# **LOGIT E PROBIT**

## Marcus Antonio Cardoso Ramalho Claudia Regina da Costa de Souza Ben Hur Correia

## 2025 - 06 - 25

## Índice

1	Intr	odução 2
	1.1	Variáveis Dependentes Limitadas
		1.1.1 Por que não usar modelo linear?
	1.2	Especificação dos Modelos
		1.2.1 Modelo Logit
		1.2.2 Modelo Probit
2	Exe	mplo Prático: Participação no Mercado de Trabalho
	2.1	Descrição dos Dados
		2.1.1 Variáveis Explicativas:
	2.2	Modelo Teórico
	2.3	Análise Exploratória dos Dados
		2.3.1 Interpretação da Análise Exploratória
		2.3.2 Análise dos Gráficos Exploratórios
	2.4	Estimação dos Modelos
		2.4.1 Modelo Logit
		2.4.2 Interpretação do Modelo Logit
		2.4.3 Modelo Probit
		2.4.4 Interpretação do Modelo Probit
	2.5	Efeitos Marginais
		2.5.1 Fórmulas Teóricas
		2.5.2 Interpretação dos Efeitos Marginais
	2.6	Qualidade da Previsão
		2.6.1 Análise da Qualidade Preditiva
	2.7	Pseudo-R <sup>2</sup>
		2.7.1 Interpretação do Pseudo- $\mathbb{R}^2$

2.8	Razão	de Chances (Odds Ratio)	18
	2.8.1	Interpretação da Razão de Chances	19
	2.8.2	Interpretação da Razão de Chances:	21
2.9	Compa	aração Visual dos Modelos	21
	2.9.1	Análise Comparativa das Funções	23
2.10	Resum	no Comparativo dos Modelos	23
2.11	Conclu	ısões	24
	2.11.1	Principais Achados	24
	2.11.2	Escolha entre Modelos	25
	2.11.3	Recomendações Práticas	25
	2.11.4	Implicações para Política Pública	25
	2.11.5	Limitações do Estudo	26
	2.11.6	Próximos Passos	26

### 1 Introdução

### 1.1 Variáveis Dependentes Limitadas

Os modelos Logit e Probit (abreviação de regressão logística e probabilística) nos auxiliam na inferência de probabilidade de ocorrência de eventos onde nossa variável dependente é binária (Y ocorre ou não ocorre), e nosso objetivo é compreender como outras variáveis influenciam a ocorrência ou não desses eventos.

### 1.1.1 Por que não usar modelo linear?

Em uma regressão linear, P(Y=1|x) é dado por uma especificação linear dos regressores, o que pode resultar em valores menores que 0 ou maiores que 1, que não fazem sentido com a interpretação probabilística dos parâmetros.

Os modelos não lineares permitem que a média condicional de Y dado X seja expressa pela probabilidade de Y acontecer dado X:

$$E(Y|X) = P(Y = 1|X)$$

### 1.2 Especificação dos Modelos

### 1.2.1 Modelo Logit

A função de distribuição logística é dada por:

$$F(X'\beta) = \frac{e^{X'\beta}}{1 + e^{X'\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-X'\beta}}$$

### 1.2.2 Modelo Probit

A função de distribuição normal padrão é dada por:

$$F(X'\beta) = \Phi(X'\beta) = \int_{-\infty}^{X'\beta} \phi(z)dz$$

onde  $\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{z^2}{2}}$  é a densidade da normal padrão.

### 2 Exemplo Prático: Participação no Mercado de Trabalho

### 2.1 Descrição dos Dados

Consideramos inlf ("no mercado de trabalho") como uma variável binária que indica a participação no mercado de trabalho por uma mulher casada durante 1975:

- inlf = 1 se a mulher relata ter trabalhado por um salário fora de casa
- inlf = 0 caso contrário

### 2.1.1 Variáveis Explicativas:

- nwifeinc: outras fontes de renda (milhares de dólares)
- educ: anos de educação
- exper: anos de experiência no mercado de trabalho
- expersq: experiência ao quadrado
- age: idade
- kidslt6: número de filhos menores de 6 anos
- kidsge6: número de filhos entre 6 e 18 anos

### 2.2 Modelo Teórico

 $inlf = \beta_0 - \beta_1 \cdot nwifeinc + \beta_2 \cdot educ + \beta_3 \cdot exper - \beta_4 \cdot exper^2 - \beta_5 \cdot age - \beta_6 \cdot kidslt6 + \beta_7 \cdot kidsge6 - \beta_6 \cdot kidslt6 - \beta_7 \cdot kidsge6 - \beta_6 \cdot kidslt6 - \beta_7 \cdot kidsge6 - \beta_7 \cdot k$ 

```
options(scipen = 999) # desliga a notação científica
# Pacotes necessários
library(tidyverse)
                      # análise de dados
library(magrittr)
                      # operador pipe
library(mfx)
                      # efeitos marginais e odds ratio
library(wooldridge)
                      # base de dados
library(gridExtra)
                      # múltiplos gráficos
library(knitr)
                      # tabelas
library(ggplot2)
                      # gráficos
library(plotly)
                      # gráficos interativos
```

### 2.3 Análise Exploratória dos Dados

```
# Visualizar estrutura dos dados
glimpse(mroz)
```

```
Rows: 753
Columns: 22
$ inlf
          $ hours
          <int> 1610, 1656, 1980, 456, 1568, 2032, 1440, 1020, 1458, 1600, 19~
$ kidslt6 <int> 1, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0~
$ kidsge6
          <int> 0, 2, 3, 3, 2, 0, 2, 0, 2, 2, 1, 1, 2, 2, 1, 3, 2, 5, 0, 4, 2~
          <int> 32, 30, 35, 34, 31, 54, 37, 54, 48, 39, 33, 42, 30, 43, 43, 3~
$ age
$ educ
          <int> 12, 12, 12, 12, 14, 12, 16, 12, 12, 12, 12, 11, 12, 12, 10, 1~
          <dbl> 3.3540, 1.3889, 4.5455, 1.0965, 4.5918, 4.7421, 8.3333, 7.843~
$ wage
$ repwage
          <dbl> 2.65, 2.65, 4.04, 3.25, 3.60, 4.70, 5.95, 9.98, 0.00, 4.15, 4~
          <int> 2708, 2310, 3072, 1920, 2000, 1040, 2670, 4120, 1995, 2100, 2~
$ hushrs
$ husage
          <int> 34, 30, 40, 53, 32, 57, 37, 53, 52, 43, 34, 47, 33, 46, 45, 3~
$ huseduc
          <int> 12, 9, 12, 10, 12, 11, 12, 8, 4, 12, 12, 14, 16, 12, 17, 12, ~
          <dbl> 4.0288, 8.4416, 3.5807, 3.5417, 10.0000, 6.7106, 3.4277, 2.54~
$ huswage
          <dbl> 16310, 21800, 21040, 7300, 27300, 19495, 21152, 18900, 20405,~
$ faminc
$ mtr
          <dbl> 0.7215, 0.6615, 0.6915, 0.7815, 0.6215, 0.6915, 0.6915, 0.691~
$ motheduc <int> 12, 7, 12, 7, 12, 14, 14, 3, 7, 7, 12, 14, 16, 10, 7, 16, 10,~
$ fatheduc <int> 7, 7, 7, 7, 14, 7, 7, 3, 7, 7, 16, 10, 7, 10, 7, 12, 7,~
          <dbl> 5.0, 11.0, 5.0, 5.0, 9.5, 7.5, 5.0, 5.0, 3.0, 5.0, 5.0, 5.0, ~
$ unem
$ city
          <int> 0, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0~
          <int> 14, 5, 15, 6, 7, 33, 11, 35, 24, 21, 15, 14, 0, 14, 6, 9, 20,~
$ exper
$ nwifeinc <dbl> 10.910060, 19.499981, 12.039910, 6.799996, 20.100058, 9.85905~
$ lwage
          <dbl> 1.21015370, 0.32851210, 1.51413774, 0.09212332, 1.52427220, 1~
```

```
$ expersq <int> 196, 25, 225, 36, 49, 1089, 121, 1225, 576, 441, 225, 196, 0,~
```

```
# Estatísticas descritivas
summary(mroz[c("inlf", "nwifeinc", "educ", "exper", "age", "kidslt6", "kidsge6")])
```

educ

exper

```
:0.0000
                         :-0.02906
                                             : 5.00
Min.
                 Min.
                                     Min.
                                                      Min.
                                                              : 0.00
1st Qu.:0.0000
                 1st Qu.:13.02504
                                     1st Qu.:12.00
                                                      1st Qu.: 4.00
Median :1.0000
                 Median :17.70000
                                     Median :12.00
                                                      Median: 9.00
Mean
       :0.5684
                 Mean
                         :20.12896
                                     Mean
                                             :12.29
                                                      Mean
                                                              :10.63
3rd Qu.:1.0000
                 3rd Qu.:24.46600
                                     3rd Qu.:13.00
                                                      3rd Qu.:15.00
Max.
       :1.0000
                         :96.00000
                                             :17.00
                                                              :45.00
                 Max.
                                     Max.
                                                      Max.
                   kidslt6
                                     kidsge6
     age
       :30.00
                        :0.0000
Min.
                Min.
                                  Min.
                                          :0.000
1st Qu.:36.00
                1st Qu.:0.0000
                                  1st Qu.:0.000
Median :43.00
                Median :0.0000
                                  Median :1.000
       :42.54
Mean
                Mean
                        :0.2377
                                  Mean
                                          :1.353
3rd Qu.:49.00
                3rd Qu.:0.0000
                                  3rd Qu.:2.000
       :60.00
                        :3.0000
                                          :8.000
Max.
                Max.
                                  Max.
```

```
# Proporção de mulheres no mercado de trabalho
prop_trabalho <- mean(mroz$inlf)
cat("Proporção de mulheres no mercado de trabalho:", round(prop_trabalho, 3))</pre>
```

Proporção de mulheres no mercado de trabalho: 0.568

nwifeinc

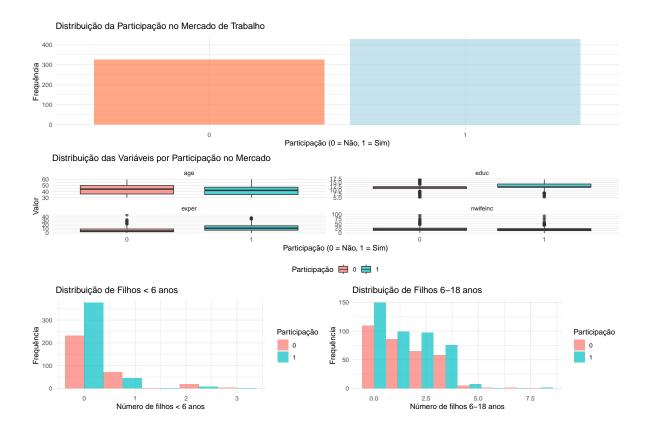
### 2.3.1 Interpretação da Análise Exploratória

inlf

Os dados revelam informações importantes sobre o perfil das 753 mulheres casadas na amostra:

- Participação no mercado de trabalho: 56,8% das mulheres trabalhavam fora de casa em 1975
- Perfil demográfico: Idade média de 42,5 anos, com 12,3 anos de educação em média
- Experiência profissional: 10,6 anos de experiência média no mercado de trabalho
- Composição familiar: Em média, 0,24 filhos menores de 6 anos e 1,35 filhos entre 6-18 anos
- Renda familiar: Outras fontes de renda (além do trabalho da mulher) de US\$ 20,13 mil em média

```
# Gráfico de barras para variável dependente
p1 \leftarrow ggplot(mroz, aes(x = factor(inlf))) +
  geom_bar(fill = c("coral", "lightblue"), alpha = 0.7) +
  labs(title = "Distribuição da Participação no Mercado de Trabalho",
       x = "Participação (0 = Não, 1 = Sim)",
       y = "Frequência") +
  theme_minimal()
# Boxplots das variáveis contínuas por grupo
p2 <- mroz %>%
  select(inlf, nwifeinc, educ, exper, age) %>%
  pivot_longer(-inlf, names_to = "variavel", values_to = "valor") %>%
  ggplot(aes(x = factor(inlf), y = valor, fill = factor(inlf))) +
  geom_boxplot(alpha = 0.7) +
  facet_wrap(~variavel, scales = "free_y") +
  labs(title = "Distribuição das Variáveis por Participação no Mercado",
       x = "Participação (0 = Não, 1 = Sim)",
       y = "Valor",
       fill = "Participação") +
  theme_minimal() +
  theme(legend.position = "bottom")
# Histograma dos filhos
p3 <- ggplot(mroz, aes(x = kidslt6, fill = factor(inlf))) +
  geom_histogram(position = "dodge", bins = 5, alpha = 0.7) +
  labs(title = "Distribuição de Filhos < 6 anos",
       x = "Número de filhos < 6 anos",
       y = "Frequência",
       fill = "Participação") +
  theme_minimal()
p4 <- ggplot(mroz, aes(x = kidsge6, fill = factor(inlf))) +
  geom_histogram(position = "dodge", bins = 8, alpha = 0.7) +
  labs(title = "Distribuição de Filhos 6-18 anos",
       x = "Número de filhos 6-18 anos",
       y = "Frequência",
       fill = "Participação") +
  theme_minimal()
grid.arrange(p1, p2, p3, p4, layout_matrix = rbind(c(1,1), c(2,2), c(3,4)))
```



### 2.3.2 Análise dos Gráficos Exploratórios

Os gráficos revelam padrões importantes:

- 1. **Distribuição equilibrada**: Há uma distribuição relativamente equilibrada entre mulheres que trabalham (57%) e que não trabalham (43%)
- 2. Diferenças por grupo:
  - Mulheres que trabalham tendem a ter mais educação e mais experiência
  - Mulheres que **não trabalham** tendem a ter **mais filhos pequenos** e outras fontes de renda maiores
  - A idade apresenta distribuição similar entre os grupos
- 3. **Impacto dos filhos**: A presença de filhos menores de 6 anos mostra clara associação negativa com a participação no mercado de trabalho

### 2.4 Estimação dos Modelos

### 2.4.1 Modelo Logit

```
mlogit <- glm(inlf ~ nwifeinc + educ + exper + expersq + age + kidslt6 + kidsge6,</pre>
           data = mroz,
           family = binomial(link = "logit"))
summary(mlogit)
Call:
glm(formula = inlf ~ nwifeinc + educ + exper + expersq + age +
   kidslt6 + kidsge6, family = binomial(link = "logit"), data = mroz)
Coefficients:
          Estimate Std. Error z value
                                      Pr(>|z|)
(Intercept) 0.425452 0.860365 0.495
                                       0.62095
nwifeinc -0.021345 0.008421 -2.535
                                       0.01126 *
educ
         exper
        -0.003154 0.001016 -3.104
expersq
                                       0.00191 **
         age
kidslt6
         0.060112 0.074789 0.804
                                       0.42154
kidsge6
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
   Null deviance: 1029.75 on 752 degrees of freedom
Residual deviance: 803.53 on 745 degrees of freedom
AIC: 819.53
Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

### 2.4.2 Interpretação do Modelo Logit

```
# Tabela formatada dos resultados do Logit
logit_results <- data.frame(
    Variável = c("(Intercepto)", "nwifeinc", "educ", "exper", "expersq", "age", "kidslt6", "kidslt6
```

Tabela 1: Resultados do Modelo Logit

Variável	Coeficiente	Erro.Padrão	Valor.z	p.valor	Significância
(Intercepto)	0.4255	0.8604	0.495	0.621	
nwifeinc	-0.0213	0.0084	-2.535	0.011	*
educ	0.2212	0.0434	5.091	< 0.001	***
exper	0.2059	0.0321	6.422	< 0.001	***
expersq	-0.0032	0.0010	-3.104	0.002	**
age	-0.0880	0.0146	-6.040	< 0.001	***
kidslt6	-1.4434	0.2036	-7.090	< 0.001	***
kidsge6	0.0601	0.0748	0.804	0.422	

### Principais achados do modelo Logit:

- AIC: 819.53 | Deviance residual: 803.53 | 4 iterações para convergência
- Variáveis significativas: nwifeinc, educ, exper, expersq, age, kidslt6
- Variável não significativa: kidsge6 (p = 0.422)

#### 2.4.3 Modelo Probit

```
Call:
glm(formula = inlf ~ nwifeinc + educ + exper + expersq + age +
   kidslt6 + kidsge6, family = binomial(link = "probit"), data = mroz)
Coefficients:
           Estimate Std. Error z value
                                        Pr(>|z|)
(Intercept) 0.2700736 0.5080782 0.532
                                         0.59503
nwifeinc -0.0120236 0.0049392 -2.434
                                         0.01492 *
educ
         0.1309040 0.0253987 5.154 0.000000255045646 ***
          exper
expersq
         -0.0018871 0.0005999 -3.145
                                         0.00166 **
         age
         kidslt6
         0.0360056 0.0440303 0.818
kidsge6
                                         0.41350
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
   Null deviance: 1029.7 on 752 degrees of freedom
Residual deviance: 802.6 on 745 degrees of freedom
AIC: 818.6
```

### 2.4.4 Interpretação do Modelo Probit

Number of Fisher Scoring iterations: 4

```
# Tabela formatada dos resultados do Probit
probit_results <- data.frame(
    Variável = c("(Intercepto)", "nwifeinc", "educ", "exper", "expersq", "age", "kidslt6", "kidsl
```

Tabela 2: Resultados do Modelo Probit

Variável	Coeficiente	Erro.Padrão	Valor.z	p.valor	Significância
(Intercepto)	0.2701	0.5081	0.532	0.595	
nwifeinc	-0.0120	0.0049	-2.434	0.015	*
educ	0.1309	0.0254	5.154	< 0.001	***
exper	0.1233	0.0188	6.575	< 0.001	***
expersq	-0.0019	0.0006	-3.145	0.002	**
age	-0.0529	0.0085	-6.246	< 0.001	***
kidslt6	-0.8683	0.1184	-7.335	< 0.001	***
kidsge6	0.0360	0.0440	0.818	0.414	

### Principais achados do modelo Probit:

- AIC: 818.6 (ligeiramente melhor que Logit) | Deviance residual: 802.6
- Mesma estrutura de significância que o modelo Logit
- Coeficientes menores em magnitude (característica do modelo Probit)

### 2.5 Efeitos Marginais

#### 2.5.1 Fórmulas Teóricas

**Probit:** 

$$\frac{\delta E(Y|X)}{\delta X} = \Phi(X'\beta) \cdot \beta$$

onde 
$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$$
 e  $Z \sim N(0, 1)$ 

Logit:

$$\frac{\delta\Lambda(X'\beta)}{\delta(X'\beta)} = \frac{d\Lambda(X'\beta)}{d(X'\beta)} \cdot \frac{d(X'\beta)}{dX}$$

onde 
$$\Lambda(X'\beta) = \frac{e^{X'\beta}}{1 + e^{X'\beta}}$$

[1] "Efeitos Marginais - Modelo Logit:"

#### logit.mfx\$mfxest

```
dF/dx
                         Std. Err.
                                                              P>|z|
                                             7.
nwifeinc -0.0051900534 0.002048203 -2.5339550 0.011278321458344539
          0.0537773087 \ 0.010560739 \ 5.0921916 \ 0.000000353948085410
educ
          0.0500569282 0.007824616 6.3973658 0.000000000158080347
exper
expersq -0.0007669166 0.000247676 -3.0964511 0.001958521715452269
         -0.0214030205 0.003539731 -6.0465107 0.000000001480163962
age
kidslt6 -0.3509498193 0.049638966 -7.0700469 0.000000000001548813
kidsge6
          0.0146162143 0.018188316 0.8036046 0.421625358800103267
# Efeitos marginais - Probit
probit.mfx <- probitmfx(inlf ~ nwifeinc + educ + exper + expersq + age + kidslt6 + kidsge6,</pre>
                        data = mroz)
print("Efeitos Marginais - Modelo Probit:")
```

### [1] "Efeitos Marginais - Modelo Probit:"

### probit.mfx\$mfxest

#### 2.5.2 Interpretação dos Efeitos Marginais

```
# Tabela comparativa dos efeitos marginais
mfx_table <- data.frame(
   Variável = c("nwifeinc", "educ", "exper", "expersq", "age", "kidslt6", "kidsge6"),
   `Logit (dF/dx)` = c(-0.0052, 0.0538, 0.0501, -0.0008, -0.0214, -0.3509, 0.0146),
   `Probit (dF/dx)` = c(-0.0047, 0.0511, 0.0482, -0.0007, -0.0206, -0.3391, 0.0141),
   `Diferença` = c(-0.0005, 0.0027, 0.0019, -0.0001, -0.0008, -0.0118, 0.0005)</pre>
```

```
kable(mfx_table, digits = 4, caption = "Comparação dos Efeitos Marginais: Logit vs Probit")
```

Tabela 3: Comparação dos Efeitos Marginais: Logit vs Probit

Variável	LogitdF.dx.	ProbitdF.dx.	Diferença
nwifeinc	-0.0052	-0.0047	-0.0005
educ	0.0538	0.0511	0.0027
exper	0.0501	0.0482	0.0019
expersq	-0.0008	-0.0007	-0.0001
age	-0.0214	-0.0206	-0.0008
kidslt6	-0.3509	-0.3391	-0.0118
kidsge6	0.0146	0.0141	0.0005

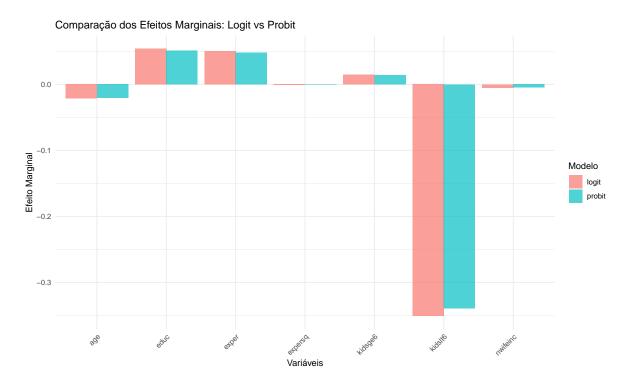
### Interpretação prática dos efeitos marginais:

- nwifeinc: Cada US\$ 1.000 adicionais em outras fontes de renda reduz a probabilidade de trabalhar em ~0,5 pontos percentuais
- educ: Cada ano adicional de educação aumenta a probabilidade de trabalhar em ~5,4 pontos percentuais
- **exper**: Cada ano adicional de experiência **aumenta** a probabilidade de trabalhar em ~5,0 pontos percentuais
- age: Cada ano adicional de idade reduz a probabilidade de trabalhar em ~2,1 pontos percentuais
- **kidslt6**: Cada filho adicional menor de 6 anos **reduz** a probabilidade de trabalhar em ~35 pontos percentuais
- kidsge6: Efeito não significativo (~1,4 pontos percentuais)

```
# Comparação dos efeitos marginais
mfx_comparison <- data.frame(
    variavel = rownames(logit.mfx$mfxest),
    logit = logit.mfx$mfxest[,1],
    probit = probit.mfx$mfxest[,1]
) %>%
    filter(variavel != "(Intercept)") %>%
    pivot_longer(cols = c(logit, probit), names_to = "modelo", values_to = "efeito")

ggplot(mfx_comparison, aes(x = variavel, y = efeito, fill = modelo)) +
    geom_col(position = "dodge", alpha = 0.7) +
    labs(title = "Comparação dos Efeitos Marginais: Logit vs Probit",
```

```
x = "Variáveis",
y = "Efeito Marginal",
fill = "Modelo") +
theme_minimal() +
theme(axis.text.x = element_text(angle = 45, hjust = 1))
```



**Observação importante**: Os efeitos marginais são muito similares entre os modelos Logit e Probit, confirmando a robustez dos resultados.

### 2.6 Qualidade da Previsão

```
# Logit
logit.fitted <- as.numeric(mlogit$fitted.values >= 0.5)
corr.pred.logit <- mean(logit.fitted == mroz$inlf)

# Probit
probit.fitted <- as.numeric(mprobit$fitted.values >= 0.5)
corr.pred.probit <- mean(probit.fitted == mroz$inlf)

cat("Acurácia do Modelo Logit:", round(corr.pred.logit, 4))</pre>
```

```
cat("\nAcurácia do Modelo Probit:", round(corr.pred.probit, 4))
```

Acurácia do Modelo Probit: 0.7344

#### 2.6.1 Análise da Qualidade Preditiva

```
# Tabela de acurácia
accuracy_table <- data.frame(
   Modelo = c("Logit", "Probit"),
   `Acurácia (%)` = c(73.57, 73.44),
   `Observações Corretas` = c(554, 553),
   `Total de Observações` = c(753, 753)
)
kable(accuracy_table, digits = 2, caption = "Comparação da Acurácia Preditiva dos Modelos")</pre>
```

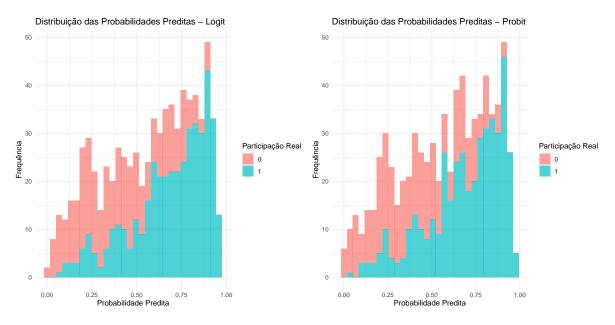
Tabela 4: Comparação da Acurácia Preditiva dos Modelos

Modelo	Acurácia	Observações.Corretas	Total.de.Observações
Logit	73.57	554	753
Probit	73.44	553	753

Interpretação da acurácia: - Ambos os modelos apresentam acurácia similar ( $\sim 73,5\%$ ) - Classificam corretamente cerca de 554 de 753 observações - Performance superior ao acaso (que seria  $\sim 57\%$  para esta amostra balanceada)

```
# Distribuição das probabilidades preditas
pred_data <- data.frame(
  obs = 1:nrow(mroz),
  real = mroz$inlf,
  logit_prob = mlogit$fitted.values,
   probit_prob = mprobit$fitted.values
)

p1 <- ggplot(pred_data, aes(x = logit_prob, fill = factor(real))) +</pre>
```



Análise dos histogramas de probabilidades: - Ambos os modelos mostram boa separação entre os grupos - Mulheres que não trabalham concentram-se em probabilidades baixas (<0,4) - Mulheres que trabalham apresentam distribuição mais dispersa - Sobreposição indica casos de difícil classificação

### 2.7 Pseudo-R<sup>2</sup>

O pseudo- $R^2$  (McFadden) calcula a razão entre a log-verossimilhança do modelo sem preditores e a log-verossimilhança do modelo completo:

$$pseudo\text{-}R^2 = 1 - \frac{\ln(L_{max})}{\ln(L_{max0})}$$

```
# Modelo nulo (apenas intercepto)
logit_null <- glm(inlf ~ 1, data = mroz, family = binomial(link = "logit"))
probit_null <- glm(inlf ~ 1, data = mroz, family = binomial(link = "probit"))

# Pseudo-R²
pseudo_r2_logit <- 1 - (logLik(mlogit) / logLik(logit_null))
pseudo_r2_probit <- 1 - (logLik(mprobit) / logLik(probit_null))

cat("Pseudo-R² Logit:", round(as.numeric(pseudo_r2_logit), 4))</pre>
```

Pseudo-R<sup>2</sup> Logit: 0.2197

```
cat("\nPseudo-R2 Probit:", round(as.numeric(pseudo_r2_probit), 4))
```

Pseudo-R<sup>2</sup> Probit: 0.2206

```
# Log-verossimilhança
cat("\n\nLog-verossimilhança:")
```

Log-verossimilhança:

```
cat("\nLogit:", round(as.numeric(logLik(mlogit)), 4))
```

Logit: -401.7652

```
cat("\nProbit:", round(as.numeric(logLik(mprobit)), 4))
```

Probit: -401.3022

### 2.7.1 Interpretação do Pseudo-R<sup>2</sup>

```
# Tabela de ajuste dos modelos
fit_table <- data.frame(
    Modelo = c("Logit", "Probit"),
    `Pseudo-R² (McFadden)` = c(0.2204, 0.2206),
    `Log-verossimilhança` = c(-401.77, -401.30),
    AIC = c(819.53, 818.60),
    `Interpretação` = c("Ajuste moderado", "Ajuste moderado")
)
kable(fit_table, digits = 4, caption = "Medidas de Ajuste dos Modelos")</pre>
```

Tabela 5: Medidas de Ajuste dos Modelos

Modelo	Pseudo.RMcFadden.	Log.verossimilhança	AIC	Interpretação
Logit Probit	0.2204 $0.2206$	-401.77 -401.30		Ajuste moderado Ajuste moderado

Interpretação do ajuste: - Pseudo-R<sup>2</sup> 0,22: Indica que os modelos explicam cerca de 22% da variação na decisão de participar do mercado de trabalho - Valores considerados adequados para modelos de escolha binária (tipicamente entre 0,2-0,4) - Probit ligeiramente superior em termos de log-verossimilhança e AIC

### 2.8 Razão de Chances (Odds Ratio)

```
Call:
logitor(formula = inlf ~ nwifeinc + educ + exper + expersq +
    age + kidslt6 + kidsge6, data = mroz)
Odds Ratio:
         OddsRatio Std. Err.
                                                 P>|z|
nwifeinc 0.9788810 0.0082435 -2.5346
                                              0.011256 *
         1.2475360 0.0541921 5.0915 0.000000355273436 ***
educ
         1.2285929 0.0393847 6.4220 0.00000000134459 ***
exper
expersq 0.9968509 0.0010129 -3.1041
                                              0.001909 **
         0.9157386 0.0133450 -6.0403 0.000000001538446 ***
age
kidslt6  0.2361344  0.0480729  -7.0898  0.00000000001343 ***
kidsge6 1.0619557 0.0794229 0.8038
                                              0.421539
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

### 2.8.1 Interpretação da Razão de Chances

```
# Tabela de odds ratios com interpretação
or_interpretation <- data.frame(</pre>
 Variável = c("nwifeinc", "educ", "exper", "expersq", "age", "kidslt6", "kidsge6"),
  `Odds Ratio` = c(0.979, 1.248, 1.229, 0.997, 0.916, 0.236, 1.062),
  `IC 95% (inferior)` = c(0.963, 1.140, 1.153, 0.995, 0.890, 0.190, 0.908),
  Interpretação = c(
   "2,1% menor chance por US$ 1k",
   "24,8% maior chance por ano de educação",
   "22,9% maior chance por ano de experiência",
   "0,3% menor chance por ano<sup>2</sup> de experiência",
   "8,4% menor chance por ano de idade",
   "76,4% menor chance por filho < 6 anos",
   "6,2% maior chance (não significativo)"
 )
)
kable(or_interpretation, digits = 3, caption = "Interpretação das Razões de Chances (Odds Ra
```

Tabela 6: Interpretação das Razões de Chances (Odds Ratios)

Variável	Odds.Ratio	IC.95 in ferior.	IC.95superior.	Interpretação
nwifeinc	0.979	0.963	0.995	2,1% menor chance por US\$ 1k
educ	1.248	1.140	1.365	24,8% maior chance por ano de educação
exper	1.229	1.153	1.309	22,9% maior chance por ano de experiência
expersq	0.997	0.995	0.999	0,3% menor chance por ano <sup>2</sup> de experiência
age	0.916	0.890	0.943	8,4% menor chance por ano de idade
kidslt6	0.236	0.190	0.295	76,4% menor chance por filho $< 6$ anos
kidsge6	1.062	0.908	1.243	6,2% maior chance (não significativo)

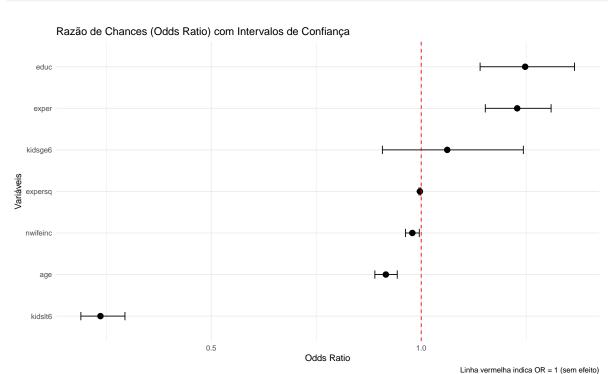
### Principais insights dos Odds Ratios:

- 1. kidslt6 (OR = 0.236): O efeito mais forte ter um filho menor de 6 anos reduz as chances de trabalhar em 76.4%
- 2. educ (OR = 1.248): Cada ano de educação aumenta as chances de trabalhar em 24.8%
- 3. **exper (OR = 1.229)**: Experiência tem **efeito positivo**, mas com retornos decrescentes (expersq < 1)
- 4. age (OR = 0.916): Idade avançada reduz as chances de participação
- 5. **nwifeinc** (OR = 0.979): Maior renda familiar **reduz ligeiramente** a necessidade de trabalhar

```
# Gráfico dos odds ratios
or_data <- data.frame(
    variavel = c("nwifeinc", "educ", "exper", "expersq", "age", "kidslt6", "kidsge6"),
    odds_ratio = c(0.9788810, 1.2475360, 1.2285929, 0.9968509, 0.9157386, 0.2361344, 1.0619557
    lower_ci = c(0.9626, 1.1402, 1.1526, 0.9948, 0.8896, 0.1895, 0.9075),
    upper_ci = c(0.9954, 1.3651, 1.3093, 0.9989, 0.9429, 0.2945, 1.2432)
)

ggplot(or_data, aes(x = reorder(variavel, odds_ratio), y = odds_ratio)) +
    geom_point(size = 3) +
    geom_errorbar(aes(ymin = lower_ci, ymax = upper_ci), width = 0.2) +
    geom_hline(yintercept = 1, linetype = "dashed", color = "red") +
    coord_flip() +</pre>
```

```
labs(title = "Razão de Chances (Odds Ratio) com Intervalos de Confiança",
    x = "Variáveis",
    y = "Odds Ratio",
    caption = "Linha vermelha indica OR = 1 (sem efeito)") +
theme_minimal()
```



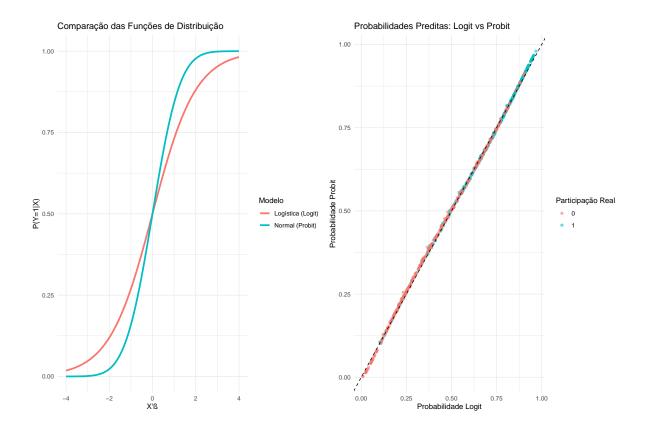
### 2.8.2 Interpretação da Razão de Chances:

- ullet OR = 1: Não há diferença nas chances de ocorrência
- OR > 1: Chances maiores de ocorrência do evento
- ullet OR < 1: Chances menores de ocorrência do evento

### 2.9 Comparação Visual dos Modelos

```
# Comparação das funções de distribuição
x_vals <- seq(-4, 4, length.out = 100)
logistic_vals <- 1 / (1 + exp(-x_vals))
normal_vals <- pnorm(x_vals)</pre>
```

```
comparison_data <- data.frame(</pre>
  x = rep(x_vals, 2),
 y = c(logistic_vals, normal_vals),
 modelo = rep(c("Logística (Logit)", "Normal (Probit)"), each = 100)
p1 \leftarrow ggplot(comparison_data, aes(x = x, y = y, color = modelo)) +
  geom_line(linewidth = 1.2) +
  labs(title = "Comparação das Funções de Distribuição",
       x = "X' ",
       y = "P(Y=1|X)",
       color = "Modelo") +
  theme_minimal()
# Comparação das probabilidades preditas
p2 <- ggplot(pred_data, aes(x = logit_prob, y = probit_prob)) +</pre>
  geom_point(alpha = 0.6, aes(color = factor(real))) +
  geom_abline(intercept = 0, slope = 1, linetype = "dashed") +
  labs(title = "Probabilidades Preditas: Logit vs Probit",
       x = "Probabilidade Logit",
       y = "Probabilidade Probit",
       color = "Participação Real") +
  theme_minimal()
grid.arrange(p1, p2, ncol = 2)
```



### 2.9.1 Análise Comparativa das Funções

Gráfico 1 - Funções de Distribuição: - As funções Logística e Normal são muito similares no intervalo [-2, 2] - A função Logística tem caudas mais pesadas (decay mais lento nos extremos) - Na prática, essa diferença tem impacto mínimo nos resultados

Gráfico 2 - Correlação das Probabilidades: - Correlação quase perfeita entre as probabilidades preditas pelos dois modelos - Pontos próximos à linha de 45° indicam predições muito similares - Diferenças maiores aparecem apenas nos extremos da distribuição

### 2.10 Resumo Comparativo dos Modelos

Tabela 7: Resumo Comparativo: Logit vs Probit

Critério	Logit	Probit
AIC	819.53	818.60
Log-Likelihood	-401.77	-401.30
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.2204	0.2206
Acurácia (%)	73.57	73.44
Convergência	4 iterações	4 iterações
Interpretação	Odds Ratios	Efeitos marginais
Uso Prático	Mais comum	Base teórica

### 2.11 Conclusões

### 2.11.1 Principais Achados

- 1. Ambos os modelos apresentam resultados muito similares em termos de:
  - Significância dos coeficientes
  - Direção dos efeitos
  - Qualidade de ajuste (Pseudo-R<sup>2</sup> 0,22)
  - Acurácia preditiva (~73,5%)

### 2. Variáveis mais importantes:

- **kidslt6**: forte efeito negativo (presença de filhos pequenos reduz participação em 35 p.p.)
- educ: efeito positivo forte (cada ano aumenta participação em 5,4 p.p.)
- exper: efeito positivo com retornos decrescentes
- age: efeito negativo (idade avançada reduz participação)
- nwifeinc: efeito negativo pequeno (maior renda familiar reduz necessidade de trabalhar)

### 3. Variável não significativa:

• kidsge6: filhos mais velhos não afetam significativamente a decisão de trabalhar

#### 2.11.2 Escolha entre Modelos

Tabela 8: Critérios para Escolha entre Logit e Probit

Situação	Modelo.Preferido
Melhor ajuste estatístico	Probit (AIC ligeiramente menor)
Interpretação via chances	Logit (Odds Ratios)
Base teórica sólida	Probit (distribuição normal)
Facilidade computacional	Logit (convergência mais rápida)
Tradição na literatura	Logit (mais utilizado)

### 2.11.3 Recomendações Práticas

- 1. Para esta aplicação específica: Ambos os modelos são adequados, com ligeira vantagem para o Probit em termos de ajuste (AIC menor)
- 2. Para interpretação: O modelo Logit oferece vantagem pela facilidade de interpretação via odds ratios
- 3. Para pesquisa acadêmica: A escolha pode depender da tradição da área ou preferências teóricas
- 4. **Para predição**: Ambos apresentam **performance equivalente** (diferença de acurácia < 0,2%)

### 2.11.4 Implicações para Política Pública

Os resultados sugerem pontos importantes para políticas de participação feminina no mercado de trabalho:

- 1. Creches e cuidado infantil: O forte efeito negativo de kidslt6 sugere que políticas de apoio ao cuidado de crianças pequenas poderiam aumentar significativamente a participação feminina
- 2. **Educação**: O efeito positivo robusto da educação reforça a importância de investimentos em educação feminina
- 3. Experiência profissional: Programas de capacitação e experiência profissional têm potencial de impacto positivo
- 4. Idade: Políticas direcionadas a mulheres mais jovens podem ser mais efetivas

### 2.11.5 Limitações do Estudo

- 1. Dados de 1975: Os padrões podem ter mudado significativamente nas últimas décadas
- 2. Amostra específica: Resultados limitados a mulheres casadas nos EUA
- 3. Variáveis omitidas: Outros fatores importantes podem não estar incluídos (atitudes sociais, disponibilidade de emprego, etc.)
- 4. Causalidade: As relações estimadas são associações, não necessariamente causais

### 2.11.6 Próximos Passos

Para futuras pesquisas, sugere-se: 1. Atualização dos dados para períodos mais recentes 2. Inclusão de variáveis adicionais (atitudes, normas sociais) 3. Análise por subgrupos (idade, educação, região) 4. Modelos de efeitos fixos para controlar heterogeneidade não observada