	participa, aposenta	L_x não participa, aposenta	T_x não participa, não aposenta	e_x não participa não aposenta	L_x não participa aposenta	T_x não participa aposenta	e_x não participa aposenta	L_x participa não aposenta	T_x participa não aposenta	e_x participa não aposenta	Lx participa aposenta	T_x participa aposenta	participa aposenta
15	98 420	491 240	5 842 566	59.36	0.571	0	0.429	0	280498	742525	7.54	0	1006833	10.23	210742	3898316	39.61	0	195041	1.98
20	98 027	488 676	5 351 326	54.59	0.1643	0	0.8357	0	80289	462027	4.71	0	1006833	10.27	408386	3687574	37.62	0	195041	1.99
25	97 416	485 439	4 862 650	49.92	0.0823	0	0.9177	0	39952	381738	3.92	0	1006833	10.34	445488	3279188	33.66	0	195041	2.00
30	96 751	482 028	4 377 211	45.24	0.0555	0	0.9445	0	26753	341786	3.53	0	1006833	10.41	455275	2833701	29.29	0	195041	2.01
35	96 043	478 109	3 895 183	40.56	0.0477	0.0017	0.9507	0	22806	315034	3.28	813	1006833	10.48	454538	2378425	24.76	0	195041	2.01
40	95 153	472 618	3 417 074	35.91	0.0669	0	0.9261	0.0071	31618	292228	3.07	0	1006020	10.57	437692	1923887	20.22	3356	195041	2.05
45	93 806	464 513	2 944 456	31.39	0.0541	0.0082	0.9286	0.0092	25130	260610	2.78	3809	1006020	10.72	431347	1486195	15.84	4274	191685	2.04
50	91 865	452 192	2 479 943	27.00	0.0667	0.0184	0.8761	0.0388	30161	235479	2.56	8320	1002211	10.91	396165	1054849	11.48	17545	187412	2.04
55	88 785	433 000	2 027 751	22.84	0.1166	0.0492	0.7828	0.0515	50488	205318	2.31	21304	993891	11.19	338952	658683	7.42	22299	169867	1.91
60	84 096	404 236	1 594 751	18.96	0.0945	0.2925	0.5081	0.1048	38200	154831	1.84	118239	972587	11.57	205392	319731	3.80	42364	147567	1.75
65	77 167	362 507	1 190 515	15.43	0.1284	0.4805	0.2339	0.1573	46546	116630	1.51	174185	854348	11.07	84790	114339	1.48	57022	105203	1.36
70	67 336	306 219	828 008	12.30	0.0917	0.7641	0.0602	0.0839	28080	70084	1.04	233982	680164	10.10	18434	29548	0.44	25692	48181	0.72
75	54 671	521 789	521 789	9.54	0.0805	0.8551	0.0213	0.0431	42004	42004	0.77	446182	446182	8.16	11114	11114	0.20	22489	22489	0.41

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 52 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Chile 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	não participa , não aposenta	não participa aposenta	participa , não aposenta	participa, aposenta	L_x não participa, não aposenta	T_x não participa, não aposenta	e_x não participa não aposenta	L_x não participa aposenta	T_x não participa aposenta	e_x não participa aposenta	L_x participa não aposenta	T_x participa não aposenta	e_x participa não aposenta	L_x participa aposenta	T_x participa aposenta	e_x participa aposenta
15	99 059	494 975	6 721 889	67.86	0.6968	0	0.2999	0.0033	344899	2776089	28.02	0	927686	9.36	148443	2875928	29.03	1633	142185	1.44
20	98 925	494 228	6 226 913	62.95	0.5274	0.0029	0.469	0.0007	260656	2431190	24.58	1433	927686	9.38	231793	2727485	27.57	346	140552	1.42
25	98 762	493 372	5 732 686	58.05	0.3045	0.0026	0.6914	0.0015	150232	2170534	21.98	1283	926253	9.38	341117	2495692	25.27	740	140206	1.42
30	98 581	492 338	5 239 314	53.15	0.2308	0	0.7692	0	113632	2020303	20.49	0	924970	9.38	378706	2154575	21.86	0	139466	1.41
35	98 339	490 856	4 746 976	48.27	0.2486	0.0007	0.7496	0.0011	122027	1906671	19.39	344	924970	9.41	367946	1775868	18.06	540	139466	1.42
40	97 979	488 591	4 256 120	43.44	0.2856	0.0052	0.7076	0.0016	139542	1784644	18.21	2541	924626	9.44	345727	1407923	14.37	782	138926	1.42
45	97 415	484 992	3 767 528	38.68	0.3096	0.0095	0.6797	0.0011	150154	1645103	16.89	4607	922086	9.47	329649	1062196	10.90	533	138144	1.42
50	96 520	479 426	3 282 536	34.01	0.3726	0.0107	0.6135	0.0033	178634	1494949	15.49	5130	917478	9.51	294128	732546	7.59	1582	137610	1.43
55	95 165	470 982	2 803 110	29.46	0.4332	0.0309	0.5303	0.0056	204029	1316315	13.83	14553	912348	9.59	249762	438419	4.61	2637	136028	1.43
60	93 084	457 983	2 332 129	25.05	0.4341	0.219	0.2237	0.1232	198811	1112286	11.95	100298	897795	9.64	102451	188657	2.03	56424	133391	1.43
65	89 893	437 919	1 874 145	20.85	0.4869	0.3172	0.1068	0.0891	213223	913475	10.16	138908	797497	8.87	46770	86206	0.96	39019	76967	0.86
70	84 913	406 962	1 436 226	16.91	0.5115	0.4028	0.0314	0.0543	208161	700252	8.25	163924	658589	7.76	12779	39437	0.46	22098	37949	0.45
75	77 453	1 029 265	1 029 265	13.29	0.4781	0.4806	0.0259	0.0154	492091	492091	6.35	494665	494665	6.39	26658	26658	0.34	15851	15851	0.20

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 53 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Paraguai 2015

	l_x	L_x	T_x	e_x	não participa , não aposenta	não participa aposenta	participa , não aposenta	participa, aposenta	L_x não participa, não aposenta	T_x não participa, não aposenta	e_x não participa não aposenta	L_x não participa aposenta	T_x não participa aposenta	e_x não participa aposenta	L_x participa não aposenta	T_x participa não aposenta	e_x participa não aposenta	L_x participa aposenta	T_x participa aposenta	e_x participa aposenta
15	97 307	485 559	6 049 621	62.17	0.705	0	0.2952	0	342222	3250085	33.40	0	128605	1.32	143337	2653532	27.27	0	17514	0.18
20	96 880	482 967	5 564 063	57.43	0.468	0	0.5324	0	225835	2907863	30.01	0	128605	1.33	257131	2510195	25.91	0	17514	0.18
25	96 279	479 609	5 081 096	52.77	0.396	0	0.6041	0	189877	2682028	27.86	0	128605	1.34	289732	2253063	23.40	0	17514	0.18
30	95 544	475 678	4 601 487	48.16	0.355	0	0.6453	0	168723	2492151	26.08	0	128605	1.35	306955	1963332	20.55	0	17514	0.18
35	94 703	471 038	4 125 809	43.57	0.355	0	0.6446	0	167407	2323428	24.53	0	128605	1.36	303631	1656377	17.49	0	17514	0.18
40	93 679	465 434	3 654 771	39.01	0.405	0	0.5946	0	188687	2156021	23.02	0	128605	1.37	276747	1352746	14.44	0	17514	0.19
45	92 441	458 168	3 189 337	34.50	0.365	0.0036	0.6313	0	167277	1967334	21.28	1649	128605	1.39	289241	1075998	11.64	0	17514	0.19
50	90 720	447 541	2 731 169	30.11	0.452	0.0099	0.5377	0.0004	202289	1800057	19.84	4431	126956	1.40	240643	786757	8.67	179	17514	0.19
55	88 137	432 168	2 283 628	25.91	0.550	0.025	0.4203	0.0044	237865	1597769	18.13	10804	122525	1.39	181640	546114	6.20	1902	17335	0.20
60	84 533	410 949	1 851 460	21.90	0.562	0.0555	0.3603	0.022	231036	1359903	16.09	22808	111721	1.32	148065	364474	4.31	9041	15433	0.18
65	79 572	381 263	1 440 511	18.10	0.675	0.0555	0.2642	0.0051	257429	1128868	14.19	21160	88913	1.12	100730	216409	2.72	1944	6393	0.08
70	72 606	342 159	1 059 248	14.59	0.742	0.0773	0.1677	0.013	253882	871439	12.00	26449	67753	0.93	57380	115679	1.59	4448	4448	0.06
75	63 886	717 089	717 089	11.22	0.861	0.0576	0.0813	0	617557	617557	9.67	41304	41304	0.65	58299	58299	0.91	0	0	0.00

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 54 – Tabela de vida na aposentadoria, mulheres Uruguai 2013

	l_x	L_x	T_x	e_x	não participa , não aposenta	não participa aposenta	participa , não participa	participa, recebe aposentadoria	L_x não participa, não aposenta	T_x não participa, não aposenta	e_x não participa não aposenta	L_x não participa aposenta	T_x não participa aposenta	e_x não participa aposenta	L_x participa não aposenta	T_x participa não aposenta	e_x participa não aposenta	L_x participa aposenta	T_x participa aposenta	e_x participa aposenta
15	98 764	493 354	6 583 054	66.65	0.6742	0	0.3258	0	332619	2169084	21.96	0	1111245	11.25	160735	3189090	32.29	0	113591	1.15
20	98 567	492 357	6 089 700	61.78	0.3423	0	0.6577	0	168534	1836465	18.63	0	1111245	11.27	323823	3028355	30.72	0	113591	1.15
25	98 370	491 152	5 597 343	56.90	0.2426	0	0.7574	0	119154	1667931	16.96	0	1111245	11.30	371999	2704532	27.49	0	113591	1.15
30	98 074	489 432	5 106 191	52.06	0.2301	0	0.7699	0	112618	1548777	15.79	0	1111245	11.33	376814	2332533	23.78	0	113591	1.15
35	97 682	487 258	4 616 759	47.26	0.2199	0	0.7789	0.0012	107148	1436159	14.70	0	1111245	11.38	379526	1955720	20.02	585	113591	1.16
40	97 194	484 164	4 129 501	42.49	0.2358	0	0.7642	0	114166	1329011	13.67	0	1111245	11.43	369998	1576194	16.22	0	113006	1.16
45	96 416	479 378	3 645 337	37.81	0.2178	0	0.7822	0	104409	1214845	12.60	0	1111245	11.53	374970	1206196	12.51	0	113006	1.17
50	95 259	472 300	3 165 959	33.24	0.2838	0.0113	0.701	0.0039	134039	1110437	11.66	5337	1111245	11.67	331083	831227	8.73	1842	113006	1.19
55	93 544	461 637	2 693 658	28.80	0.3361	0.0324	0.6192	0.0123	155156	976398	10.44	14957	1105908	11.82	285846	500144	5.35	5678	111164	1.19
60	90 925	445 304	2 232 021	24.55	0.3753	0.2442	0.2997	0.0807	167123	821242	9.03	108743	1090951	12.00	133458	214298	2.36	35936	105486	1.16
65	86 924	420 781	1 786 717	20.55	0.3649	0.4277	0.1357	0.0717	153543	654119	7.53	179968	982208	11.30	57100	80840	0.93	30170	69550	0.80
70	81 014	384 999	1 365 936	16.86	0.3506	0.5466	0.0423	0.0605	134981	500576	6.18	210440	802240	9.90	16285	23741	0.29	23292	39380	0.49
75	72 507	980 938	980 938	13.53	0.3727	0.6033	0.0076	0.0164	365595	365595	5.04	591800	591800	8.16	7455	7455	0.10	16087	16087	0.22

Fonte: Elaboração própria em base a tabuas de vida do World Population Prospect 2022 e microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

APÊNDICE C – Resultados dos modelos probit de participação laboral

Tabela 55 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Paraguai 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.0962	-.1072	-.1096952	-.0742	-.0656
Idade quadrado	.0001	.0002	.2319845	-.00004	-.0001
Solteiro (referência)					
Casado-unido		.2075	.0507479	.2943*	.3262**
Divorciado-viúvo		.0365	.0831	.0659	.0844
Unipessoal (referência)					
Nuclear		-.1226	-.1226307	-.1434	-.1441
Extenso		-.0312	-.0429418	-.0386	-.0379
Não tem educação / até primária (ref.)					
Educação média			-.250198**	-.0721	-.0817
Educação superior			-.1028258	.6367***	.6219***
Trajetória laboral (30 anos ou mais)				.3035***	.3072***
Contribuiu < tempo mínimo (ref.)					
Contribuiu tempo mínimo				.2072	.2094
Contribuiu > tempo mínimo				.4204	.4073
Percebe aposentadoria				-1.778***	-1.783***
Programa social					-.1113
Propriedade da vivenda					-.0135
Doença crônica					-.2231**
Constante	6.467**	6.713***	6.899***	5.061*	4.9052*
% classificado corretamente	81.3%	81.7%	81.8%	83.4%	83.4%
N	2,344	2,344	2,344	2,344	2,344

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 56 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Chile 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.1889**	-.2203**	-.1974**	-.2788***	-.2734***
Idade quadrado	.0007	.0009	.0007	.0016**	.0015**
solteiro (referencia)					
Casado-unido		.5137***	.4352***	.2779**	.2737***
Divorciado-viúvo		.2204	.1969	.0207	.5712***
Unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0607299	-.0468	-.0370	.3026**
Extenso		-.0125241	.0309	-.0802	.0507
Não tem educação/até primária (referencia)					
Educação média			.3012***	.2875***	-.0761
Educação superior			.6352***	.5753***	-.1117
Trajetória laboral 30 anos ou mais				1.296***	1.297***
Contribuiu <tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu tempo mínimo				-.3856*	-.3661
Contribuiu >tempo mínimo				.0939	.1016
Percebe aposentadoria				-.6537***	-.6585***
Programa social					-.0699
Propriedade da vivenda					.1694*
doença crônica					-.1955**
Constante	9.810***	10.560***	9.513***	9.532***	9.316***
%classificado corretamente	81.76%	81.25%	81.88%	85.38%	85.05%
N	3,036	3,036	3,036	3,036	3,036

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 57 – Resultado dos modelos de participação laboral da população acima de 50 anos, homens Uruguai 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.235***	-.2530***	-.2468***	-.1379**	-.1248*
Idade quadrado	.0009	.0010*	.0010	.0004	.0003
solteiro (referencia)					
Casado-unido		.2806**	.2523**	.4251***	.4501***
Divorciado-viúvo		.1370	.1123*	.2021	.2188*
Unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0289	-.0412	-.1013	-.0881
Extenso		-.1381	-.1281	-.2520**	-.2286**
Não tem educação/até primária (referencia)					
Educação média			.1266*	.1180	.1258*
Educação superior			.3545***	.4513***	.4949***
Trajetória laboral 30 anos ou mais				.6359***	.6509***
Contribuiu <tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu tempo mínimo				-.2881**	-.3005**
Contribuiu >tempo mínimo				.0006	.0238
Percebe aposentadoria				-1.395***	-1.411***
Programa social					-.0079
Propriedade da vivenda					-.0847
doença crônica					-.3237***
Constante	11.35***	11.791***	11.481***	6.210***	5.854***
%classificado corretamente	79.76%	79.79%	80.43%	84.88%	85.12%
N	3,286	3,386	3286	3286	3286

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 58 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, mulheres Chile 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.1153**	-.0991*	-.0892	-.1250**	-.1144**
Idade quadrado	.0003	.0002	.0001	.0005	.0004
solteiro (referencia)					
Casado-unido		-.5759***	-.5578***	-.3992***	-.3807***
Divorciado-viúvo		-.1809*	-.1719*	-.0534	-.0443
Unipessoal (referencia)					
Nuclear		.1051	.094	.1244	.1298
Extenso		-.0719	-.0717	.0025	.0091
Não tem educação/até primária (referencia)					
Educação média			.1992**	.1283	.1063
Educação superior			.4863***	.2328*	.2134*
Trajetória laboral 30 anos ou mais				.9554***	1.082***
Contribuiu <tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu tempo mínimo				.2456	.2424
Contribuiu >tempo mínimo				.2582**	.2545**
Percebe aposentadoria				-.6049***	-.5133***
Programa social					-.0674
Propriedade da vivenda					-.1348
doença crônica					-.1094
Constante	5.660***	5.591***	4.976***	4.657***	4.463***
%classificado corretamente	71.93%	74.59%	75.10%	75.01%	75.01%
N	2813	2813	2813	2813	2813

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 59 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, mulheres Uruguai 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.1167**	-.1063**	-.1165**	-.1284**	-.1262**
Idade quadrado	.0001	.00003	.0001	.0003	.0003
solteiro (referencia)					
Casado-unido		-.1397	-.1716*	-.1155	-.1104
Divorciado-viúvo		.1021	.0955	.1293	.1347
Unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0603	-.0359	-.0554	-.0441
Extenso		-.1340*	-.0879	-.1297*	-.0921
Não tem educação/até primária (referencia)					
Educação média			.1062*	.1045*	.0819**
Educação superior			.4574***	.4797***	.4568***
Trajetória laboral 30 anos ou mais				.6507***	.6518***
Contribuiu <tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu tempo mínimo				-.0853	-.0980
Contribuiu >tempo mínimo				.0714	.0661
Percebe aposentadoria				-.9359***	-.9303***
Programa social					-.1715**
Propriedade da vivenda					-.1135*
doença crônica					-.1203
Constante	6.515**	6.422***	6.556***	5.639***	5.749**
%classificado corretamente	79.18%	79.16%	79.12%	81.21%	81.51%
N	4386	4386	4386	4386	4386

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

APÊNDICE D – Resultados dos modelos probit de participação laboral condicionada por aposentadoria

Tabela 60 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, homens Paraguai 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	.5152957**	.7310377***	.8068183***	1.075695***
Idade quadrado	-.0037932**	-.0054171***	-.0059521***	-.0078296***
solteiro (referencia)				
Casado-unido		.0505005	.0258974	-.416867
Divorciado-viúvo		.7538103	.7906018	.3653357
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		-.2886481	-.0668225	-.1659996
Extenso		.4352056	.5352846	.8895964*
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			-.3716608	.1339939
Educação Superior			.4792241	.7388273*
Trajetória laboral 30 anos ou mais				1.575011***
Domicilio recebe programa social				-.0709128
Propriedade da vivenda				-1.114619**
doença crônica				-.2794657
Constante	-18.06588**	-25.40245***	-28.14686***	-39.54983***
%classificado corretamente	73.77%	74.59%	75.41%	75.41%
N	122	122	122	122

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 61 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria , homens Chile 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.0756	-.0889078	-.0596762	-.1726845
Idade quadrado	.0001	.0002394	.0000396	.0009534
solteiro (referencia)				
Casado-unido		.461879	.3741	.1597155
Divorciado-viúvo		.0115023	-.0149	-.1973107
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		-.043809	-.0330	.0734614
Extenso		.1794892	.2279	.1474269
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			.1678	.2406797*
Educação Superior			.4846*	.3401448
Trajetória laboral 30 anos ou mais				1.414824***
Domicilio recebe programa social				-.0973794
Propriedade da vivenda				.1216741
doença crônica				.0267523
Constante	4.150	4.226	3.085	4.285587
%classificado corretamente	72.59%	73.05%	72.40%	76.82%
N	1087	1087	1087	1087

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 62 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, homens Uruguai 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.1606*	-.1694*	-.1721**	-.1613837*
Idade quadrado	.0006	.0007	.0007	.0006653
solteiro (referencia)				
Casado-unido		.0149	-.0117	.0029567
Divorciado-viúvo		-.1506	-.1645	-.1581299
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		-.0657	-.0747	-.065088
Extenso		-.0998	-.0991	-.0786898
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			.0464	.0464334
Educação Superior			.3212**	.3635703***
Trajetória laboral 30 anos ou mais				.1626669
domicilio recebe programa social				.0427106
Propriedade da vivenda				-.1519648
doença crônica				-.1988321**
Constante	7.059**	7.441**	7.469**	6.92613**
%classificado corretamente	85.05%	85.22%	85.11%	85.24%
N	1692	1692	1692	1692

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 63 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Paraguai 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	1.687977***	1.936***	2.039***	1.96922***
Idade quadrado	-.0131***	-.0152***	-.0159***	-.0153184
solteiro (referencia)				
Casado-unido		.3365	.3633	.7594951
Divorciado-viúvo		-.22183	-.1649	.0857381
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		-.9633	-.9552*	-1.421313**
Extenso		-.7414	-.6875	-.7447825
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			-.1838	.0137924
Educação Superior			.2673	.4633911
Trajetória laboral 30 anos ou mais				1.158004***
domicílio recebe programa social				-.3034965
Propriedade da vivenda				.19576
doença crônica				.3926405
Constante	-53.365***	-61.595***	-65.327***	-65.69079**
%classificado corretamente	84.35%	84.35%	85.35%	84.35%
N	115	115	115	115

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 64 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Chile 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.0530	-.0493	-.0363	-.0777489
Idade quadrado	-.00004	-.00009	-.0002	.0001875
solteiro (referencia)				
Casado-unido		-.6168***	-.6492***	-.4759561***
Divorciado-viúvo		-.3570**	-.3669**	-.1956708
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		.2409	.2692	.3837597
Extenso		.1247	.1637	.2671616
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			.1919015	.1082379
Educação Superior			.3555394*	-.0367321
Trajetória laboral 30 anos ou mais				1.081816
domicilio recebe programa social				-.177111
Propriedade da vivenda				-.1413614
doença crônica				-.0345074
Constante	3.016	3.213	2.528	2.283218
%classificado corretamente	79.60%	80.07%	80.07%	81.49%
N	848	848	848	848

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 65 – Resultado dos modelos probit de participação laboral da população acima de 50 anos, condicionada a perceber aposentadoria, mulheres Uruguai 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
Idade	-.0242892	-.0239859	-.0047195	-.0388963
Idade quadrado	-.0002315	-.0002442	-.0003619	-.0001107
solteiro (referencia)				
Casado-unido		.1977126	.1534838	.1641073
Divorciado-viúvo		.2424491	.2348762	.23412
Unipessoal (referencia)				
Nuclear		-.0309305	-.0026	-.0097453
Extenso		-.0273918	-.00214	-.086124
Não tem educação/até primária (referencia)				
Educação média			-.0687	-.030629
Educação Superior			.2863**	.3137647***
Trajetória laboral 30 anos ou mais				.430378***
domicilio recebe programa social				.4443034***
Propriedade da vivenda				-.1888887
doença crônica				-.0309098
Constante	1.664	1.526	.7211	1.192475
%classificado corretamente	88.51%	88.51%	89.78%	88.88%
N	1845	1845	1845	1,845

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

APÊNDICE E – Resultados dos modelos probit bivariados de participação laboral e aposentadoria

Quadro 5 – Resumo dos determinantes das probabilidades de participação e aposentadoria segundo sexo e país

	Paraguai		Chile		Uruguai	
Probabilidade	homens	mulheres	homens	mulheres	homens	mulheres
não participar aposentar	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Cresce com o tempo de contribuição	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Cresce com o tempo de contribuição	Cresce com a idade Diminui com o nível educacional Diminui com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição Cresce com o diagnostico de doença cronica	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Diminui com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contibuição	Cresce com a idade Diminui com o nível educacional Diminui com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição Cresce entre proprietários da moradia	Cresce com a idade Diminui em domicílios estensos Cresce entre casadas Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição Cresce entre proprietarios da moradia
participa não aposenta	Diminui com a idade Diminui com a educação Cresce com tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição Diminui com o diagnostico de doença cronixa	Diminui em domicilios não unipersonais Cresce com tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição	Diminui com idade Cresce com educação Diminui com tempo de contribuição Diminui com o diagnostico de doença	Diminui com a idade Diminui entre casadas Diminui com o tempo de contribuição Diminui entre proprietarios da moradia	Diminui com a idade Cresce com o nível educacional Cresce com tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição Diminui entre proprietários da moradia Diminui com o diagnostico de doença	Diminui com a idade Cresce com o nível educacional Diminui entre casadas Cresce com o tempo no mercado laboral
participa e aposenta	Cresce com a idade Cresce com nível educacional Cresce entre os casados Cresce con o tempo de contribuição Diminui entre beneficiários de programa social	Cresce com a idade Cresce com nível educacional Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Diminui em domícilios estensos Cresce entre casados Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Diminui entre casadas Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuiçao	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Diminui em domicilios estensos Cresce entre casados e divorciados Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição Diminui com diagnostico de doença	Cresce com a idade Cresce com o nível educacional Diminui em domicílios estensos Cresce com o tempo no mercado laboral Cresce com o tempo de contribuição Diminui entre beneficiarios com programa social
nao participa nem aposenta	Diminui com idade Cresce com nivel educacional Diminui entre casados Diminui com o tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição Cresce com diagnostico de doença	Diminui com educação Cresce em domicílios não unipersoais Diminui com o tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição	Diminui com a idade Diminui com nível educacional Cresce em domicílios estensos Diminui entre casados Diminui com o tempo no mercado laboral Diminui entre beneficiarios de programa social	Diminui com a idade Diminui com nivel educacional Cresce em domicílios estensos Diminui com o tempo no mercado laboral Diminui com o tempo de contribuição Cresce com beneficiarios de programa social	Diminui com nivel educacional Cresce em domicílios estensos Diminui em domicílios não uniperssoais Diminui com o tempo no mercado de trabalho Diminui com o tempo de contribuição Cresce com diagnostico de doença	Diminui com a idade Diminui com nível educacional Cresce em domicílios estensos Diminui com o tempo no mercado de trabalho Diminui com o tempo de contribuição Cresce entre beneficiarios com programa social

Fonte: Elaboração própria em base resultados dos modelos biprobit finais

Tabela 66 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da população acima de 50 anos, Paraguai Homens 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	-.0921101	-.1008753	-.1073948	-.131339	-.1255678
Idade quadrado	.0000638	.0001346	.00017	.0003425	.0002999
Domicílio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.1119917	-.113550**	-.120083	-.1090958
Extenso		-.0404276	-.0433003	-.050683	-.0439235
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.2182091	.242983	.2342193	.2570234*
Divorciado viúvo		.0467557	.0539742	.0318743	.0490222
Educação primária (referencia)					
Educação média			-.2646577**	-.25915**	-.2674249**
Educação Superior			-.0171714	.0004079	-.0155691
Trajetória laboral				.2783956***	.2786598***
30 anos ou mais					
Participação programa					-.0256218
social					
Casa própria					-.0509924
Doença crônica					-.2280393**
Constante	6.350665**	6.518524**	6.831936**	7.160887***	7.05021***
equação aposentadoria					
Idade	.2829278***	.2842725***	.4036094***	.4133073***	.42478***
Idade quadrado	-.001710***	-.001727***	-.002470***	-.002539***	-.0026328***
Domicilio unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0265678	-.1420304	-.1387203	-.1793758
Extenso		-.0503406	.0316856	.0387022	-.0091373
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.3827299**	.246202	.2541671	.2765833
Divorciado viúvo		.4036849*	.3078388	.3238449	.3219346
Educação primária (referencia)					
Educação média			.756074 ***	.7573627***	.739654***
Educação Superior			1.471536***	1.471881***	1.499716***
Trajetória laboral				-.1409266	-.1520009
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu	1.47358***	1.430692***	1.320631***	1.325537***	1.287557***
tempo mínimo					
Contribuiu >	1.797256***	1.788822***	1.625643***	1.631405***	1.643933***
tempo mínimo					
Programa social					-.3008963*
Propriedade da vivenda					.1491594
doença crônica					.1556311
constante	-12.8445***	-13.1787***	-18.0213***	-18.1219***	-18.37218***
Athrho	-.800192***	-.809759***	-.912616***	-.912719***	-.916164***
Rho	-.664144	-.669458	-.722386	-.722435	-.7240776
N	2344	2344	2344	2344	2,344

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 67 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, homens Chile 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	-.1868699**	-.220054***	-.1964173**	-.333725***	-.32645***
Idade quadrado	.0006469	.0008769	.0007255	.0018326	.0017894
Domicilio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0718582	-.0610176	-.010748	-.0407657
Extenso		-.0207741	.0199511	-.0206804	-.0447479
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.5170394***	.4391318***	.2354144*	.2672185**
Divorciado viúvo		.2186056	.1959754	.0154389	.0495473
Educação primária (referencia)					
Educação média			.2983905***	.2950355***	.2672185***
Educação Superior			.6458894***	.5625577***	.0495473***
Trajetória laboral				1.317831***	1.317979***
30 anos ou mais					
Participação programa					-.06836
social					
Casa própria					.1269408
Doença crônica					-.2190146***
Constante	9.746485***	10.5579***	9.487446***	11.73335***	11.47978***
equação aposentadoria					
Idade	.6706141***	.6661423***	.663976***	.6807805***	.6706843***
Idade quadrado	-.003937***	-.003894***	-.003892***	-.004053***	-.0039949***
Domicilio unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0841674	-.0800141	-.0928462	-.1148845
Extenso		-.3284723**	-.3277289**	-.323015	-.339388**
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.2378169**	.255226	.3146211**	.2675993*
Divorciado viúvo		.115596	.1230238	.1630664	.145331
Educação primária (referencia)					
Educação média			-.1162056	-.1048393	-.0892251
Educação Superior			-.0558335	-.0254489	-.0017855
Trajetória laboral				-.288383***	-.2726816***
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (ref)					
Contribuiu	.8155218**	.8225011**	.8266107**	.8326484**	.8060098**
tempo mínimo					
Contribuiu >	.6024188***	.5813459***	.5724289***	.5824495***	.5823524***
tempo mínimo					
Programa social					.0962236
Propriedade da vivenda					.2014871*
doença crônica					.2189863***
constante	-27.6397***	-27.5761***	-27.3914***	-27.3863***	-27.53907***
Athrho	-.370507***	-.380226***	-.383688***	-.374335***	-.3760152***
Rho	-.354436	-.362904	-.365906	-.357778	-.3592419
N	3036	3036	3036	3036	3036

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 68 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da populaçã acima de 50 anos, Uruguai Homens 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	-.239951***	-.258998***	-.252903***	-.27982***	-.2665473**
Idade quadrado	.0009683*	.0011021**	.0010658*	.0012518**	.0011721**
Domicilio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0478558	-.0595353	-.0676108	-.0552455
Extenso		-.1520625	-.1410901	-.1475603	-.1384303
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.2652723**	.2378101**	.1920964	.2210156**
Divorciado viúvo		.1176875	.0922095	.0435686	.0566631
Educação primária (referencia)					
Educação média			.1251006*	.1234394*	.1424103**
Educação Superior			.3644411***	.3749751***	.43662***
Trajetória laboral				.3740642***	.3929976***
30 anos ou mais					
Participação programa					.0660842
social					
Casa própria					-.1532566**
Doença crônica					-.2698413***
Constante	11.45585***	11.97396***	11.67009***	11.96113***	11.59604***
equação aposentadoria					
Idade	.4199153***	.416739***	.4132446***	.419121***	.4175773***
Idade quadrado	-.002319***	-.002299***	-.00229***	-.002331***	-.0023241***
Domicílio unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0771689	-.0720296	-.0720889	-.0795551
Extenso		-.1272952	-.1322554	-.1338788	-.1207531
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.275202**	.3018719**	.3176537**	.3059876**
Divorciado viúvo		.2355972*	.2550789**	.2680117**	.2674821**
Educação primária (referencia)					
Educação média			-.195483***	-.188870***	-.1986962***
Educação Superior			-.1794516*	-.1730455*	-.2021548**
Trajetória laboral				-.044283	-.042041
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu	.5877775***	.5347366***	.5379971***	.5080899***	.4927809***
tempo mínimo					
Contribuiu >	.7582398***	.7097099***	.7351482***	.7055412***	.7048792***
tempo mínimo					
Programa social					-.0800594
Propriedade da vivenda					.1519614*
doença crônica					-.0181967
constante	-17.8349***	-17.8519***	-17.6027***	-17.7222***	-17.77541
Athrho	-.789177***	-.806468***	-.804922***	-.807660***	-.8160015
Rho	-.657942	-.667637	-.666779	-.668298	-.6728877
N	3286	3286	3286	3286	3,286

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 69 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, mulheres Paraguai 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	.0612131	.0642677	.0673278	.0227456	.0243601
Idade quadrado	-.0008867**	-.0009359**	-.0009518**	-.0006526	-.0006655
Domicílio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.1995793*	-.2078*	-.2080348*	-.2175534*
Extenso		-.329795***	-.330774***	-.331679***	-.3418891***
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		-.2018171*	-.1931235*	-.129483	-.138544
Divorciado viúvo		-.1112007	-.1148199	-.0789159	-.0806085
Educação primária (referencia)					
Educação média			.137333	.1541026	.1390852
Educação Superior			.1612739	.1772773	.173727
Trajetória laboral				.77164***	.7718168***
30 anos ou mais					
Participação programa					.0480205
social					
Casa própria					.07867
Doença crônica					-.1184469
Constante	-.422498	-.0242663	-.1961781	.2405899	.1317509
equação aposentadoria					
Idade	.3193555***	.3102375***	.3646286***	.3446421***	.3628112***
Idade quadrado	-.002087***	-.002027***	-.002204***	-.002065***	-.0022119***
Domicílio unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0748114	.0719828	.0564673	.0445369
Extenso		.0685797	.2086185	.2339177	.2482863
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		-.1802572	-.1963663	-.1756318	-.1690695
Divorciado viúvo		-.1246693	-.2011594	-.1931316	-.2084936
Educação primária (referencia)					
Educação média			1.028996***	1.016769***	1.071855***
Educação Superior			1.749076***	1.771611***	1.811316***
Trajetória laboral				.0605814	.0490534
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu	2.297377***	2.350407***	1.449003***	1.428262***	1.514742***
tempo mínimo					
Contribuiu >	2.060512***	2.050443***	1.47237***	1.342101***	1.350488***
tempo mínimo					
Programa social					-.3385086
Propriedade da vivenda					-.0302874
doença crônica					.186591
constante	-13.5443***	-13.1424***	-16.6437***	-16.0411***	-16.37906***
Athrho	-.540425***	-.555658***	-.716804***	-.778020***	-.8252461***
Rho	-.493309	-.504749	-.614926	-.651569	-.6779151
N	1898	1898	1898	1898	1898

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 70 – Resultados dos modelos probit bivariado de participação e aposentadoria da população acima de 50 anos, Chile mulheres 2015

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	-.1001471*	-.0816756	-.0732721	-.17047***	-.1591177***
Idade quadrado	.0002238	.0000485	.0000136	.0007366*	.0006626
Domicílio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		.0998773	.0910295	.1241707	.1147025
Extenso		-.0764309	-.0742872	-.0125626	.2069107
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		-.579681***	-.561394***	-.379636***	-.3600139***
Divorciado viúvo		-.1849277**	-.1759031**	-.0406541	-.030713
Educação primária (referencia)					
Educação média			.1980864**	.137906	.1147025
Educação Superior			.4805365***	.228171*	.2069107*
Trajetória laboral				1.010648***	1.004497***
30 anos ou mais					
Participação programa					-.0709704
social					
Casa própria					-.1394056*
Doença crônica					-.1165496
Constante	5.183766***	5.052462***	4.484122**	6.325485***	6.115056***
equação aposentadoria					
Idade	.600719***	.6033548***	.6227297***	.6294393***	.6235789***
Idade quadrado	-.003769***	-.003791***	-.003928***	-.003981***	-.003944***
Domicílio unipessoal (referencia)					
Nuclear		.0353441	.0463985	.0445802	.0435981
Extenso		.110301	.1200401	.112863	.1085988
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		-.176649*	-.188506*	-.2153874**	-.2272524**
Divorciado viúvo		-.163014	-.1670514	-.185821*	-.1882987*
Educação primária (referencia)					
Educação média			-.0061353	.003971	.0160668
Educação Superior			.307105***	.342717***	.3492334***
Trajetória laboral				-.1080183	-.1030274
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu	.4368597***	.4058406**	.3598429**	.3552671**	.3548678***
tempo mínimo					
Contribuiu >	.7776175***	.7411849***	.6533729***	.6270368***	.629537***
tempo mínimo					
Programa social					.02327
Propriedade da vivenda					.1064939
doença crônica					.0709613
constante	-23.5897***	-23.5797***	-24.2682***	-24.3204***	-24.34863***
Athrho	-.280421***	-.295690***	-.297318***	-.302451***	-.3002873***
Rho	-.273294	-.287364	-.288856	-.293554	-.2915755
N	2813	2813	2813	2813	2813

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social

Tabela 71 – Resultado dos modelos probit bivariado de participação laboral e aposentadoria da população acima de 50 anos, mulheres Uruguai 2013

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente	coeficiente
equação participação					
Idade	-.121004***	-.1095106**	-.119527**	-.1752148***	-.172483***
Idade quadrado	.0001921	.0000711	.0001618	.0005435	.0005242
Domicílio					
unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0522882	-.0298305	-.0275693	-.0168626
Extenso		-.1228699*	-.0807544	-.060186	-.0289469
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		-.1463693	-.177297*	-.1464172	-.1354121
Divorciado viúvo		.1031753	.0970526	.1197925	.1279657
Educação primária (referencia)					
Educação média			.099452	.0883559	.0684615
Educação Superior			.4500187***	.3738648***	.3588048***
Trajetória laboral				.4422617***	.4426***
30 anos ou mais					
Participação programa					-.1472645*
social					
Casa própria					-.1522258**
Doença crônica					-.1139371**
Constante	6.61636***	6.483366***	6.621038***	7.859318***	7.960674***
equação aposentadoria					
Idade	.5633751***	.555975***	.5580804***	.5523575***	.5566479***
Idade quadrado	-.003381***	-.003305***	-.003326***	-.0032737***	-.0033118***
Domicílio unipessoal (referencia)					
Nuclear		-.0305512	-.0357165	-.0473441	-.0489748
Extenso		-.1967767	-.201600***	-.1985118***	-.1701726**
Estado civil solteiro (referencia)					
Casado/unido		.1465439	.1478008	.2026661*	.1798805
Divorciado viúvo		-.0251147	-.0258844	.0116021	.0028354
Educação primária (referencia)					
Educação média			-.1103512	-.0768289	-.089659
Educação Superior			-.013583***	.0301395	.0110271
Trajetória laboral				.4670151***	.4738167
30 anos ou mais					
Contribuiu <					
tempo mínimo (referencia)					
Contribuiu	1.2827***	1.267867***	1.262593***	.960947***	.9553182***
tempo mínimo					
Contribuiu >	1.387021***	1.379324***	1.360482***	1.059581***	1.044051***
tempo mínimo					
Programa social					-.1484742
Propriedade da vivenda					.2063273***
doença crônica					.0284393
constante	-23.0475***	-22.8843***	-22.8772***	-23.46613***	-23.26058***
Athrho	-.457272***	-.457679***	-.459045***	-.501597***	-.4937943***
Rho	-.427859	-.428191	-.429306	-.4633722	-.4572227
N	4386	4386	4386	4386	4386

Fonte: Elaboração própria em base a microdados da base harmonizada de pesquisas longitudinais de proteção social