

Universidade Federal de Juiz de Fora  
Faculdade de Economia  
Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada

**Andressa Suelen Eugênio**

***Trade-Off* Inflação-Desemprego e Bem-Estar Subjetivo no Brasil**

Juiz de Fora

2016

Andressa Suelen Eugênio

*Trade-Off* Inflação-Desemprego e Bem-Estar Subjetivo no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de Macroeconomia Aplicada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Sidney Martins Caetano

Coorientador: Marcel de Toledo Vieira

Juiz de Fora

2016

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF  
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Eugênio, Andressa Suelen.

*Trade-Off* Inflação-Desemprego e Bem-Estar Subjetivo no Brasil /  
Andressa Suelen Eugênio. – 2016.

71 f. : il.

Orientador: Sidney Martins Caetano

Coorientador: Marcel de Toledo Vieira

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade  
de Economia. Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada, 2016.

1. Macroeconomia. 2. Inflação. 3. Desemprego. 4. Bem-Estar. I.  
Caetano, Sidney Martins, orient. II. Vieira, Marcel de Toledo, coorient. III.  
Título.

Andressa Suelen Eugênio

*Trade-Off* Inflação-Desemprego e Bem-Estar Subjetivo no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de Macroeconomia Aplicada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

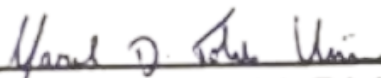
Aprovada em: **19/02/2016**

BANCA EXAMINADORA



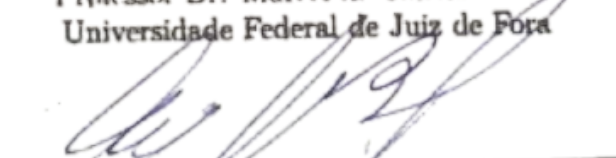
---

Prof. Dr. Sidney Martins Caetano  
Universidade Federal de Juiz de Fora




---

Professor Dr. Marcel de Toledo Vieira  
Universidade Federal de Juiz de Fora



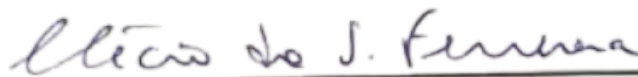
---

Professor Dr. Admir Antônio Betarelli Júnior  
Universidade Federal de Juiz de Fora



---

Professor Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior  
Universidade Federal de São Carlos



---

Professor Dr. Clécio da Silva Ferreira  
Universidade Federal de Juiz de Fora

**Dedico este trabalho:**

*A Deus por todas as oportunidades e bênçãos recebidas em minha vida.  
À minha afilhada, Ana Clara, por me oferecer um amor puro e verdadeiro.*

## AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Leila e Haltman, pela compreensão nos momentos de ausência, pelo amor incondicional e apoio em cada escolha.

A minha avó, Maria Antônia, por me incentivar a seguir com os estudos e me proporcionar grandes ensinamentos na vida.

Aos meus familiares, por serem meu porto seguro, minha base e por todo amor e apoio.

Ao Prof. Sidney Martins Caetano e ao Prof. Marcel de Toledo Oliveira, pelos ensinamentos, paciência, apoio e orientações nesse trabalho e no mestrado.

Ao Prof. Admir Antonio Betarelli Júnior, pelas contribuições e sugestões de grande valia para a elaboração desse trabalho.

Ao meu namorado, Daniel, pelo apoio, compreensão, paciência e incentivo em cada momento nesta etapa e na vida.

Aos meus queridos amigos do PPGE, Alexandre, Ananias e Elder, que me acompanharam nesta fase com muito carinho, me apoiando e tendo muita paciência nos momentos de desespero. Espero levá-los para sempre em minha vida.

Aos amigos da vida, que compreenderam os momentos que não pude comparecer e pelo apoio de sempre.

A todas as pessoas que, de alguma forma, participaram e contribuíram, direta ou indiretamente, para o desenvolvimento desse trabalho e para minha caminhada na vida acadêmica.

A todos vocês o meu muito obrigada!

“ No society can surely be flourishing and happy, of which the far greater part of the members are poor and miserable.”  
(Adam Smith)

## RESUMO

Este trabalho analisa, primeiramente, a correlação entre o nível de satisfação auto declarada dos indivíduos brasileiros e duas variáveis macroeconômicas (inflação e desemprego). Posteriormente, busca-se analisar como estas variáveis macroeconômicas controladas por região do país impactam a satisfação dos indivíduos que vivem na região de referência. Considerando que a satisfação auto declarada é uma boa *proxy* de bem-estar, os coeficientes estimados podem ser usados para obter uma estimativa dos custos de bem-estar da inflação em relação ao desemprego. Para atingir o objetivo deste trabalho utiliza-se modelos Logit Ordenado e estima-se por máxima verossimilhança, utilizando a satisfação declarada como uma aproximação do bem-estar individual. Além disso, há a inclusão de um vetor de variáveis controlando as características individuais, tais como, situação de emprego, sexo, idade, educação e estado civil, que foram retiradas da pesquisa de opinião pública *Latinobarómetro*. As variáveis macroeconômicas são disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os principais resultados encontrados apontam que: (a) inflação e desemprego impactam negativamente o nível de bem-estar, (b) mantendo a utilidade dos indivíduos constante chega-se a um *trade-off* inflação-desemprego de 5,33, (c) há diferenciação de impacto das variáveis da taxa de inflação e da taxa de desemprego agregadas no nível de satisfação controlando por região que o indivíduo vive, e (d) as variáveis de inflação e desemprego por região não impactam o nível de satisfação dos indivíduos que auto declaram-se “muito satisfeitos” com a vida.

Palavras-chave: Macroeconomia Aplicada. Satisfação. Bem-estar. Utilidade. Inflação. Desemprego. *Trade-off*.



## ABSTRACT

This paper analyzes, first, the correlation between the self declared level of satisfaction Brazilian individuals and two macroeconomic variables (inflation and unemployment). Later, we seek to analyze how these controlled macroeconomic variables by of the country impact the satisfaction of individuals living in the reference area. Whereas the self declared satisfaction is a good welfare proxy, the coefficients estimates can be used to obtain an estimate of health costs inflation to unemployment. To achieve the objective of this work is used logit models Ordained and is estimated by maximum likelihood using the satisfaction declared as an approximation of individual well-being. Additionally, there is included of a vector of variables controlling the individual characteristics, such as condition employment, gender, age, education and marital status, which were taken from research Latinobarómetro public opinion. Macroeconomic variables are provided by Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The main results show that: (a) inflation and unemployment negatively impact the welfare level, (b) keeping constant the utility of individuals comes a trade-off inflation-unemployment 5.33, (c) there is differentiation impact of inflation rate and variable rate unemployment in the aggregate level of satisfaction by controlling region that the individual lives, and (d) inflation variables and unemployment by region not impact the level of satisfaction of individuals who self declare themselves "very satisfied" with your life.

Key-words: Applied Macroeconomics. Satisfaction. Welfare. Utility. Inflation. Unemployment.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Modelo de Probabilidade para Escolha Binária . . . . .	30
Figura 2 – Modelo Probit de Escolha Binária . . . . .	31
Figura 3 – Probabilidades para um Modelo de Escolha Ordenado . . . . .	34
Figura 4 – Distribuição da Satisfação com a vida - Brasil . . . . .	38
Figura 5 – Distribuição da Satisfação com a vida - por regiões do Brasil . . . . .	40
Figura 6 – Efeito Marginal da idade e da renda sobre a Satisfação com a vida . .	47
Figura 7 – Efeito Marginal das Taxas de Desemprego e Inflação sobre a Satisfação com a vida . . . . .	49

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Frequência de entrevistas por ano no Brasil . . . . .	37
Tabela 2 – Estatísticas descritivas para as Variáveis Contínuas . . . . .	41
Tabela 3 – Proporções das variáveis categóricas . . . . .	42
Tabela 4 – Primeiros resultados da regressão por EMV: estimativa da probabilidade do bem-estar dos indivíduos brasileiros . . . . .	45
Tabela 5 – Efeitos Marginais dos indivíduos “satisfeitos” com a vida: Terceira resposta ordenada . . . . .	46
Tabela 6 – Efeitos marginais para o modelo de probabilidade ordenado calculado na média - Variáveis Macroeconômicas . . . . .	48
Tabela 7 – Pontos de corte dos modelos empíricos propostos . . . . .	51
Tabela 8 – Efeitos Marginais na média para indivíduos muito satisfeitos: Quarta resposta ordenada . . . . .	52
Tabela 9 – Primeiros resultados da regressão por EMV do modelo (4.4) . . . . .	55
Tabela 10 – Efeitos Marginais na média para indivíduos muito satisfeitos: Quarta resposta ordenada . . . . .	56
Tabela 11 – Efeitos marginas para a primeira resposta ordenada - Modelo (4.1) . . . . .	64
Tabela 12 – Efeitos marginas para a segunda resposta ordenada - Modelo (4.1) . . . . .	65
Tabela 13 – Efeitos marginas para a quarta resposta ordenada - Modelo (4.1) . . . . .	65
Tabela 14 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.2) . . . . .	66
Tabela 15 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.2) . . . . .	67
Tabela 16 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.3) . . . . .	68
Tabela 17 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.3) . . . . .	69
Tabela 18 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.4) . . . . .	70
Tabela 19 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.4) . . . . .	71

## LISTA DE QUADROS

1	Identificação de possíveis restrições . . . . .	33
2	Variáveis do <i>Latinobarómetro</i> utilizadas no modelo . . . . .	39

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO . . . . .</b>	<b>13</b>
1.1	ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO . . . . .	16
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL EMPÍRICO . . . . .</b>	<b>17</b>
2.1	ECONOMIA DA FELICIDADE E O <i>TRADE-OFF</i> INFLAÇÃO- DESEMPREGO . . . . .	17
2.2	CONTROLES SOCIODEMOGRÁFICOS . . . . .	21
2.3	ECONOMIA DA FELICIDADE E POLÍTICAS PÚBLICAS . . . . .	24
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA . . . . .</b>	<b>27</b>
3.1	MODELOS DE UTILIDADE ALEATÓRIA . . . . .	27
3.2	MODELOS DE ESCOLHA BINÁRIA . . . . .	28
3.3	MODELOS DE ESCOLHA ORDENADA . . . . .	32
<b>4</b>	<b>DADOS . . . . .</b>	<b>36</b>
4.1	DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS . . . . .	36
4.2	VARIÁVEIS DO MODELO . . . . .	37
<b>5</b>	<b>RESULTADOS EMPÍRICOS . . . . .</b>	<b>43</b>
5.1	MODELO EMPÍRICO PARA O BRASIL . . . . .	43
5.2	MODELO EMPÍRICO PARA AS REGIÕES DO BRASIL . . . . .	50
5.2.1	Impacto das variáveis agregadas inflação e desemprego dado a região do país em que o indivíduo vive . . . . .	50
5.2.2	Impacto da variáveis inflação e desemprego por região do país .	55
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO . . . . .</b>	<b>57</b>
	<b>REFERÊNCIAS . . . . .</b>	<b>59</b>
	<b>APÊNDICE A – Efeitos Marginais das categorias (1), (2) e (4) a partir da estimação do modelo (4.1) . .</b>	<b>64</b>
	<b>APÊNDICE B – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.2) . . . . .</b>	<b>66</b>
	<b>APÊNDICE C – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.3) . . . . .</b>	<b>68</b>

APÊNDICE D – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.4) . . . . .	70
--	----

## 1 INTRODUÇÃO

A economia da felicidade tem uma importante tarefa econômica e social, que é investigar os fatores determinantes da felicidade dos indivíduos em uma dada sociedade. Esse tipo de estudo pode ser usado para mensurar os efeitos líquidos de políticas sociais e também para explicar alguns paradoxos existentes como, por exemplo, desemprego e felicidade, pois apesar da existência deste *trade-off* enfrentado pelos indivíduos, aparentemente, estes tornam-se mais insatisfeitos quando perdem seus empregos<sup>1</sup>. Para tanto, muitos conceitos e instrumentos são utilizados da economia, mas também de várias outras áreas das Ciências Sociais, tais como sociologia e psicologia. Os estudos na área de Economia da Felicidade, na maioria das vezes, são empíricos e baseados em pesquisas de opinião (survey).

Aparentemente, o objetivo da maioria das pessoas é atingir a felicidade em suas vidas, porém, esse conceito é bastante amplo e subjetivo. Diener (2000) aponta que o bem-estar pode ser desagregado em três componentes fundamentais: satisfação com a vida (decisão geral da vida de uma pessoa); satisfação com uma determinada esfera da vida (satisfação no trabalho, na sociedade ou na religião) e, experiências afetivas que podem ser positivas ou negativas. De acordo com essa linha, Nettle (2005) descreve estes três conceitos como fundamentais e afirma que estes podem ajudar a distinguir os “sentimentos de felicidade”.

A fim de manter um padrão com a literatura, utiliza-se o conceito de felicidade adotado por Veenhoven (1991), que de uma maneira simplificada, seria o quanto uma determinada pessoa é satisfeita com a vida que leva<sup>2</sup>. Essa especificação busca captar o sentimento de felicidade considerando a apreciação da vida como um todo (olhando para o passado e para o futuro), não considerando apenas determinado momento da vida como, por exemplo, o presente ou um fato específico. Sendo assim, esse ponto vai ao encontro de uma dos componentes de Diener (2000), o de satisfação com a vida, uma *proxy* do nível de bem-estar individual.

Todavia, medir a magnitude dessa utilidade não é tão simples. Em economia, quando dois bens,  $x$  e  $y$ , estão disponíveis sob as mesmas condições e preços e um determinado indivíduo adquire o bem  $x$  ao invés do bem  $y$  infere-se que este indivíduo prefere o bem  $x$  ao bem  $y$  e, portanto, é dito que esta pessoa teve sua preferência revelada. Essa abordagem é conhecida como uma medida de utilidade indireta e diz respeito ao fato de se observar as ações dos agentes e assim inferir-se a utilidade. Outra forma de se medir a utilidade dos indivíduos é de forma direta, ou seja, perguntando diretamente ao indivíduo

<sup>1</sup> Vide: Blanchflower et al. (1996), Frey e Stutzer (1999) e Winkelmann e Winkelmann (1998).

<sup>2</sup> A definição completa de Veenhoven é: “*Happiness is the degree to which a person evaluates the overall quality of his present life as a whole satisfaction. In other words, how much the person likes the life he/she leads.*”

como ele se sente. Para tanto, existem pesquisas<sup>3</sup>, com dados disponíveis para grande números de países e anos, que trazem essa informação. Em geral, as pesquisas pedem aos respondentes para eles avaliarem a satisfação com a vida que levam, classificando-a de 1 a 4, sendo 1 o menor nível de satisfação e 4 o maior. Segundo Tella e MacCulloch (2006), o uso de dados de felicidade/satisfação com a vida devem ser utilizados como uma verdadeira medida de utilidade dos indivíduos, porém com a presença de algum ruído. Isso se dá pela pequena quantidade de escalas de nível de satisfação disponíveis nas pesquisas, ou seja, os indivíduos escolhem como resposta a categoria que mais se aproxima do seu real sentimento de bem-estar, mas não, necessariamente, o sentimento exato.

Conforme Frey e Stutzer (2002b), o nível de felicidade altera de acordo com três conjuntos de fatores: a) demográficos e de personalidade, tais como idade, sexo, etnia, circunstância familiar, nacionalidade, educação e saúde; b) econômicos, em particular, desemprego, renda e inflação; c) fatores políticos, tais como a extensão de possibilidades para os cidadãos de participar da política, e do grau de descentralização governamental.

A medida de felicidade sugerida pode ser passível de críticas, especialmente porque espera-se que as pessoas só pensam em sua felicidade quando questionadas sobre a mesma (KAHNEMAN; KRUEGER, 2006). Ou ainda, porque as pessoas podem reportar uma felicidade influenciada por algum fator, dado suas condições de vida atual (SCHWARZ; STRACK, 1999)<sup>4</sup>. Não obstante, segundo Veenhoven (1997), oito em cada dez cidadãos americanos pensam sobre o assunto ao menos uma vez por semana. Somado a isto, pode-se observar por meio dos dados e de acordo com Veenhoven (1997) que poucas pessoas, cerca de 1% apenas, dizem não saber ou não ter certeza sobre seu nível de felicidade. O que pode representar que, em média, as pessoas tendem a olhar sua vida com totalidade e reportar seu real nível de bem-estar.

Dentre os trabalhos de Economia da Felicidade, podem-se citar os do professor Bruno S. Frey<sup>5</sup>, Frey e Stutzer (2002a), Frey (2008), Frey e Stutzer (2010), pois seu nome pertence à lista de pesquisadores mais citados na área; Clark e Oswald (1994), Easterlin (1974), Alesina, Tella e MacCulloch (2004), entre outros.

É nesse contexto que se extrai duas motivações de estudo. Primeiro, analisar como variações na inflação e no desemprego impactam o nível de bem-estar individual autodeclarado, pois de acordo com Frey e Stutzer (2002a), pesquisas de felicidade podem ser úteis para uma melhor compreensão do bem-estar, investigando os fundamentos e pressupostos da teoria econômica. Permitindo, assim, estimar novas formas de avaliar os efeitos das despesas públicas, da política de combate a pobreza ou da política fiscal. O

<sup>3</sup> Dentre várias pesquisas pode-se citar o *Eurobarometer*, a *World Values Survey*, o *Latinobarómetro* e, a *Gallup*.

<sup>4</sup> Como forma de ilustração vide: “o experimento do centavo” em Schwarz (1987) e exemplos expostos em Tella e MacCulloch (2006)

<sup>5</sup> Para mais detalhes *vide*: <<http://www.bsfrey.ch>>.



que contribuiria para o debate da literatura e para as políticas públicas. Segundo, calcular os custos da inflação em termos de desemprego e, então, medir o tamanho relativo dos pesos atribuídos a essas variáveis no bem-estar. Com essas estimativas pode-se observar se essas variáveis (inflação e desemprego) impactam igualmente o nível de bem-estar, conforme sugerido pelo “Índice de Miséria” de Okun<sup>6</sup>; ou se alguma delas apresenta um peso maior, como encontrado por Tella, MacCulloch e Oswald (2001) para dados dos Estados Unidos e Europa. Estes sugerem, a partir de suas estimativas, que os indivíduos trocariam o aumento de 1 ponto percentual no desemprego por um aumento de 1,7 pontos percentuais na inflação para manter o mesmo nível de bem-estar (ou satisfação), o que vai de encontro ao pressuposto do “Índice de Miséria” que assume pesos iguais, ou seja, há uma subponderação na queda de satisfação causada pelo desemprego.

Uma referência para o caso brasileiro é Corbi e Menezes-Filho (2006), que analisam através de um modelo probit ordenado, para cinco países (dentre eles o Brasil), a questão do papel de variáveis econômicas na determinação do nível de bem-estar dos indivíduos, utilizando a felicidade declarada como uma aproximação do bem-estar individual coletada pela pesquisa *World Value Survey* no ano de 1997. Já Nery (2014) traz uma abordagem teórica sobre o estudo da felicidade, suas principais descobertas e consequências, e sua aplicação para políticas públicas no Brasil. Porém, ainda, observa-se uma carência na literatura brasileira sobre o tema. Sendo assim, o presente trabalho pretende contribuir para o debate de bem-estar no Brasil.

O diferencial do estudo que está sendo proposto é, que além de usar uma base de dados diferente (*Latinobarómetro*) da utilizada por Corbi e Menezes-Filho (2006), o período de amostragem é bem maior, compreendendo cerca de 10 anos. Somado a isto, observa-se que os dados são atuais (dado que o último ano da amostra corresponde a 2013), o que permite conclusões mais próximas das reais preferências dos indivíduos brasileiros nos dias atuais. Outro ponto relevante é que utiliza-se um modelo logit ordenado seguindo trabalhos como Blanchflower e Oswald (2000) e Frey e Stutzer (2004) e também por acreditar que o pressuposto de distribuição normal do termo de erro no modelo probit ordenado seja passível de críticas. Além dos diferenciais apresentados, tem-se também que o presente trabalho busca analisar se os indivíduos que vivem em diferentes regiões do país são impactados de forma diferente pela inflação e desemprego por se estar em determinada região.

O presente trabalho busca responder a um problema aplicado para a economia brasileira “Qual variável macroeconômica teria maior impacto no bem-estar dos indivíduos no Brasil?”. A hipótese testada é que um aumento nas taxas de inflação e desemprego

---

<sup>6</sup> Que corresponde à soma dos índices de inflação e desemprego. Para o cálculo, no Brasil, utiliza-se a variação percentual do IPCA e a taxa de desemprego aberto da PME do IBGE, dessazonalizada e, a taxa marginal de substituição entre estes seria igual a 1 (Banco Central do Brasil, 2015).

devem impactar o nível de bem-estar negativamente, dado que esses resultados têm sido recorrentes nos trabalhos que buscam avaliar o efeito dessas variáveis sobre uma medida de utilidade individual. Uma segunda hipótese também é considerada. Espera-se que o caso brasileiro vá ao encontro dos resultados encontrados pela literatura de referência e, dessa forma, que os indivíduos sejam mais avessos a níveis elevados de desemprego em *prol* de níveis mais elevados de inflação. Entretanto, dado o passado hiperinflacionário vivido pelo país pode-se sugerir que os indivíduos brasileiros possuam uma memória longa e um certo temor quanto a altas na taxa de inflação, o que pode acarretar em resultados opostos ao padrão literário. A outra questão que busca-se responder é “ Indivíduos que vivem em diferentes regiões do país têm sua satisfação com a vida impactada de forma diferente pela inflação e desemprego?”

Para tal, o tratamento deste problema requer uma metodologia que considere o grau de ordenamento da variável dependente, ou seja, nível de satisfação com a vida. Diante disto, utiliza-se um modelo Logit Ordenado tal que a variável dependente assuma valores que estabeleçam certo ordenamento dos dados, não de forma linear, mas sim de forma a ranquear os possíveis resultados. A diferença entre a regressão linear e o ranqueamento é, apesar de aparentemente sutil, de grande importância para a escolha do método de escolha ordenado (logit ordenado), dado que uma regressão ordinária, neste caso, pecaria ao não considerar a natureza ordinal da variável dependente. Além disso, para a estimação do modelo proposto, usa-se variáveis macroeconômicas e parte-se da suposição que algumas variáveis de controle se fazem necessárias. Sendo assim, há a inclusão de um vetor contendo características individuais, tais como, renda, situação de emprego, educação, sexo, estado civil, idade e tamanho da cidade em que vive.

## 1.1 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

Além deste capítulo introdutório, esse trabalho se organiza em mais quatro capítulos. O segundo capítulo apresenta o referencial empírico utilizado como base de pesquisa para a estruturação deste trabalho. Por sua vez, o terceiro capítulo apresenta a metodologia de modelos em que a variável dependente é tratada como qualitativa (discreta) e ordinal e, os dados utilizados para as estimações. Em seguida, o quarto capítulo aborda os resultados empíricos alcançados pós estimação dos modelos. Por fim, no capítulo cinco são tecidas as conclusões, salientando as contribuições, as limitações enfrentadas e sugestões para possíveis avanços, aplicações e extensões desse trabalho.

## 2 REFERENCIAL EMPÍRICO

### 2.1 ECONOMIA DA FELICIDADE E O *TRADE-OFF* INFLAÇÃO-DESEMPREGO

A literatura de economia de bem-estar, conforme apresentado brevemente na introdução, busca destacar a relação entre as variáveis de inflação e desemprego de forma a avaliar o impacto destas sobre o nível de bem-estar dos indivíduos e auxiliar no caminho desinflacionário ótimo. Para tanto, será feito um breve resgate das principais abordagens teóricas e discussões entre a inflação e desemprego e o bem-estar auto-relatado.

Dolan, Peasgood e White (2008) encontram consistentemente que o desemprego e a inflação são fortemente negativos e correlacionados com as várias medidas de bem-estar. Esta literatura foi por vezes criticada pois, de acordo com a “hipótese de expectativas racionais”, fatores econômicos como a inflação não devem afetar em longo prazo as decisões dos indivíduos, e assim seu nível de satisfação, se estes comportam-se como agentes “racionais”. Além desta questão, há outro ponto relacionando desemprego e inflação que ainda está pendente: “O quanto de desemprego é necessário para compensar o aumento de um ponto percentual da inflação, ou vice-versa” (FREY, STUTZER, 2002, p.11).

Pesquisas como de Clark e Oswald (1994), Stutzer e Lalive (2004), Winkelmann e Winkelmann (1998), têm abordado a relação entre desemprego e inflação, obtendo números diferentes, mas conclusões semelhantes. Ou melhor, o aumento do desemprego em um ponto percentual é mais prejudicial para a satisfação com a vida do que o aumento de um ponto percentual da inflação, isto é, é necessário que haja uma queda de mais de um ponto percentual na inflação para compensar um aumento de um ponto percentual no desemprego. Tella, MacCulloch e Oswald (2001) observam que o desemprego é quase duas vezes mais prejudicial para a felicidade do que a inflação. Wolfers (2003) amplia a base de dados utilizada por Tella, MacCulloch e Oswald (2001) e encontra, para uma amostra de 504.581 pessoas em 16 países no período de 1973-1998<sup>1</sup>, que um aumento de 10 pontos percentuais no desemprego reduz a felicidade média em 0.35 desvios padrão. E, um aumento de 10 pontos percentuais na inflação reduz a felicidade média em 0.07 desvios padrão. Já Gandelman e Hernández-Murillo (2009) não encontraram diferenças significativas entre inflação e desemprego no bem-estar presente e passado dos indivíduos.

Na mesma linha, Tella e MacCulloch (2006) usam um modelo probit ordenado transformando pontuações de felicidade em números contínuos para dados de países da OCDE ao longo do período 1975-1992. Eles descobrem que um aumento de um ponto percentual de desemprego era de 4,7 vezes mais prejudicial para a felicidade do que um ponto percentual adicional na inflação. Os autores observam também, em um trabalho

<sup>1</sup> Com exceção dos anos 1974 e 1996.

posterior, que os custos da inflação em termos dos custos de tempo para gerenciar os saldos monetários e da volatilidade espúria no preço de empresas onde estes reajustes são frequentes e empregando dados sobre emoções, os custos do desemprego são mais significativos que aqueles. Assim, os autores discutem os custos emocionais das recessões, apresentando resultados na literatura que sugerem serem estes custos mais importantes que os custos monetários. E estes efeitos podem ser ampliados se acredita-se que o desemprego resulta de má sorte mais do que falta de empenho.

As características citadas acima implicam, portanto, em respostas distintas por parte da política pública a choques na inflação e no desemprego. Finalmente, Tella e MacCulloch (2006) discutem se as emoções acrescentam não-linearidades à função de bem-estar social. Da mesma forma que Wolfers (2003), os autores encontraram significativas convexidades com relação ao desemprego, mas não com relação à inflação. Contudo, para uma base de dados mais ampla os resultados não se sustentaram. Eles afirmam, ainda, que o “Índice de Miséria”<sup>2</sup>, que considera inflação e desemprego igualmente prejudiciais para a sociedade, estaria subestimando os custos de desemprego frente a inflação (FREY E STUTZER,2002b; TELLA E MACCULLOCH,2006).

Esses resultados lançam dúvidas sobre a utilização do “Índice de Miséria” para fins de política pública. Frey e Stutzer (2000) destacam que “as pessoas têm uma forte aversão à inflação e estão preparadas a terem um custo significativo para evitá-la” e, ainda Tella, MacCulloch e Oswald (2001) concluem que o desemprego afeta mais negativamente o bem-estar do que a inflação e mostram que nos países europeus é necessário diminuir a inflação em 1,7 pontos percentuais a fim de compensar o aumento de 1 ponto percentual da taxa de desemprego. Ruprah e Luengas (2011) usam dados de pesquisa de bem-estar subjetivo para a América Latina e estimam que o desemprego é cerca de oito vezes mais importante que a inflação na região. Todavia, observam que há diferenças entre os diversos grupos testados. Para os mais jovens e cidadãos que dizem ter preferências políticas à esquerda, o desemprego tem uma importância mais alta do que a inflação.

Blanchflower e Freeman (2007) estimam os coeficientes da função de bem-estar social para um número maior de países. O resultado encontrado sugere novamente que o desemprego tem um peso maior que a inflação, com uma taxa marginal de substituição igual a -1,62. A pesquisa apresenta ainda uma avaliação da heterogeneidade social na estimativa dos coeficientes. O resultado obtido é que pessoas com nível educacional menor e os idosos estão mais preocupados com o desemprego do que com a inflação, mas as pessoas com maior escolaridade e os mais jovens tendem a dar um peso maior a inflação do que ao desemprego. Isso sugere que a estrutura demográfica da sociedade importa na percepção dos efeitos da inflação e do desemprego sobre o bem-estar social.

---

<sup>2</sup> Este índice é definido como a soma das taxas percentuais da inflação e do desemprego (FREY; STUTZER, 2002b).

Posteriormente, Blanchflower et al. (2013) mostram que tanto elevações na taxa de inflação como aumentos na taxa de desemprego reduzem a felicidade dos indivíduos, mas os efeitos são maiores no caso do desemprego. Os autores modificam o índice de miséria desenvolvido por Arthur Okun por subestimar a perda de bem-estar introduzindo a razão de miséria. Assim, um aumento de um ponto percentual diminui o bem-estar por duas vezes e meia a mais do que um aumento de um ponto percentual na taxa de inflação. A versão revisada do estudo Blanchflower e Posen (2014) descreve que o desemprego, na verdade, reduz cinco vezes mais a felicidade que a inflação. Sugerindo uma tolerância social maior à inflação. Porém, isto só é observado se o custo de uma menor inflação for a uma maior taxa de desemprego, conforme sugerido pela curva de Phillips de curto prazo.

Frey e Stutzer (2000) sinalizam que o aumento da renda familiar não mudaria tanto os níveis de felicidade de pessoas sem emprego, e chamam a atenção sobre a importância de fatores não-monetários para explicar a infelicidade dos desempregados quando as regressões são controladas pela renda. No entanto, Wildman e Jones (2002) argumentam que a renda atual poderia não ser a medida mais adequada para representar a situação financeira e, portanto, algumas infelicidades sobre o desemprego podem ser devido à maior apreensão ou incerteza sobre os resultados futuros. Similarmente, Shiller (1997) sinaliza que os indivíduos quando questionados sobre a inflação, relatam uma série de custos não convencionais, como a exploração, e a perda de prestígio ou de moral. Ainda, Rotemberg (2007) discute que na presença de alta da inflação, além do fator preço, observa-se nos indivíduos lamento e raiva.

Analisando-se apenas o desemprego, estudos sugerem que os homens, geralmente, sofrem mais por não ter trabalho do que as mulheres (DOCKERY et al., 2003; GERLACH E STEPHAN, 1996; THEODOSSIOU, 1998). Tella, MacCulloch e Oswald (2003) avaliam em que medida provisões generosas de bem-estar social afetam de forma negativa o desemprego em 12 países Europeus. O estudo mostra que um seguro desemprego mais generoso não está associado a um nível maior de satisfação auto-declarada para o desempregado em relação ao empregado, e que a generosidade do seguro desemprego possui correlação positiva com o nível geral médio de satisfação de um país, mas sem afetar a diferença de satisfação entre empregados e desempregados.

Outro fato destacado por Clark e Oswald (1994) é que indivíduos desempregados são mais felizes quando as taxas de desemprego são mais elevadas, os autores chamaram de “estigma social” essa situação. Graham et al. (2005) explica esse resultado argumentando que o efeito positivo que a redução do estigma social tem sobre o bem-estar dos desempregados parece compensar os efeitos negativos de uma menor probabilidade de encontrar um emprego no futuro. Somado a isso, eles observam que uma interpretação desses resultados para a política, o aumento das taxas de desemprego, obviamente, seria um erro. Ao mesmo tempo, a pesquisa sugere um novo foco sobre os efeitos do estigma no

bem-estar dos desempregados. Exemplificam o caso supracitado apresentando o caso da Rússia no qual eles afirmam que até os respondentes da pesquisa que estão empregados preferem taxas de desemprego mais elevadas. Dada a natureza dramática da crise no final de 1990, os entrevistados podem adaptar as suas expectativas para baixo e seriam, assim, menos críticos de sua própria situação quando os outros ao seu redor estão desempregados.

Na mesma linha, Clark e Oswald (2002b) analisam dados alemães observando que aqueles que estão empregados e possuem um parceiro desempregado têm seu bem-estar impactado negativamente, enquanto que para os que estão desempregados tem um efeito positivo. Por fim, apesar da evidência da existência de uma correlação fortemente negativa entre bem-estar e desemprego, há pesquisadores que vão de encontro a esta relação. Como exemplo, Gudrun (2013) relaciona como a crise econômica e financeira na Islândia afetou a felicidade. Usando uma amostra de 5.918 indivíduos em uma pesquisa nacional longitudinal realizada em 2007 e 2009 ela acha que a felicidade entre as pessoas islandesas era mais baixa em 2009 em relação a 2007, mas fatores econômicos, e concretamente o desemprego, não poderia prever esse declínio no bem-estar. Graham e Pettinato (2001) e Smith (2003) obtêm resultados semelhantes. No entanto, a maioria dos estudos que mostram evidências contrárias ao efeito negativo do desemprego sobre a felicidade tende a usar pequenas amostras de pessoas desempregadas, o que realmente pode afetar a representatividade dos resultados (DOLAN; PEASGOOD; WHITE, 2008).

Clark e Oswald (2002b) discutem o papel das normas sociais no desempenho do mercado de trabalho utilizando uma medida de bem-estar associada à saúde mental dos trabalhadores. Um aumento no desemprego enfraquece a aderência a uma norma de emprego, melhorando o bem-estar mental dos desempregados, mas reduzindo a procura por trabalho. O autor inclui em sua regressão um termo de interação entre o desemprego local e o desemprego individual, com um coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Ou melhor, quando o desemprego em um local é elevado, a diferença de bem-estar entre empregado e desempregado é pequena. Na mesma linha, Helliwell e Huang (2014) apontam que o desemprego local tem efeitos negativos sobre os desempregados e também sobre os empregados, na forma de transbordamentos (*spillovers*).

Quanto aos estudos sobre a inflação, há uma desvantagem, pois deve-se levar em conta que o impacto da inflação sobre os indicadores de bem-estar pode ser limitado a estudos de *cross-country* usando dados em painel. Dentro dos países, é impraticável separar o efeito da inflação de outros efeitos do tempo (Dolan et al., 2008). Assim, a maioria dos trabalhos nessa linha (ou pelo menos, os mais confiáveis) para examinar a relação entre inflação e felicidade usam controlar os efeitos fixos de país e ano.

Tella, MacCulloch e Oswald (2003) calculam que o aumento de um ponto percentual da inflação reduz a felicidade por 0,01 unidades. Isto implica que, se a taxa de inflação aumenta em 5 pontos percentuais o bem-estar diminuiria cerca de 0,05 unidades. Ou

melhor, o fato de um aumento na taxa de inflação, na taxa citada anteriormente, deslocaria 5 por cento da população para uma categoria inferior de satisfação com a vida, por exemplo, 5 por cento dos indivíduos deixariam de relatar um nível de “bastante satisfeito” para “não muito satisfeito”. Alesina et al. (2004) apoiam esta declaração para a Europa e os EUA usando dados do *General Social Survey (GSS)* para os EUA e do *Eurobarometer* para a Europa. Os autores encontram que a inflação tem um impacto negativo maior na felicidade para os de “direita” do que para os de “esquerda”. Em uma linha semelhante, Tella e MacCulloch (2006) oferecem evidências que chamam a atenção sobre a correlação entre tendências políticas e preferências para a inflação e desemprego para uma amostra de países da OCDE entre 1975 e 1992. Seus resultados indicam que indivíduos de esquerda estão mais preocupados com o desemprego e seus efeitos sobre a felicidade em relação à inflação do que os de direita. Wolfers (2003) investiga o impacto da volatilidade dos ciclos de negócios nas medidas de bem-estar utilizando dados do *Eurobarometer* para doze países no período de 1973-1998. O autor encontra que altas nas taxas de inflação e desemprego, bem como maior volatilidade macroeconômica, impactam de forma negativa a felicidade e a satisfação com a vida.

Ehrmann e Tzamourani (2012) discutem a importância da memória inflacionária na determinação das preferências sociais. Como nos países industrializados a inflação recente tem sido moderada em comparação à grande inflação dos anos 1970 e 1980, a aversão à inflação tende a se tornar cada vez menor. Da mesma forma, à medida que a hiperinflação se torna um episódio remoto, ela deixa de desempenhar um papel nas preferências sociais. A inflação perde importância pelo fato de parte da população mais jovem não a ter experimentada, e pelo fato de a população mais velha ter esquecido a hiperinflação. Os resultados sugerem que inflações moderadamente altas tendem a desaparecer entre 10 e 15 anos após a ocorrência dos episódios, e que a hiperinflação tem efeitos mais persistentes. Como a memória depende da idade da população, a estrutura etária da sociedade assume novamente importância na percepção de perda de bem-estar social.

## 2.2 CONTROLES SOCIODEMOGRÁFICOS

Equações de Felicidade geralmente têm uma forma semelhante para diferentes regiões do mundo independentemente do número de controles que deseja-se incluir (TELLA; MACCULLOCH; OSWALD, 2003). As medidas de bem-estar relatado (felicidade/satisfação com a vida) são normalmente utilizadas como uma variável *proxy* da real utilidade individual e são incluídas nestas equações como a variável dependente. No lado direito, como variáveis explicativas, um vetor de variáveis conhecidas e observáveis é comumente incorporado, juntamente com algum efeito fixo do indivíduo, *dummy* de tempo e/ou de país, de acordo com o modelo que deseja-se estimar. As variáveis de controle podem variar de acordo com a investigação e o objetivo, mas geralmente características

demográficas e/ou socioeconômicas são inseridas. Carbonell, Ramos et al. (2012) observam a sensibilidade dos resultados à introdução ou não desses efeitos individuais. Ademais, de acordo com Graham (2005), fatores não observados como a personalidade do indivíduo e erros de medidas são capturados em um termo de erro. O autor afirma ainda que existem erros que não são correlacionados com as variáveis utilizadas e, assim, não enviesam os resultados.

Idade, *status* de relacionamento e *status* individual de trabalho estão entre as variáveis de controle mais utilizadas em estudos sobre a felicidade (CARBONELL; FRIJTERS, 2004). O sexo também é amplamente utilizado, porém não há um consenso sobre seu impacto. Stevenson e Wolfers (2008), Blanchflower e Oswald (2004) e Tella, MacCulloch e Oswald (2001) sugerem que as mulheres são mais felizes no Reino Unido, Europa e nos EUA. Já Corbi e Menezes-Filho (2006) apontam que os homens são mais felizes que as mulheres no Brasil. Frey e Stutzer (2000), apesar de encontrarem um sinal positivo para mulheres, a variável não se apresenta estatisticamente significativa para dados da Suíça.

Estudos de Clark e Oswald (1994) e Schwarze e Winkelmann (2005) encontram que a felicidade é maior para os jovens (cerca de 20 anos) e para os mais velhos, sendo as pessoas de meia idade menos felizes. Ou seja, eles mostram que os níveis de felicidade dos indivíduos possui um padrão convexo, atingindo um ponto mínimo no intervalo entre 35 e 45 anos, e voltando a ascender após essa idade.

Outro fator que é comumente inserido como variável explicativa nos modelos de economia da felicidade é a renda. Utilizando grandes amostras em muitos países, Helliwell (2003) e Deaton (2007) encontram que medidas de felicidade estão positivamente relacionadas com variáveis que se espera ser associado com alta utilidade, como confiança e renda. Neste caso, é comumente encontrado que pessoas mais ricas estão, em média, mais felizes (FREY; STUTZER, 2002a). Tem-se ainda, trabalhos como Easterlin (1974), Oswald (1997), Diener (2000) e Veenhoven (2000) que abordam a relação entre as duas variáveis, felicidade e renda.

Frey e Stutzer (2002a) apontam que a maioria dos economistas toma como uma questão clara que uma renda maior leva a uma maior felicidade. Não obstante, eles afirmam que, na verdade, rendimentos mais elevados, geralmente, ampliam o conjunto de oportunidades dos indivíduos permitindo-lhes consumir mais bens e serviços, se preferirem. No entanto, Blanchflower e Oswald (2000); Diener e Oishi (2000); Myers (2000); Kenny (1999); Lane e Lubatkin (1998); e Easterlin (1974) identificaram que a renda *per capita* nos países ocidentais como os Estados Unidos, o Reino Unido, e na Bélgica, bem como no Japão, aumentou consideravelmente nas últimas décadas, mas a felicidade média manteve-se "virtuosamente constante" ou até diminuiu durante o mesmo período. Na mesma linha, Deaton (2008) e Stevenson e Wolfers (2013) questionam a "relação curvilínea" entre renda e bem-estar, em que o impacto marginal de uma unidade monetária adicional diminui



à medida que renda aumenta, e depois de atingido um certo nível de renda, mais renda tem um efeito pequeno ou nulo sobre a felicidade (FREY; STUTZER, 2002a), (LAYARD, 2003).

Easterlin (1974) propôs seu famoso paradoxo relacionando felicidade e renda afirmando que, em dado ponto no tempo e para determinado país, pessoas com maior renda estão, em média, mais felizes. Contudo, quando a análise é feita em dados *cross-country*, há uma relação mais fraca entre renda e felicidade e esta ligação praticamente desaparece quando essas variáveis são analisadas ao longo do tempo, concluindo que o crescimento econômico não leva a níveis mais elevados de bem-estar. Clark, Oswald e Warr (1996) e Blanchflower e Oswald (2004) salientam que um dos principais motivos de renda adicional não elevar a felicidade dos indivíduos de forma contínua é pelo fato de haver comparação entre os indivíduos, ou seja, o que gera mais utilidade para os indivíduos é sua posição de renda em relação aos demais ao seu redor. Easterlin (1995) sinaliza que um aumento coletivo de renda não aumenta os níveis de felicidade de todos. Formalmente, essa assertativa baseia-se em modelos em que a utilidade dos indivíduos dependem positivamente da própria renda e negativamente da renda dos outros, como exemplo Duesenberry (1994); Pareducci (1968); Pollak (1976); Blanchflower e Oswald (2004). Outro argumento para não haver um aumento infinito na felicidade dado um aumento de renda é apresentado por Easterlin (2001), que argumenta que as aspirações individuais aumentam à medida que a renda aumenta e, assim, o efeito favorável do aumento da renda sobre a felicidade é adaptado pelo indivíduo embora a diferença transversal da renda persista<sup>3</sup>.

De acordo com Corbi e Menezes-Filho (2006) e Frey e Stutzer (2002a), pessoas casadas tendem a ser mais felizes que os solteiros. Ainda, Helliwell (2002) e Tella, MacCulloch e Oswald (2003) mostram que casamento é uma das maiores fontes de felicidade, dado que os resultados encontrados por estes foram altos coeficientes significativos e positivos.

Dentre as características de *status* de emprego individual, a que mais se destaca é o desemprego. E o resultado encontrado em peso nos trabalhos é que o desemprego impacta negativamente a felicidade dos indivíduos. Assim, em analogia ao resultado de casamento, o desemprego é visto na literatura como uma das maiores fontes de perda de satisfação, ou aumento de infelicidade. Para desemprego destacam-se os trabalhos de Alesina e Dollar (2000), Clark e Oswald (2002a), Clark e Oswald (2002b) e Wolfers (2003). Ainda, Winkelmann e Winkelmann (1998) testam uma comparação de satisfação com a vida do quão os indivíduos desempregados estão satisfeitos ou insatisfeitos em relação aos indivíduos fora da força de trabalho e indivíduos empregados e, também estabelecem o

---

<sup>3</sup> Ele mostra ainda, que para eventos da vida, como, por exemplo, o casamento há apenas uma adaptação parcial.

tamanho dos custos não monetários do desemprego em relação aos custos monetários para dados da Alemanha no período de 1984 a 1990. Os resultados obtidos pelos autores são que os custos não monetários geram uma maior perda de bem-estar do que a diminuição na renda. Isso se dá por fatores sociais e psicológicos, ou seja, mais uma vez os indivíduos trazem o fator comparabilidade para sua análise de bem-estar.

Somado ao resultado apresentado anteriormente, Clark (1999) observa que a satisfação com a vida é forte e negativamente correlacionada com o desemprego atual, como é habitual. O autor apresenta, ainda, que a taxa média de desemprego do indivíduo ao longo dos últimos três anos é correlacionada com o nível de satisfação atual: a) negativamente para aqueles que atualmente estão empregados e positivamente para aqueles que estão atualmente desempregados; b) os desempregados sofrem menos quando o seu parceiro, ou uma grande parte das pessoas que vivem em sua região, também estão desempregadas. Estes resultados são argumentados por derivarem de efeitos de habituação na função de bem-estar individual.

### 2.3 ECONOMIA DA FELICIDADE E POLÍTICAS PÚBLICAS

Nery (2014) destaca ser comum observar na literatura de economia da felicidade que as medidas de bem-estar são utilizadas como uma diretriz para a aplicação de políticas públicas. Somado a isto, seria relevante que os indicadores nacionais de bem-estar incluíssem componentes de medidas de bem-estar, tais como: satisfação com a vida, satisfação e estados mais específicos como o *stress*, afeto, confiança e alegria (DIENER, 2000). O autor indica, ainda, que os indicadores nacionais de bem-estar poderiam oferecer informações úteis sobre o que os grupos da sociedade estão descontentes ou menos felizes e, assim, orientar as políticas que acarretariam em maior satisfação para eles. Tella e MacCulloch (2006), por sua vez, discutem que, a fim de avaliar as políticas, os economistas geralmente observam primeiro as condutas sociais dos agentes e depois inferem suas “preferências” derivadas do comportamento. Em seguida, os estudiosos tendem a ligar essas preferências a alguns pressupostos teóricos com o objetivo de estimar como a política pública afeta o nível de bem-estar individual. Seguindo esse pensamento, tem-se que o impacto de alterações de determinadas políticas públicas nos níveis de satisfação com a vida poderia ser isolado e avaliado a partir de medidas de bem-estar subjetivo auto-relatado, controlando o efeito das várias variáveis que o afetam (NERY, 2014, p. 34).

Diener (2000) apresenta uma questão questionando se o aumento do bem-estar a partir da expansão da renda é realmente algo desejável, porque a satisfação com a vida, provavelmente, poderia levar as pessoas a serem cada vez mais desmotivadas. O autor aponta que os países ricos tendem a atingir um nível em que produtos e serviços aumentam o nível de bem-estar minimamente, o que sugere a presença de uma “encruzilhada” em termos de políticas públicas e escolhas individuais. A razão disso se deve porque as pessoas

buscam níveis de riqueza material nunca antes pensados pelas gerações anteriores, e para se atingir esses objetivos fazem grandes sacrifícios de tempo e em suas relações interpessoais. Ele argumenta ainda que, apesar de passar uma imagem de “boa vida” as pessoas podem querer reavaliar suas prioridades. Na medida em que os indivíduos ou sociedades sacrificam outros valores para obter mais riqueza, não é provável que a busca pelo “lucro” valha os “custos” a se pagar.

No entanto, Veenhoven (1988) conclui que a sociedade como um todo é mais susceptível a evoluir com cidadãos mais felizes do que com aqueles infelizes. E analisa esse fato em três esferas diferentes, a se saber: política, econômica e social. Primeiro politicamente, cidadãos felizes não são menos críticos, pelo contrário são, aparentemente, um pouco mais preocupados com os problemas sociais e mais consistentes em suas posições. Depois economicamente, pois os cidadãos felizes tendem a ser mais saudáveis e fortes no trabalho. E, por último socialmente, que se dá pelo fato de cidadãos felizes possuírem redes sociais mais íntimas e próximas de si e, por proporcionar aos seus filhos relações familiares mais sólidas lançando assim as bases para uma sociedade sã. Ademais, tem-se de acordo com Frank (1985) e Graham et al. (2004) que indivíduos quando são classificados como mais feliz por amigos tendem a ter melhor saúde e a ganhar rendimentos mais elevados (NEVE; OSWALD, 2012).

Há, ainda, dois aspectos sobre as medidas de bem-estar e felicidade relacionadas às políticas públicas que são abordadas na literatura. O primeiro faz referência aos efeitos das despesas públicas. Muitas vezes acredita-se que quanto maiores os gastos do governo, maior será o bem-estar. Frey e Stutzer (2002) discutem, porém, que, em nível microeconômico, não é habitualmente viável sugerir propostas pareto ótimo<sup>4</sup>, pois intervenções sociais podem implicar em custos para alguma parte da sociedade. Assim, é necessária uma avaliação dos efeitos líquidos em termos de utilidades individuais, e isso pode ser melhor avaliado por meio de medidas bem-estar. O segundo compreende a linha da política fiscal, pois os impostos impactam as rendas de diferentes grupos de diferentes maneiras. E, conforme visto anteriormente, os agentes estão interessados em observar sua renda relativa. Hopkins (2008) observa que uma redistribuição de renda tem um impacto positivo, no sentido de eficiência na sociedade, até mesmo para quem tem a renda diminuída. Sendo assim, ele afirma que os impostos se comportariam como um pareto melhorado.

Teoricamente, a partir das referências supracitadas, tem-se que as variáveis de inflação e desemprego impactam o nível de bem-estar auto-relatado dos indivíduos e que esta medida de bem-estar pode ser uma boa *proxy* utilizada pelos formuladores de políticas públicas. Assim, embora seja possível chegar a conclusões preliminares, é necessário, para não incorrer em falhas, averiguar se os resultados obtidos pelos estudiosos do tema são

---

<sup>4</sup> Diz-se que os agentes estão em uma situação de pareto ótimo quando não é possível melhorar a situação, ou, mais genericamente, a utilidade de um agente, sem piorar a situação ou utilidade de qualquer outro agente econômico. Para mais detalhes, *vide*: (SEN, 1993)

válidos para dados brasileiros e se os resultados alcançados aqui são próximos aqueles. A utilização da metodologia do modelo logit ordenado pode favorecer quanto à obtenção e à análise dos resultados, dado que este leva em consideração o caráter ordinal da variável dependente.

### 3 METODOLOGIA

Os parâmetros relativos a cada variável explicativa podem ser estimados em modelos Probit ou Logit, mediante ao uso de uma função microeconômica de felicidade via máxima verossimilhança. Este capítulo tem por objetivo apresentar inicialmente os princípios básicos do modelo logit ordenado e sua abordagem econométrica com o intuito de responder às questões propostas sobre o impacto no nível de bem-estar dos indivíduos brasileiros pelas variáveis macroeconômicas e pelas características sociodemográficas.

Como justificativa do modelo ordenado, apresenta-se a variável dependente “satisfação com a vida”. Esta é tratada como uma variável categórica dividida em quatro níveis: nada satisfeito = 1; pouco satisfeito = 2; satisfeito = 3; muito satisfeito = 4. Para a construção de tal modelo, parte-se de dois pilares essenciais. O primeiro é o modelo de utilidade aleatória e o segundo o modelo de escolhas binárias. Estes serão apresentados a seguir de forma a conduzir ao modelo ordenado de interesse.

#### 3.1 MODELOS DE UTILIDADE ALEATÓRIA

Este modelo baseia-se na classificação por indivíduos de determinados produtos ou serviços. Ou seja, no caso da variável “satisfação com a vida” os indivíduos a classificariam de acordo com a escala de quatro pontos disponível, em que 4 é a maior pontuação. Greene e Hensher (2010) argumentam que para qualquer indivíduo pode-se supor que suas preferências variam continuamente e, rotula-se essa preferência como “utilidade”,  $U^*$ . Dado que não há unidades naturais de medida, descreve-se essa utilidade como um intervalo, da seguinte forma:

$$-\infty < U_{im}^* < +\infty \quad (3.1)$$

tal que,  $i$  indica o indivíduo e  $m$  indica a satisfação. A partir desse ponto, os indivíduos são convidados a classificar sua satisfação em uma escala de 1 a 4, o que pode ocasionar uma censura da verdadeira utilidade dado o pequeno intervalo inteiro disponível. A característica central desta descrição até agora é que o indivíduo tem (e, presumivelmente, sabe) um intervalo contínuo de preferências que ele poderia expressar se não fosse obrigado a fornecer apenas um número inteiro de um a quatro. Portanto, a classificação observada representa uma versão censurada das verdadeiras preferências subjacentes,

$$\begin{aligned} R_{im} &= 1 \quad \text{se } -\infty < U_{im}^* \leq \mu_{i1} \\ R_{im} &= 2 \quad \text{se } \mu_{i1} < U_{im}^* \leq \mu_{i2} \\ R_{im} &= 3 \quad \text{se } \mu_{i2} < U_{im}^* \leq \mu_{i3} \\ R_{im} &= 4 \quad \text{se } \mu_{i3} < U_{im}^* < \infty \end{aligned} \quad (3.2)$$

Observa-se que os limiares ou pontos de corte,  $\mu_{ij}$ , são específicos para o indivíduo e o número de classificação ( $J - 1$ ), no qual  $J$  é o número de classificações possíveis (neste caso, quatro).  $J - 1$  são necessários para dividir o intervalo de utilidades em  $J$  células. Os limiares são um elemento importante do modelo; eles dividem o intervalo de utilidade em células que são, então, identificados como as classificações observadas. Um dos pressupostos reconhecidamente pouco realistas é que em muitas aplicações estes valores de limiar são os mesmos para todos indivíduos. Salienta-se que a diferença entre os dois níveis de uma escala de classificação (por exemplo, 1 em comparação com 2 e, 2 em comparação com 3) não é a mesma em uma escala de utilidade. Portanto, tem-se uma transformação estritamente não-linear capturada pelos limiares, que são parâmetros estimáveis em um modelo de escolha ordenada. Além das características citadas, o modelo traz um conjunto de características individuais para a função de utilidade, tais como, idade, renda, educação, estado civil, gênero e assim por diante denotados como  $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}$ . É também inserido ao modelo um agregado de idiosincrasias, denotado como  $\varepsilon_{im}$ . Como estas características entram na função de utilidade é incerto, é convencional usar uma função linear que produza uma função de utilidade aleatória familiar,

$$U_{im}^* = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_{i1} + \beta_{i2}x_{i2} + \dots + \beta_{iK}x_{iK} + \varepsilon_{im} \quad (3.3)$$

no qual o modelo acomoda a heterogeneidade intrínseca dos indivíduos, permitindo que os coeficientes variem entre os indivíduos. Conforme será apresentado a seguir, apenas no modelo de utilidade aleatória estes coeficientes variam entre os indivíduos, o que não ocorre, por exemplo, para os modelos de escolha ordenada.

### 3.2 MODELOS DE ESCOLHA BINÁRIA

Em modelos de resposta qualitativa, a variável a ser explicada,  $Y$ , é uma variável aleatória assumindo um número finito de resultados e; na prática, o número de resultados é geralmente pequeno (WOOLDRIDGE, 2010). Os modelos de resposta binária têm por característica sua utilidade para dados de pesquisas gerados a partir de questionários. Esses modelos, por seu caráter qualitativo, fornecem inferências sobre variáveis dependentes de escolha binária: sucesso ( $y = 1$ ) e insucesso ( $y = 0$ ). Assim, o objetivo de um modelo de escolha qualitativa é determinar a probabilidade de um indivíduo, com um dado conjunto de atributos, de fazer certa escolha ao invés da sua alternativa. O resultado observado,  $y_i$ , pode ser determinado por uma regressão latente,

$$y_i^* = \gamma' x_i + \varepsilon_i \quad (3.4)$$

A variável aleatória  $y_i$  pode assumir dois valores, um e zero, com probabilidades

$$\begin{aligned} Prob(y_i = 1|x_i) &= Prob(y_i^* > 0|x_i) \\ &= Prob(\gamma'x_i + \varepsilon_i > 0) \\ &= Prob(\varepsilon_i > -\gamma'x_i) \end{aligned} \quad (3.5)$$

De acordo com Greene e Hensher (2010) para a construção de um modelo internamente consistente, é necessário que as probabilidades estejam entre zero e um e que elas aumentem quando  $\gamma'x_i$  aumente. Ressalta-se que em um modelo de probabilidade linear, estimado via mínimos quadrados ordinários, pode ser tendencioso, pois na maioria das vezes subestima (ou superestima) a verdadeira inclinação da reta diante da distribuição dos dados relativos às variáveis explicativas. O modelo é completado pela especificação de uma distribuição de probabilidade particular para  $\varepsilon_i$ . Quando essa distribuição segue uma normal padrão, conforme apresentado na equação (3.6), obtém-se o modelo probit,

$$f(\varepsilon_i) = \Phi(\varepsilon_i) = \frac{\exp(-\varepsilon_i^2/2)}{\sqrt{2\pi}}, \quad -\infty < \varepsilon_i < +\infty \quad (3.6)$$

e, quando a distribuição segue uma logística padrão obtém-se o modelo logit. A distribuição logística é apresentada a seguir:

$$f(\varepsilon_i) = \Lambda(\varepsilon_i) = \frac{\exp(\varepsilon_i)}{[1 - \exp(\varepsilon_i)]^2}, \quad -\infty < \varepsilon_i < +\infty \quad (3.7)$$

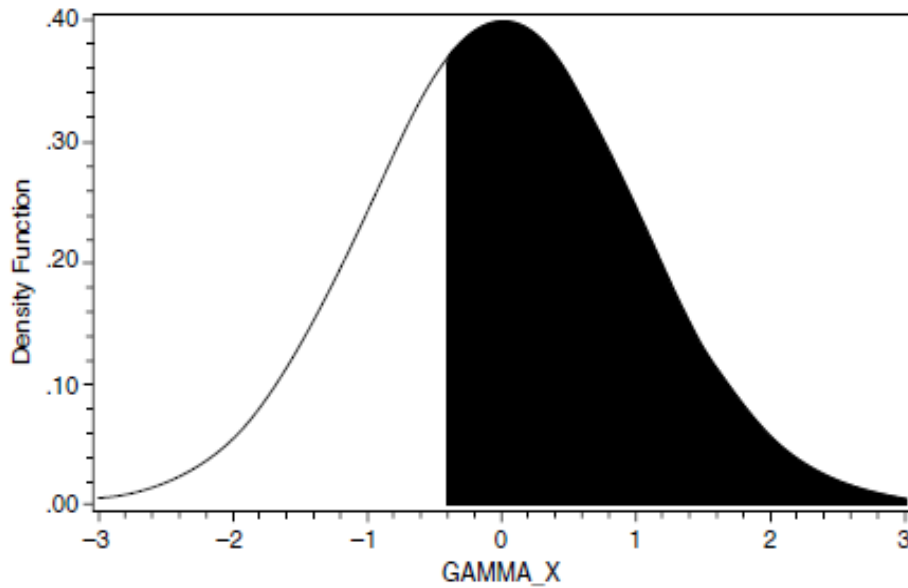
Esta assemelha-se a distribuição normal padrão, porém apresenta as caudas mais pesadas. A distribuição normal pode ser motivada como um recurso para o teorema do limite central e modelar o comportamento humano como a soma de inúmeras influências subjacentes. A Figura 1 mostra como a distribuição da utilidade subjacente está traduzida nas probabilidades dos resultados binários para  $y_i$ . A área hachurada representa a  $Prob(y_i = 1|x_i) = Prob(\varepsilon_i > -\gamma'x_i)$

A implicação da especificação do modelo é que  $y_i|x_i$  é uma variável aleatória Bernoulli como:

$$\begin{aligned} Prob(y_i = 1|x_i) &= Prob(y_i^* > 0|x_i) \\ &= Prob(\varepsilon_i > -\gamma'_i x_i) \\ &= \int_{-\gamma'_i x_i}^{\infty} f(\varepsilon_i) d\varepsilon_i \\ &= 1 - F(-\gamma'_i x_i), \end{aligned} \quad (3.8)$$

tal que  $F(\cdot)$  denota a função de densidade cumulativa (FDC) ou função de distribuição para  $\varepsilon_i$ . As distribuições normal e logística padrão são ambas distribuições simétricas

Figura 1 – Modelo de Probabilidade para Escolha Binária



Fonte: Greene e Hensher (2010).

e possuem a seguinte propriedade,  $F(\gamma'_i x_i) = 1 - F(-\gamma'_i x_i)$ . Isso produz um resultado conveniente,

$$Prob(y_i = 1|x_i) = F(\gamma'_i x_i) \quad (3.9)$$

A notação padrão para a função de distribuição normal e logística é dada, respectivamente, por:

$$Prob(y_i = 1|x_i) = \Phi(\gamma'_i x_i) \quad \text{se } \varepsilon_i \text{ é normalmente distribuído.} \quad (3.10)$$

e,

$$Prob(y_i = 1|x_i) = \Lambda(\gamma'_i x_i) \quad \text{se } \varepsilon_i \text{ é logisticamente distribuído.} \quad (3.11)$$

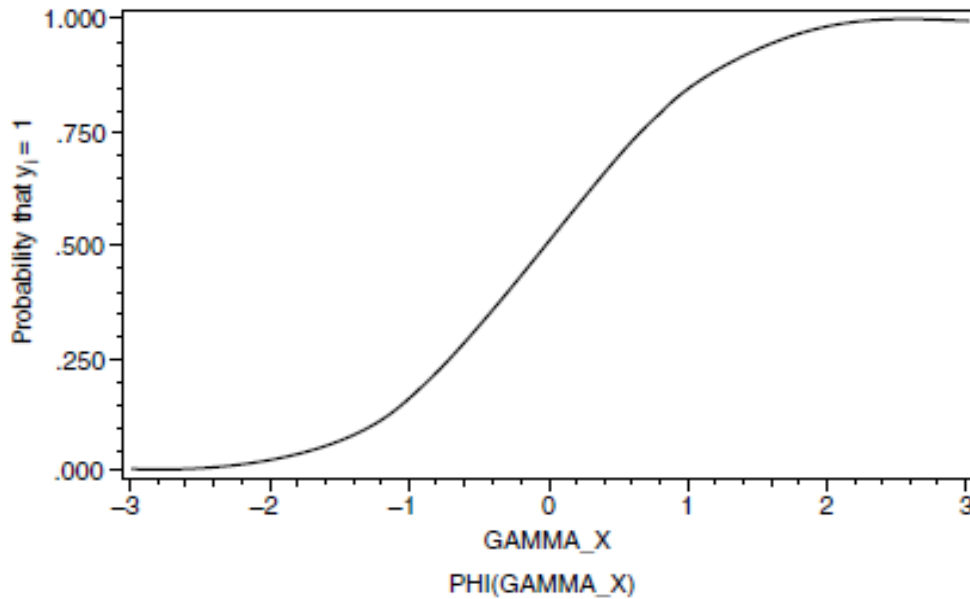
O resultado do modelo Probit para escolhas binárias é apresentado pela Figura 2.

Assume-se que o termo aleatório na função de utilidade aleatória tem média zero e variâncias igual a um para a distribuição normal e  $\pi^2/3$  para a distribuição logística. Estas são as normalizações do modelo.

A estimação e a inferência para modelos probit e logit de escolha binária é usualmente baseado na estimação via máxima verossimilhança. Em que cada observação segue uma distribuição Bernoulli e, o modelo com probabilidade de sucesso  $F(\gamma'_i x_i)$  e observações



Figura 2 – Modelo Probit de Escolha Binária



Fonte: Greene e Hensher (2010).

independentes leva à uma probabilidade conjunta, ou função de verossimilhança,

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, Y_n = y_n | x_1, x_2, \dots, x_n) = \\
 \prod_{y_i=0} [1 - F(\gamma'x_i)]^x \prod_{y_i=1} F(\gamma'x_i)
 \end{aligned} \tag{3.12}$$

em que  $\mathbf{X}$  denota uma amostra de  $n$  observações, em que a  $i$ -ésima linha de  $\mathbf{X}$  é a  $i$ -ésima observação em  $x_i$  (transposta, uma vez que  $x_i$  é uma coluna) e tal que  $y$  denota um vetor coluna que são as  $n$  observações em  $y_i$ . Assim, a função de verossimilhança para os parâmetros pode ser escrita como:

$$L(\gamma | X, y) = \prod_{i=1}^n [1 - F(\gamma'x_i)]^{1-y_i} [F(\gamma'x_i)]^{y_i} \tag{3.13}$$

Dado que os modelos possuem uma distribuição simétrica é possível fazer uma simplificação, tal que,  $q_i = 2y_i - 1$  e, tomando os *logs* obtém-se o estimador de máxima verossimilhança de  $\gamma$  que é o vetor de valores que maximiza a função:

$$\frac{\partial \ln L(\gamma | X, y)}{\partial \gamma} = \sum_{i=1}^n \left\{ q_i \frac{f[q_i(\gamma'x_i)]}{F[q_i(\gamma'x_i)]} \right\} x_i = 0 \tag{3.14}$$

de forma que  $f(\cdot)$  é a densidade,  $dF(\cdot)/d(\gamma'x_i)$ .

### 3.3 MODELOS DE ESCOLHA ORDENADA

O modelo de Escolha Ordenado em sua forma recente foi proposto por McKelvey e Zavoina (1975) para análise de resultados e respostas ordenadas, categóricas e escolhas não quantitativas. Modelos de escolha ordenada são usados para descrever o processo gerador de dados para um resultado aleatório que leva a um conjunto discreto, resultados ordenados. Pesquisas de satisfação com a saúde, satisfação com a vida, e pesquisas de opinião são exemplos para o uso do modelo. O modelo de escolha ordenada parte de um modelo de utilidade aleatória subjacente ou modelo de regressão latente,

$$y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (3.15)$$

em que,  $\mathbf{x}$  não inclui um intercepto e a utilidade latente contínua ou “medida”,  $y_i^*$  é observada na forma discreta mediante a um mecanismo de censura;

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \quad \text{se} \quad y_i^* \leq \mu_1 \\ &= 2 \quad \text{se} \quad \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 \\ &= \vdots \\ &= J \quad \text{se} \quad \mu_{J-1} < y_i^* \leq \mu_J \end{aligned} \quad (3.16)$$

O vetor  $x_i$  é um conjunto de  $K$  variáveis que são assumidas como independentes de  $\varepsilon_i$ ;  $\beta$  é um vetor de  $K$  parâmetros que é o objeto de estimação e inferência; as  $n$  observações da amostra são rotuladas  $i = 1, \dots, n$  e assume-se que tanto os coeficientes quanto os parâmetros de limite não diferem entre os indivíduos.

A essência do modelo é que o resultado observado não é simplesmente um conjunto de resultados discretos que por algum critério pode ser ordenado. O resultado observado é uma transformação monotônica (muitos para um) de um único resultado contínuo que, naturalmente, deve ser ordenado (GREENE; HENSHER, 2010).

Greene e Hensher (2010) apresentam que o modelo contém as utilidades marginais desconhecidas,  $\beta$ , assim como  $J - 1$  parâmetros de limite desconhecidos,  $\mu_j$ , todos a serem estimados utilizando uma amostra de  $n$  observações, indexados por  $i = 1, \dots, n$ . Os dados consistem das variáveis,  $x_i$  e do resultado discreto observado,  $y_i = 0, 1, \dots, J$ . Os pressupostos sobre as propriedades do termo de erro,  $\varepsilon_i$ , completam as especificações do modelo. Os pressupostos convencionais são que  $\varepsilon_i$  é um erro aleatório contínuo com uma função de distribuição cumulativa convencional (fdc),  $F(\varepsilon_i|x_i) = F(\varepsilon_i)$ , e com densidade  $f(\varepsilon_i) = F'(\varepsilon_i)$ , ambos definidos sobre o eixo real. A suposição da distribuição de  $\varepsilon_i$  inclui a independência de, ou a exogeneidade de,  $x_i$ .

Sugere-se que uma aplicação típica da ciência social começa a partir de um resultado de medida, tal que o modelo de regressão latente descreve uma preferência subjacente

Quadro 1 – Identificação de possíveis restrições

	$\beta$	$\sigma$	$\mu$
1	irrestrito	fixa-se, por exemplo, $\sigma = 1$ ou $\sigma = \pi^2/3$	fixa-se um $\mu_j$ , por exemplo, $\mu_1 = 0$
2	exclui-se o intercepto	fixa-se, por exemplo, $\sigma = 1$ ou $\sigma = \pi^2/3$	irrestrito
3	irrestrito	irrestrito	fixa-se dois $\mu_j$ 's

Fonte: Elaboração própria com base em Jackman (2000) e Greene e Hensher (2010).

contínua, embora não observável, de  $y_i^*$ . Os indivíduos quando questionados se estão de acordo com determinada política, por exemplo, mesmo se fosse possível, não forneceriam o verdadeiro  $y_i^*$  mas sim, um valor censurado de  $y_i^*$  em faixas disponíveis na pesquisa. Sua resposta seria uma das faixas que mais se aproxima de suas verdadeiras preferências. Pelas leis de probabilidade, as probabilidades associadas com os resultados observados são:

$$Prob[y_i = j|x_i] = Prob[\varepsilon_i \leq \mu_j - \beta'x_i] - Prob[\mu_{j-1}\beta'x_i], \quad j = 0, 1, \dots, J. \quad (3.17)$$

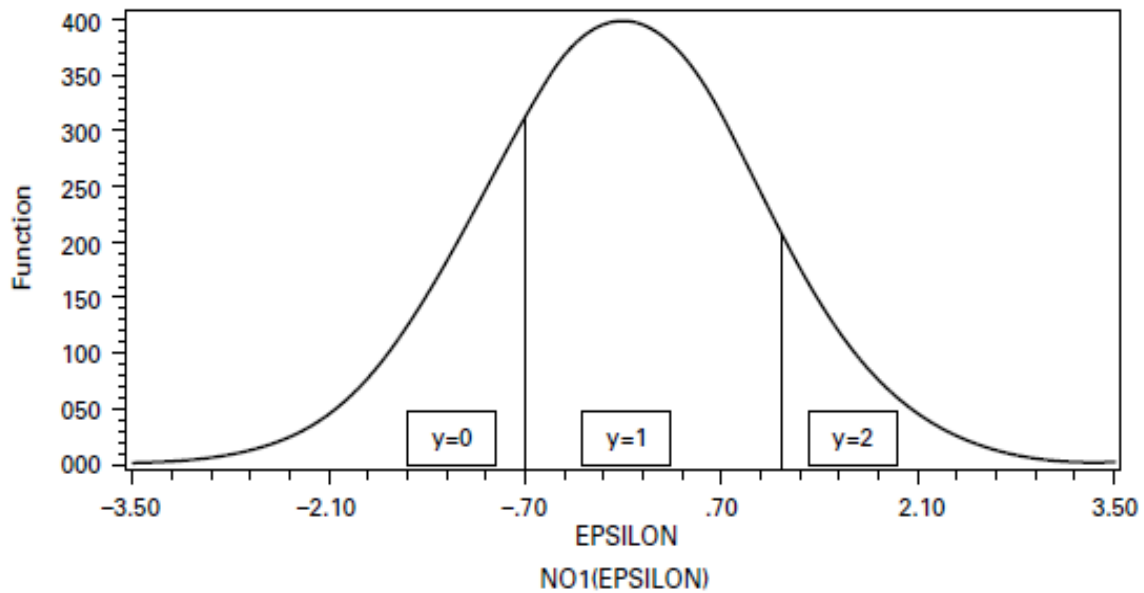
Ressalta-se que, assim como em outros modelos de escolha discreta, os modelos de escolha ordenada descrevem as probabilidades de resposta. Eles não descrevem diretamente a relação entre  $y_i$  e as variáveis  $x_i$ . No entanto, em geral, não há nenhuma regressão óbvia (média condicional) de relação entre a variável dependente,  $y_i$ , e  $x_i$ .

Segundo Greene e Hensher (2010) algumas normalizações fazem-se necessárias para a identificação dos parâmetros do modelo. Em primeiro lugar, a fim de preservar os sinais positivos de todas as probabilidades, exige-se que  $\mu_j > \mu_{j-1}$ . Em segundo lugar, se o suporte utilizado é o eixo real, então  $\mu_0 = -\infty$   $\mu_J = +\infty$ . Uma vez que os dados não contêm informações incondicionais no dimensionamento da variável subjacente (se  $y_i^*$  é escalonado por qualquer valor positivo, então escalonando o  $\mu_j$  desconhecido e  $\beta$  pelo mesmo valor, preserva-se os resultados observados). Um parâmetro de variância não condicionado,  $Var[\varepsilon_i] = \sigma_\varepsilon^2$ , não é identificado (estimável). Usa-se convenientemente a restrição de identificar  $\sigma_\varepsilon$  igual a uma constante,  $\bar{\sigma}$ . A aproximação usual para esta normalização em modelos de escolha ordenado é assumir que  $Var[\varepsilon_i|x_i] = 1$  no caso do modelo probit e  $Var[\varepsilon_i|x_i] = \pi^2/3$  para o modelo logit. Jackman (2000) apresenta outras duas possibilidades de restrição de identificação, estas são apresentadas na Quadro 1 e ressalta-se que neste trabalho as restrições impostas estão apresentadas na linha 2 desta.

Com o conjunto de normalizações completo, a função de verossimilhança para estimar os parâmetros do modelo é baseada nas probabilidades implícitas

$$Prob[y_i = j|x_i] = [F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)] > 0, \quad j = 0, 1, \dots, J. \quad (3.18)$$

Figura 3 – Probabilidades para um Modelo de Escolha Ordenado



Fonte: Greene e Hensher (2010).

Considerando um modelo de escolha ordenado com três respostas possíveis apresenta-se a seguir a fórmula de cálculo das probabilidades de ocorrência de cada resposta e a Figura 3 ilustra esses resultados.

$$\begin{aligned}
 Prob[y_i = 0|x_i] &= F(0 - \beta'x_i) - F(-\infty - \beta'x_i) = F(-\beta'x_i) \\
 Prob[y_i = 1|x_i] &= F(-\beta'x_i) - F(\mu_i - \beta'x_i) \\
 Prob[y_i = 2|x_i] &= F(-\infty - \beta'x_i) - F(\mu_i - \beta'x_i) = 1 - F(\mu_i - \beta'x_i)
 \end{aligned} \tag{3.19}$$

A estimação dos parâmetros é um problema direto de estimação de máxima verossimilhança. O log da função de verossimilhança é:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J m_{ij} \log[F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)], \tag{3.20}$$

em que,  $m_{ij}$  é uma função indicadora que obtém o resultado 1 caso a função dentro do colchete for verdadeira e 0 caso contrário. A maximização é feita sujeita às restrições  $\mu_0 = -\infty$  e  $\mu_J = +\infty$ .

De acordo com Cameron e Trivedi (2005), a estimação de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo de probabilidade ordenada é direta. Aliás, utiliza o método de Newton-Raphson como no Logit de resposta binária. O objetivo do estimador de máxima verossimilhança, por meio de um modelo ordenado, é encontrar as estimativas de  $\beta$  e  $\mu$  que maximizem a probabilidade conjunta de obter os valores observados.

Como citado anteriormente, a interpretação dos coeficientes do modelo de escolha ordenado é mais complicado do que na definição de regressão simples. De acordo com Wooldridge (2010), deve-se ter atenção com os sinais dos parâmetros, pois estes determinam o sentido do efeito marginal para as variáveis  $x_i$ : o sinal positivo indica que a probabilidade de escolha de uma categoria aumenta quando  $x_i$  aumenta, mas isso não ocorre para todas as categorias. Ou melhor, nem sempre o sinal determina a direção do efeito para as categorias intermediárias. Isso ocorre, porque tanto a logística quanto a normal padrão da função densidade de probabilidade é simétrica em torno de zero e declina monotonicamente à medida que o argumento cresce em valor absoluto. Os testes de significância para os parâmetros são as estatísticas padrão. A estatística  $t$  para significância isolada das variáveis e os testes LM e Wald para significância conjunta de parâmetros. Não há nenhuma função média condicional natural ao modelo. A variável dependente,  $y$ , é apenas um rótulo para os resultados qualitativos ordenados. Como tal, não existe qualquer função média condicional,  $E[y|x]$ , a analisar. Para interpretar os parâmetros, normalmente, usa-se às próprias probabilidades. Os efeitos marginais de um regressor contínuo no modelo de escolha ordenados são dados por:

$$\delta_j(x_i) = \frac{\partial \text{Prob}(y = j|x_i)}{\partial x_i} = [f(\mu_{j-1} - \beta'x_i) - f(\mu_j - \beta'x_i)]\beta. \quad (3.21)$$

Porém, de acordo com Greene e Hensher (2010), para uma variável *dummy* o efeito parcial é obtido usando uma diferença de probabilidades, ao invés de uma derivada. Deixando  $D$  ser uma variável *dummy* do modelo a ser estimado e  $\gamma$  o seu coeficiente, mede-se o efeito da mudança em  $D$  de 0 para 1 com todas as outras variáveis mantidas em seus valores de interesse (talvez suas médias) tem-se:

$$\begin{aligned} \Delta_j(D) = & [F(\mu_j - \beta'x_i + \gamma) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i + \gamma)] \\ & - [F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)] \end{aligned} \quad (3.22)$$

A implicação do resultado anterior é que o efeito da mudança em uma das variáveis no modelo depende de todos os parâmetros do modelo, os dados, e qual probabilidade é de interesse.

## 4 DADOS

Para melhor entendimento da base de dados utilizada para desenvolver este trabalho, este capítulo é dividido em duas seções: Descrição da Base de Dados e Variáveis do Modelo.

### 4.1 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

O *Latinobarómetro* é uma pesquisa de opinião pública anual que envolve cerca de 20.000 entrevistas por ano em 18 países da América Latina, representando mais de 600 milhões de habitantes. A corporação *Latinobarómetro* pesquisa o desenvolvimento da democracia e das economias, bem como as sociedades, por meio de indicadores de opinião, atitudes, comportamentos e valores.

Em 1995, o *Latinobarómetro* realizou o primeiro trabalho de campo para pesquisas na América Latina e incluiu 8 países: Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. A partir de 1996, o estudo foi realizado em 17 países e, em 2004 a República Dominicana foi inserida na pesquisa completando os 18 países latino-americanos, com exceção de Cuba. Até o momento, houveram 17 pesquisas<sup>1</sup> na América Latina totalizando 317.814 entrevistas. A pesquisa mais recente foi realizada em 2013 e aplicada a 20.204 entrevistados entre 31 de maio e 30 de junho de 2013, com amostras representativas de 100% da população em cada um dos 18 países.

O Brasil foi contemplado em todos os anos em que a pesquisa foi realizada e, ao longo desses anos, totalizou em 19.316 entrevistas em todas as grandes regiões do país. Contudo, nos anos 1995, 1996, 1998, 1999 e 2002 a pergunta sobre o nível de satisfação com a vida não estava incluída no questionário da pesquisa. Apenas a partir de 2003 essa pergunta passou a ser incluída em todos os anos da pesquisa. Sendo assim, os dados utilizados neste trabalho serão a partir de tal ano. O número de entrevistas por ano no Brasil é apresentado na Tabela 1.

A base de dados disponibilizado pelo *Latinobarómetro* será a utilizada para todos os modelos apresentados. Além de fornecer a variável de satisfação com a vida, as variáveis de características individuais, tais como, idade, renda subjetiva, sexo, estado civil, situação de emprego, nível de escolaridade e região onde o indivíduo reside, são também disponibilizadas a partir desta base. Estas serão apresentadas na próxima seção.

Além da base de dados supracitada, faz-se necessário a apresentação de mais duas fontes de dados que foram utilizadas na obtenção das variáveis macroeconômicas (inflação, inflação por região, desemprego e desemprego por região).

A primeira, parte do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (doravante, SGS) do Banco Central do Brasil (Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema

<sup>1</sup> Observa-se que nos anos 1999 e 2012 a pesquisa não foi realizada.

Tabela 1 – Frequência de entrevistas por ano no Brasil

Ano da Pesquisa	Frequência	Percentual	Acumulado
2003	1.191	10.22	10.22
2004	1.138	9.77	19.99
2005	1.147	9.85	29.84
2006	1.140	9.79	39.63
2007	1.179	10.12	49.75
2008	1.156	9.92	59.68
2009	1.180	10.13	69.81
2010	1.174	10.08	79.88
2011	1.188	10.20	90.08
2013	1.155	9.92	100.00
Total	11.648	100.00	

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - IBGE/SNIPC), que tem como objetivo consolidar e tornar disponível informações econômico-financeiras. Estas fornecem os dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA, (variação % ao mês) que é utilizado como uma medida para a inflação no Brasil. Ressalta-se que, dado que os dados sobre a inflação são disponibilizados mensalmente e os dados da pesquisa *latinobarómetro* são anuais, faz-se necessário a agregação desses a fim de torná-los anuais. Além da inflação agregada, o SGS fornece o IPCA para quatro das cinco regiões do país com exceção da região Norte. Dessa forma, é utilizado como *proxy* o IPCA da região metropolitana do Norte, compreendida pela cidade de Belém no estado do Pará, disponibilizado pelo IBGE. Ressalta-se que estas também são medidas pela variação mensal em percentual.

A segunda fonte é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), que fornece as taxas de desemprego agregado, bem como as taxas de desemprego por região do Brasil. De acordo com o IBGE (2013), a taxa de desocupação (ou desemprego aberto), medida em % ao ano, corresponde à percentagem das pessoas desocupadas<sup>2</sup> em relação às pessoas economicamente ativas, que até o ano de 2011 era composta pelas pessoas de 10 anos de idade ou mais que foram classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência da pesquisa e, após esse ano, passou a ser composta pelas pessoas de 15 anos ou mais classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência.

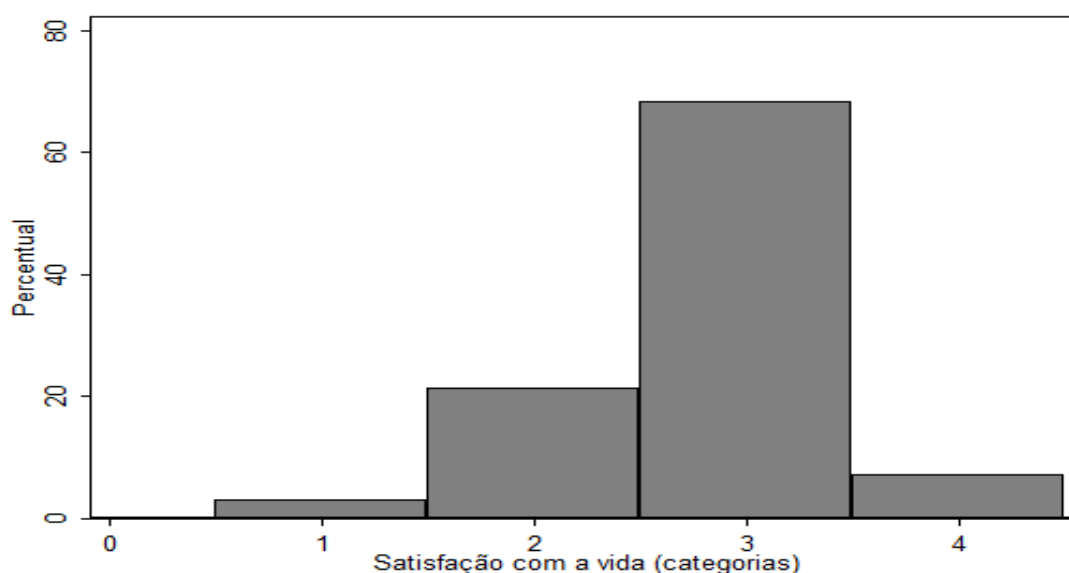
## 4.2 VARIÁVEIS DO MODELO

A variável dependente da regressão, satisfação com a vida, é proveniente de uma amostra de todos indivíduos respondentes da pesquisa do *Latinobarómetro* para os anos apresentados na Tabela 1, correspondendo a 11.648 observações. Essa variável é inserida

<sup>2</sup> Esta medida abrange o percentual de pessoas que procuraram, mas não encontraram ocupação profissional remunerada entre todas aquelas consideradas ativas no mercado de trabalho.

na pesquisa questionando os indivíduos o “quão satisfeitos eles estão com a vida que levam” sendo quatro respostas possíveis: 1 para a melhor situação e 4 para a pior, porém há uma reordenação destas categorias dado a ordenação das demais variáveis do modelo. A distribuição da amostra utilizada de satisfação com a vida está ilustrada na Figura 4.

Figura 4 – Distribuição da Satisfação com a vida - Brasil



Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

A Figura 5 tem como objetivo apresentar os níveis de satisfação com a vida dos indivíduos por região do país. Pode-se observar que, assim como apresentado na Figura 4, a maioria das pessoas relatam estarem “satisfeitos” com a vida que levam. A região Centro-Oeste é a que apresenta o maior percentual nesta categoria (cerca de 73%), seguida pela região Sul com 71,9%. Outro fato que pode-se observar é que a região Sudeste, em relação às demais regiões, é a que apresenta maior percentual das categorias extremas, em que 3,29% dizem estar nada satisfeitos e 7,91% dizem estar muito satisfeitos com a vida que levam.

O Quadro 2 apresenta a forma como as variáveis explicativas de características individuais são coletadas na pesquisa do *Latinobarómetro*. A partir das variáveis coletadas pela pesquisa faz-se uma desagregação de forma a incluí-las no modelo. Proveniente dessa base de dados apenas a variável de idade entra no modelo de forma contínua, ou seja, a idade respondida pelo indivíduo entrevistado. As demais variáveis são incluídas na forma de variável *dummy* que possui valor unitário se o indivíduo corresponde àquela categoria, e zero caso contrário. Além disso, as variáveis de escolaridade e cidade sofreram uma agregação de categorias. Para escolaridade foram criadas 4 *dummies*, a primeira corresponde as pessoas sem escolaridade e com ensino primário incompleto; a segunda rotulada de primário agrega as categorias de primário completo e secundário incompleto; a

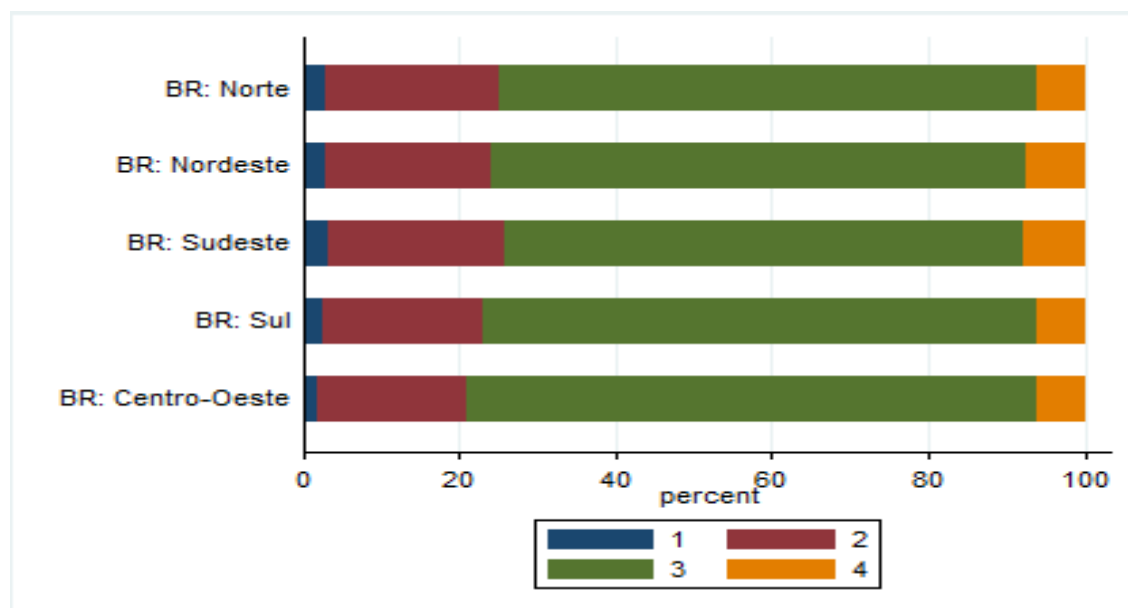


Quadro 2 – Variáveis do *Latinobarómetro* utilizadas no modelo

Variáveis Explicativas	Informação requerida no questionário	Descrição
Renda	Você diria que a renda do seu agregado familiar permite cobrir suas necessidades de forma satisfatória	1 Não é o suficiente e traz grandes problemas 2 Não é o suficiente e traz problemas 3 É apenas o suficiente e não traz problemas 4 É o suficiente e consegue-se poupar.
Situação de emprego	Sua situação de emprego atual é:	1 Autônomo 2 Empregado público 3 Empregado privado 4 Desempregado 5 Do lar 6 Aposentado 7 Estudante
Sexo	sexo	1 Masculino 2 Feminino
Idade	Idade do entrevistado	Anos completos (16-98 anos)
Escolaridade	Nível de escolaridade possuído	1 Sem escolaridade 2 Primário incompleto 3 Primário completo 4 Secundário incompleto 5 Secundário completo 6 Superior incompleto 7 Superior completo
Estado Civil	Atualmente você está:	1 Casado/ Vivendo com um companheiro 2 Solteiro 3 Separado/ Divorciado/Viúvo
Região	Cidade e Estado onde a entrevista foi realizada	1 Norte 2 Nordeste 3 Sudeste 4 Sul 5 Centro-Oeste
Cidade	Tamanho da cidade do entrevistado	1 1 - 20.000 habitantes 2 20.001 - 50.000 habitantes 3 50.001 - 100.000 habitantes 4 100.001 - 300.000 habitantes 5 300.001 - 700.000 habitantes 6 700.001 - 1.000.000 habitantes 7 1.000.001 - 2.000.000 habitantes 8 2.000.000 e/ou mais habitantes

Fonte: Disponível em Pesquisa de Opinião Pública *Latinobarómetro*

Figura 5 – Distribuição da Satisfação com a vida - por regiões do Brasil



Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

terceira rotulada de médio é composta por secundário completo e superior incompleto; e a quarta variável é composta pelo superior completo e rotulada de superior. Esta agregação foi feita com base no Censo Demográfico de 2010 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Já a variável de cidade foi dividida em três, pequena, média e grande. Assim agrupou-se as categorias<sup>3</sup> 1,2 e 3 para cidade pequena, 4 e 5 para média e 6, 7 e 8 para cidade grande, pois esta é a classificação que mais se aproxima da disponibilizada pelo IBGE.

As variáveis macroeconômicas agregadas (inflação e desemprego) entram no modelo com o valor de acordo com o ano da pesquisa. Já as variáveis macroeconômicas por grande região foram criadas multiplicando a variável de ano pela variável de região, como a primeira corresponde ao ano da pesquisa e a segunda é uma *dummy*, caso o resultado dessa interação for diferente de zero substitui-se o valor da inflação ou desemprego do determinado ano e região. Como exemplo apresenta-se o caso da inflação para a região Sudeste no ano de 2013:  $\text{infsud} = \text{ano} \times \text{sudeste} = 2013 \times 1 = 2013$ , substituindo, tem-se  $\text{infsud} = 6.026$ , tal que  $\text{infsud}$  é a inflação da região Sudeste. Ressalta-se que a variável de ano só é usado com o verdadeiro valor de correspondência para a criação da variável supracitada. Nos modelos de estimação esta é inserida como “tempo” e busca captar a evolução dos anos de forma contínua com referência ao ano de 2002, que é o ano imediatamente anterior ao primeiro ano de pesquisa utilizado. A partir das categorias da variável renda, criou-se *dummies* de quartil de renda, sendo que o primeiro quartil representa as pessoas de menor renda (ou seja, aquelas que respondem que a renda não é

<sup>3</sup> Categorias apresentadas na Tabela 2, descrição das variáveis explicativas.

o suficiente e possuem grandes problemas) e o quarto quartil as pessoas de maior renda.

As Tabelas 2 e 3 apresentam os principais indicadores estatísticos das variáveis dependente e explicativas utilizadas no modelo. A análise descritiva dos dados foi dividida em duas tabelas, isso porque a primeira trata de dados contínuos e a segunda de dados discretos.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas para as Variáveis Contínuas

<b>Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Idade (em anos)	39.214	16.661	16	98
Inflação ( $\Delta\%$ )	5.879	1.648	3.141	9.300
Desemprego (%)	8.737	1.161	7.100	10.500
Inflação - Norte ( $\Delta\%$ )	6.417	2.032	3.16	10.430
Inflação - Nordeste ( $\Delta\%$ )	5.987	1.746	2.967	10.168
Inflação - Sudeste ( $\Delta\%$ )	5.840	1.609	3.398	9.222
Inflação - Sul ( $\Delta\%$ )	5.775	1.904	2.607	8.944
Inflação - Centro-Oeste ( $\Delta\%$ )	5.936	1.902	3.403	10.328
Desemprego - Norte (%)	7.721	1.310	6.258	10.878
Desemprego - Nordeste (%)	8.424	0.686	7.520	9.748
Desemprego - Sudeste (%)	8.674	1.827	6.140	11.491
Desemprego - Sul (%)	5.316	0.933	3.974	6.800
Desemprego - Centro-Oeste (%)	7.433	1.419	5.154	9.573

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil

Tabela 3 – Proporções das variáveis categóricas

Variáveis	Categorias	Proporções
Satisfação com a vida	Nada satisfeito	0.0298
	Pouco satisfeito	0.2148
	Satisfeito	0.6830
	Muito satisfeito	0.0724
Quartis de Renda	1º quartil	0.1222
	2º quartil	0.3242
	3º quartil	0.4101
	4º quartil	0.1435
Situação de Emprego	Autônomo	0.3649
	Empregado público	0.0750
	Empregado privado	0.1926
	Desempregado	0.0710
	Aposentado	0.1120
	Dona de casa	0.1374
	Estudante	0.0485
Sexo	Homem	0.4789
	Mulher	0.5211
Escolaridade	Sem escolaridade	0.4818
	Primário	0.1931
	Médio	0.2649
	Superior	0.0602
Regiões do País	Reg. Norte	0.0710
	Reg. Nordeste	0.2661
	Reg. Sudeste	0.4406
	Reg. Sul	0.1532
	Reg. Centro-Oeste	0.0690
Tamanho da Cidade	Cid. pequena	0.1931
	Cid. média	0.1955
	Cid. grande	0.6114

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

### 5.1 MODELO EMPÍRICO PARA O BRASIL

Com o intuito de responder como as variáveis macroeconômicas agregadas (inflação e desemprego) impactam sobre a variável dependente satisfação com a vida, utilizou-se um modelo logit ordenado que considera a característica qualitativa e ordinal da variável dependente e assumiu-se o pressuposto de que as medidas de utilidade direta são uma boa *proxy* de bem-estar. O modelo empírico proposto pode ser expresso como:

$$Satvida_{ti} = \beta_1 Desemprego_t + \beta_2 Inflação_t + \beta_{3k} X_{ti} + \beta_4 tempo + \varepsilon_{ti} \quad (5.1)$$

tal que,  $Satvida_{ti}$  é a *proxy* utilizada para o bem-estar do indivíduo,  $i$ , no ano,  $t$ . O  $Desemprego_t$  é o percentual de pessoas desempregadas no ano  $t$ , e a  $Inflação_t$  é medida pela taxa de variação percentual do IPCA no ano  $t$ .  $X_{ti}$  é um vetor de controle de  $k$  características pessoais retirados do *Latinobarómetro* que inclui situação de emprego, estado civil, sexo, idade e idade ao quadrado, quartis de renda, nível educacional e tamanho da cidade onde o indivíduo reside;  $tempo$  é a variável que capta o efeito de possíveis choques em cada ano e,  $\varepsilon_{ti}$  é o termo de erro aleatório que segue uma distribuição simétrica logística com média zero e variância igual a  $\pi^2/3$ .

A construção de tal equação tem como referência os trabalhos de Tella, MacCulloch e Oswald (2001), Wolfers (2003), Tella e MacCulloch (2006) e, Corbi e Menezes-Filho (2006). Embora estes trabalhos tenham estudado de forma diversa e específica a questão da satisfação como uma medida de bem estar e quais fatores impactam essa, os mesmos contribuíram de forma direta e indireta para a seleção das variáveis explicativas utilizadas neste trabalho. Espera-se que os coeficientes relativos ao desemprego e à inflação sejam ambos negativos e significativos.

A Tabela 4 apresenta os primeiros resultados estimados pelo EMV<sup>1</sup> dos parâmetros da equação (4.1). A maioria dos coeficientes foram estatisticamente significativos ao nível de 90% de confiança, com exceção das variáveis “aposentado” e “dona de casa”, que não apresentaram significância estatística. Além disso, as estimativas dos pontos de corte

<sup>1</sup> Com 11648 observações, nessa regressão foram registradas quatro interações para alcançar o máximo da função de log-verossimilhança (-9811.445) e pelo teste de Wald (distribuição qui-quadrada com 22 parâmetros), rejeitou-se os efeitos nulos de interações dos parâmetros ( $Prob > \chi^2 = 0,0000$ ) a um nível de significância de 1%. O pseudo  $R^2$  de MacFadden atingiu 0,04887.

implicam que:

$$y = 1 \text{ se } y^* \leq -4.884$$

$$y = 2 \text{ se } -4.884 \leq y^* \leq -2.419$$

$$y = 3 \text{ se } -2.419 \leq y^* \leq 1.514$$

$$y = 4 \text{ se } y^* > 1.514$$

Observa-se que as variáveis de Inflação e Desemprego apresentam significância estatística e os sinais negativos esperados. Pois, espera-se que o aumento nessas variáveis impacte a satisfação com a vida de forma negativa. Outra variável que aparece na estimação de acordo com a literatura é a renda, uma vez que controle-se pelo primeiro quartil de renda o modelo estimado sugere que quartis de renda mais elevados impactam a satisfação com a vida positivamente. Uma vez que os valores dos coeficientes não podem ser interpretados como uma influência quantitativa sobre a probabilidade do nível de satisfação dado que a relação não é linear, faz-se necessário o cálculo dos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a probabilidade das escolhas ordenadas da variável dependente.

Segundo Cameron e Trivedi (2009), um efeito marginal (EM), ou efeito parcial, na maioria das vezes mede o efeito condicional na média de  $y$  dado uma mudança em um dos regressores,  $\beta_j$ . Em outras palavras, ele capta a mudança na variável dependente por unidade de mudança na variável independente. No modelo de regressão linear o EM é igual ao coeficiente de inclinação, o que simplifica a análise. Para modelos não lineares este não é caso, o que acarreta em métodos diferentes para o cálculo EM's. Em vista que há um efeito marginal para cada indivíduo na amostra, os autores apresentam três formas de realizar o cálculo dos efeitos marginais, a saber: a) o efeito marginal médio (média dos efeitos marginais em cada  $x = x_i$ ), b) o efeito marginal na média (efeito marginal em  $x = \bar{x}$ ), e c) efeito marginal em um valor representativo (efeito marginal em  $x = x^*$ ). Assim, nesse trabalho adotou-se a segunda opção (b) para cada categoria de resposta da variável dependente. Em outras palavras, estima-se os efeitos marginais na média de cada variável independente sobre as probabilidades previstas de cada resposta ordenada.

Analisados os efeitos gerais sobre a probabilidade dos indivíduos em declarar seu nível de “satisfação com a vida”, foram calculados os efeitos marginais na média para cada probabilidade prevista de categoria de resposta, ou seja, para o caso em que os indivíduos (1) são nada satisfeitos, (2) pouco satisfeitos, (3) satisfeitos, e (4) muito satisfeitos.

De acordo com Wooldridge (2010), em modelos de resposta ordenada é possível calcular o chamado percentual corretamente previsto como medida de ajustamento dos dados. Este pode ser calculado para cada resposta ordenada, bem como de forma global, dessa maneira o valor global corretamente previsto para a variável dependente é simplesmente o resultado com a mais alta probabilidade. Portanto, serão apresentados na Tabela

Tabela 4 – Primeiros resultados da regressão por EMV: estimativa da probabilidade do bem-estar dos indivíduos brasileiros

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão	z-valor	Prob	Intervalo de 95% de confiança	
Inflação - $\Delta\%$	-0.022	0.013	-1.680	0.093	-0.048	0.004
Desemprego - %	-0.136	0.044	-3.080	0.002	-0.222	-0.049
2º quartil de renda	0.509	0.066	7.710	0.000	0.380	0.639
3º quartil de renda	1.183	0.069	17.220	0.000	1.048	1.317
4º quartil de renda	1.574	0.085	18.590	0.000	1.408	1.740
Desempregado	-0.558	0.082	-6.790	0.000	-0.719	-0.397
Empregado Público	0.171	0.084	2.010	0.044	0.005	0.337
Empregado Privado	0.189	0.056	3.380	0.001	0.079	0.298
Aposentado	-0.034	0.087	-0.390	0.698	-0.204	0.137
Dona de Casa	-0.009	0.067	-0.140	0.887	-0.141	0.122
Estudante	0.229	0.112	2.050	0.040	0.010	0.449
Homem	0.105	0.044	2.410	0.016	0.019	0.190
Idade	-0.036	0.007	-4.980	0.000	-0.051	-0.022
Idade <sup>2</sup>	0.001	0.000	5.520	0.000	0.000	0.001
Casado	0.118	0.052	2.260	0.024	0.016	0.221
Divorciado	-0.278	0.080	-3.480	0.001	-0.435	-0.121
Sem escolaridade	-0.224	0.104	-2.160	0.031	-0.427	-0.021
Primário	-0.236	0.108	-2.190	0.029	-0.447	-0.025
Médio	-0.339	0.102	-3.330	0.001	-0.539	-0.139
Cidade peq.	0.364	0.052	6.930	0.000	0.261	0.466
Cidade média	0.171	0.052	3.270	0.001	0.068	0.274
tempo	-0.020	0.017	-1.140	0.256	-0.054	0.014
Ponto de corte (1)	-4.884	0.536			-5.936	-3.832
Ponto de corte (2)	-2.419	0.535			-3.469	-1.370
Ponto de corte (3)	1.514	0.534			0.466	2.562

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

5 os efeitos marginais da categoria ordenada<sup>2</sup> (3), pois esta é a que apresenta a maior probabilidade de ocorrência.

Os coeficientes da variáveis explicativas aparecem, em maioria, estatisticamente significativos, com exceção novamente das variáveis “aposentado”, “dona de casa” e “tempo”. Os valores marginais das variáveis idade e idade ao quadrado foram pouco expressivos na estimativa da probabilidade de se ter o nível de bem-estar “satisfeito”. Sendo assim, na média, um aumento de um ano de idade diminui a probabilidade de se atingir o nível “satisfeito” de bem-estar em 0,4 ponto percentual. Além disso, de acordo com a Figura 6 pode-se observar que a amostra utilizada neste trabalho sugere evidências que vão ao encontro de Clark e Oswald (1994) e Corbi e Menezes-Filho (2006), propondo que a satisfação com a vida apresenta um padrão convexo no formato de “U”. Ou seja, mantendo as demais variáveis constantes, as pessoas de meia idade (por volta de 40 anos),

<sup>2</sup> Os valores das demais categorias podem ser encontrados nas tabelas apresentadas no Apêndice A deste trabalho.

Tabela 5 – Efeitos Marginais dos indivíduos “satisfeitos” com a vida: Terceira resposta ordenada

Variáveis	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC de 95%	
Inflação - $\Delta\%$	-0.003	0.002	-1.680	0.093	-0.006	0.000
Desemprego - %	-0.016	0.005	-3.050	0.002	-0.026	-0.006
2º quartil de renda	0.053	0.006	8.560	0.000	0.041	0.065
3º quartil de renda	0.118	0.007	17.780	0.000	0.105	0.131
4º quartil de renda	0.047	0.007	6.470	0.000	0.032	0.061
Desempregado	-0.084	0.015	-5.650	0.000	-0.113	-0.055
Empregado Público	0.018	0.008	2.240	0.025	0.002	0.034
Empregado Privado	0.021	0.006	3.630	0.000	0.010	0.032
Aposentado	-0.004	0.011	-0.380	0.702	-0.025	0.017
Dona de Casa	-0.001	0.008	-0.140	0.887	-0.017	0.015
Estudante	0.024	0.010	2.420	0.016	0.004	0.043
Homem	0.012	0.005	2.410	0.016	0.002	0.022
Idade	-0.004	0.001	-4.970	0.000	-0.006	-0.003
Idade <sup>2</sup>	0.000	0.000	5.500	0.000	0.000	0.000
Casado	0.014	0.006	2.240	0.025	0.002	0.026
Divorciado	-0.037	0.012	-3.130	0.002	-0.060	-0.014
Sem escolaridade	-0.027	0.012	-2.160	0.031	-0.051	-0.002
Primário	-0.030	0.015	-2.030	0.042	-0.060	-0.001
Médio	-0.044	0.014	-3.080	0.002	-0.072	-0.016
Cidade peq	0.037	0.005	8.000	0.000	0.028	0.046
Cidade média	0.019	0.005	3.490	0.000	0.008	0.030
tempo	-0.002	0.002	-1.130	0.257	-0.006	0.002

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

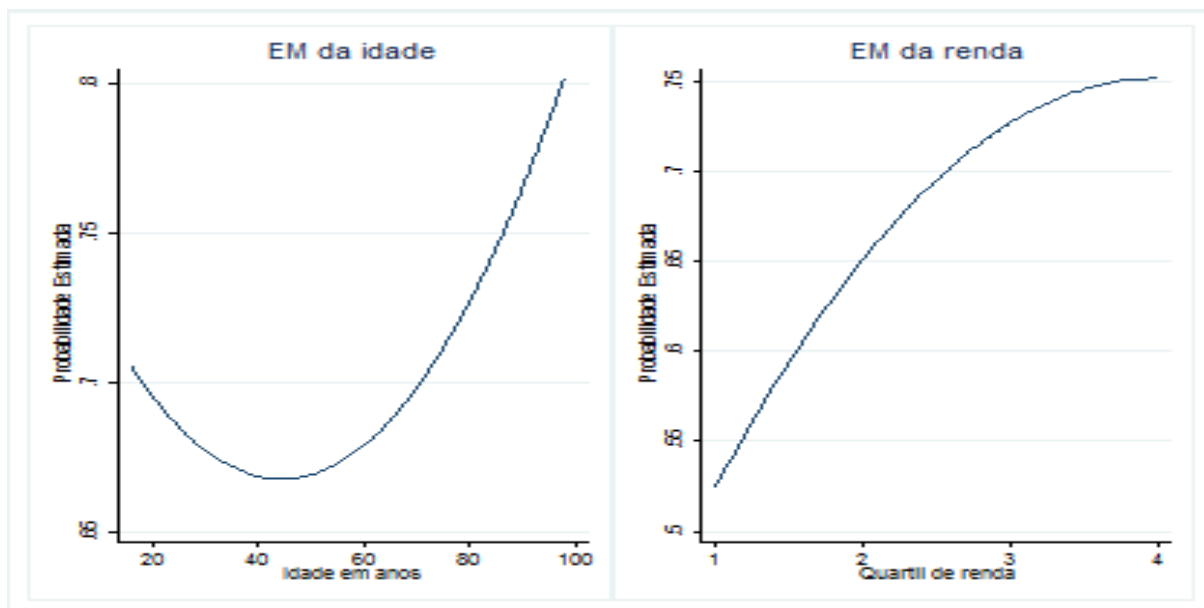
apresentam um menor nível de satisfação do que os jovens e os mais velhos.

As variáveis de quartil de renda também revelam alta significância e sugerem que indivíduos com renda relativa mais alta tendem a relatar níveis mais altos de satisfação com a vida. Ou seja, quanto mais rico um indivíduo é em comparação com o restante da sociedade mais satisfeito com a vida ele aparenta ser. Considera-se aqui a renda como relativa, e não como absoluta, pois a base de dados não disponibiliza o valor em unidades monetárias da renda do indivíduo. Portanto, o indivíduo reporta sua renda de acordo com o que ele julga ser a verdadeira renda em relação as demais pessoas da sociedade. De acordo com Corbi e Menezes-Filho (2006), existem evidências de que há uma relação não linear entre renda e satisfação com vida, o que não pode ser testado aqui, porque os dados são apenas categóricos. Entretanto, como ilustração a segunda parte da Figura 6 indica uma certa não linearidade entre as probabilidades estimadas e os quartis de renda e um efeito decrescente da renda sobre a satisfação (o que também pode ser observado pelos valores dos coeficientes na Tabela 5).

Além das variáveis já apresentadas, controlando a situação de emprego por “autônomo” pode-se observar que ser empregado público ou privado e estudante trazem mais



Figura 6 – Efeito Marginal da idade e da renda sobre a Satisfação com a vida



Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

satisfação ao indivíduo do que aquele. Contudo, como esperava-se, estar desempregado traz ao indivíduo uma queda no nível de satisfação de 8,4%, mesmo mantendo as demais variáveis constante, inclusive a renda. Este resultado se apresenta de acordo com os encontrados por Clark e Oswald (1994) e Tella, MacCulloch e Oswald (2001). Além disso, cabe ressaltar que estar desempregado é uma grande fonte de insatisfação para os indivíduos. Esta variável só não causa um impacto maior no nível de satisfação dos indivíduos do que ter uma renda caracterizada como suficiente para a vida (3º quartil de renda).

O estado civil também aparece na amostra utilizada de acordo com a literatura, dado que, controlando por indivíduos solteiros, ser casado impacta a satisfação com a vida de forma positiva e estar divorciado impacta de forma negativa, sendo que a última variável apresenta um impacto maior e mais significativo que a primeira. Os resultados encontrados na Tabela 5 sinalizam, ainda, que pessoas com ensino superior tendem a reportar um maior nível de satisfação e pessoas que moram em grandes cidades tendem a ser menos satisfeitos do que aqueles que vivem em cidades pequenas e médias. Outro ponto é que, como encontrado por Corbi e Menezes-Filho (2006), os dados apontam que os homens brasileiros tendem a ser mais satisfeitos com a vida do que as mulheres.

A Tabela 6 fornece a estimação dos valores marginais na média das variáveis explicativas macroeconômicas para probabilidade de satisfação com a vida de acordo com as categorias ordenadas. Esta tabela apresenta os valores estimados para todas as categorias ordenadas dado que estas variáveis são o foco principal deste trabalho. Tem-se que as variáveis inflação ( $\Delta\%$ ) e desemprego (%) apresentam média, respectivamente, igual a 5,789

e 8,737. As respostas categóricas (1), (2), (3) e (4) correspondem a uma probabilidade acumulada, respectivamente, de 2,457%, 20,388%, 70,958% e 6,196%. Isto significa que existe uma menor probabilidade dos indivíduos relatarem estar “nada satisfeitos” com a vida que levam e uma maior probabilidade destes estarem “satisfeitos”.

Tabela 6 – Efeitos marginais para o modelo de probabilidade ordenado calculado na média - Variáveis Macroeconômicas

Resposta Ordenada	Variáveis	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC de 95%	
1ª Resp. Ord.	Inflação - $\Delta\%$	0.0005	0.000	1.680	0.094	-0.000	0.001
	Desemprego - %	0.003	0.001	3.020	0.002	0.001	0.005
2ª Resp. Ord.	Inflação - $\Delta\%$	0.003	0.002	1.680	0.093	-0.001	0.007
	Desemprego - %	0.021	0.007	3.080	0.002	0.008	0.034
3ª Resp. Ord.	Inflação - $\Delta\%$	-0.003	0.002	-1.680	0.093	-0.006	0.000
	Desemprego - %	-0.016	0.005	-3.050	0.002	-0.026	-0.006
4ª Resp. Ord.	Inflação - $\Delta\%$	-0.001	0.001	-1.680	0.094	-0.003	0.000
	Desemprego - %	-0.008	0.003	-3.100	0.002	-0.013	-0.003

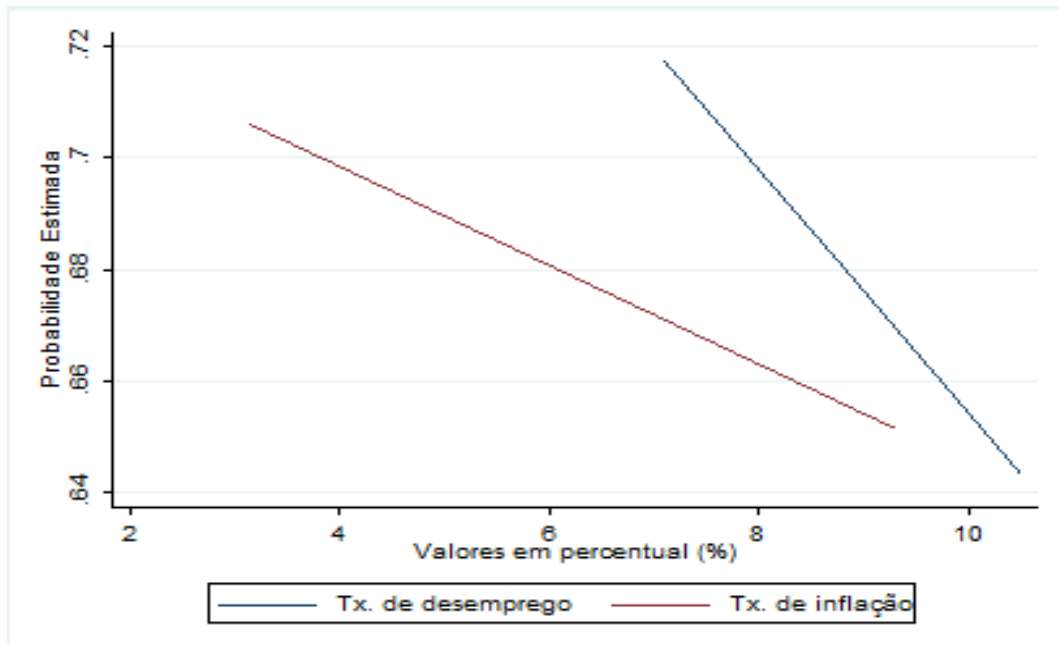
Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central do Brasil.

Uma primeira observação a ser feita sobre os resultados apresentados na Tabela 6 é quanto aos sinais dos efeitos marginais das variáveis por categoria. Espera-se que um aumento nas taxas de inflação e/ou desemprego aumente a quantidade de pessoas nas categorias de menor satisfação (1 e 2), o que acarreta na diminuição de pessoas nas categorias de maior satisfação (3 e 4). Isso pode ser observado pelo sinal positivo dos efeitos marginais dessas variáveis para a primeira e segunda categorias, bem como os sinais negativos para a terceira e quarta categorias.

Outro ponto a ser observado é a magnitude dos coeficientes. Estes apresentam valores bastante baixos porém significativos. Como pode-se observar os coeficientes das variáveis sugerem que o desemprego cause um maior impacto na satisfação com a vida do que a inflação em todas as categorias ordenadas. Analisando a categoria (3), dado que esta possui a maior probabilidade de ocorrência, tem-se que o aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego, da média amostral de 8,74% para 9,74%, diminui a satisfação em 0,00016 pontos percentuais, em que  $0,00016 = 0,01 \times 0,016$ , enquanto o aumento de um ponto percentual na inflação, da média amostral de 5,79% para 6,79%, traz uma diminuição da satisfação em apenas 0,00003 pontos percentuais, tal que  $0,00003 = 0,01 \times 0,003$ . A partir da Figura 7, pode-se observar claramente que a curva de desemprego é mais inclinada do que a de inflação o que sugere que um aumento de um ponto percentual da primeira tenha um impacto maior na satisfação do que um aumento de um ponto percentual na segunda variável.

De acordo com a teoria macroeconômica, não existe curva de Phillips de longo prazo e, assim a estimação do modelo de satisfação sugere as preferências ou pesos que

Figura 7 – Efeito Marginal das Taxas de Desemprego e Inflação sobre a Satisfação com a vida



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central do Brasil.

os indivíduos estabelecem às variáveis macroeconômicas controlando pelas características individuais. Após estas considerações pode-se tentar responder o objetivo central deste trabalho, ou seja, calcular os pesos relativos das variáveis macroeconômicas no nível de satisfação dos indivíduos e, desta forma sugerir um caminho desinflacionário ótimo. Com o intuito de calcular o *trade-off* entre desemprego e inflação, mantendo-se a utilidade constante, assume-se que a utilidade é linear no intervalo relevante, de forma que a margem seja igual a média (CORBI; MENEZES-FILHO, 2006). Com este pressuposto, o que se está medindo é a inclinação da curva de indiferença, ou seja, a taxa marginal de substituição entre o desemprego e a inflação. Dessa forma, tem-se que o *trade-off* inflação-desemprego é igual a  $\frac{0,00016}{0,00003} = 5,33$ . Este resultado sugere que um aumento de 1 ponto percentual na taxa de desemprego poderia ser compensado, em termos de satisfação com a vida, por uma queda de 5,33 pontos percentuais na inflação. Apesar dos dados sinalizarem um *trade-off* maior do que o encontrado por Corbi e Menezes-Filho (2006), que encontraram o valor de 3,38, e também por Tella e MacCulloch (2006) que sugeriram um valor de 4,7 para dados da OCDE, todos estes valores indicam a mesma conclusão. Ou seja, que o desemprego, em termos de satisfação com a vida, é mais custoso aos indivíduos do que a inflação. Além disso, ainda, conforme proposto por Tella, MacCulloch e Oswald (2001) o “Índice de Miséria” ( $W = \pi + U$ ) também subestima, para o Brasil, o impacto no nível de satisfação com a vida causada pela elevação do desemprego.

## 5.2 MODELO EMPÍRICO PARA AS REGIÕES DO BRASIL

De forma semelhante ao modelo apresentado na seção anterior, pode-se observar também como as variáveis de inflação e desemprego do país influenciam o nível de satisfação do indivíduo dado a região (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste) na qual ele vive. Para tanto, criou-se variáveis de interação entre as variáveis macroeconômicas (inflação e desemprego agregados) e as *dummies* de região na qual o indivíduo respondente da pesquisa vive. Outra sugestão é analisar se a inflação e o desemprego por região do país afetam o nível de satisfação com a vida dos indivíduos. Essas propostas de análise são apresentadas nas próximas duas subseções.

### 5.2.1 Impacto das variáveis agregadas inflação e desemprego dado a região do país em que o indivíduo vive

A partir da estimação de modelos logit ordenado busca-se responder se a inflação e o desemprego impactam de forma diferente o nível de satisfação com a vida controlando por região do país na qual o indivíduo respondente da pesquisa vive. Para tanto, serão testados três modelos empíricos diferentes. O primeiro (Mod.I) avalia apenas o impacto do desemprego por região, o segundo (Mod.II) apenas a inflação por região e, o terceiro é um modelo que engloba tanto a inflação quanto o desemprego por região (Mod.III), estes são apresentados a seguir:

$$Satvida_{tij} = \beta_5 Desemprego_t + \beta_{6l} Z_{tij} + \beta_{7k} X_{tij} + \beta_8 tempo + \varepsilon_1 \quad (5.2)$$

$$Satvida_{tij} = \beta_9 Inflação_t + \beta_{10l} W_{tij} + \beta_{11k} X_{tij} + \beta_{12} tempo + \varepsilon_2 \quad (5.3)$$

$$Satvida_{tij} = \beta_{13} Desemprego_t + \beta_{14} Inflação_t + \beta_{15l} Z_{tij} + \beta_{16l} W_{tij} + \beta_{17} X_{tij} + \beta_{18} tempo_3 + \varepsilon_3 \quad (5.4)$$

tal que,  $Satvida_{tij}$  é a *proxy* utilizada para o bem-estar do indivíduo,  $i$ , no ano,  $t$ , que vive na região,  $j$ . O  $Desemprego_t$  é a taxa de desemprego do Brasil no ano  $t$ , e a  $Inflação_t$  é medida pela taxa de variação percentual do IPCA no ano  $t$ .  $Z_{tij}$  é um vetor com as variáveis de interação entre desemprego e as  $l$  regiões do país;  $W_{tij}$  é um vetor com as variáveis de interação entre a inflação e as  $l$  regiões do país;  $X_{tij}$  é um vetor de controle que inclui  $k$  características pessoais retirados do *Latinobarómetro* (incluindo: situação de emprego, estado civil, sexo, idade e idade ao quadrado, quartis de renda, nível educacional e tamanho da cidade);  $tempo$  é a variável que capta o efeito de possíveis choques em cada ano e,  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório que segue uma distribuição simétrica logística com média zero e variância igual a  $\pi^2/3$ .

Esses modelos também são embasados em Tella, MacCulloch e Oswald (2001) e Corbi e Menezes-Filho (2006). Porém estes autores analisam a diferença do impacto das variáveis macroeconômicas entre países diferentes. Aqui, busca-se analisar esta diferença em um mesmo país mas em regiões diferentes.

Como forma de apresentar os resultados obtidos pela estimação dos modelos propostos acima, apresenta-se o cálculo dos efeitos marginais na média para a quarta<sup>3</sup> categoria ordenada de cada modelo, ou seja, para os indivíduos que declararam-se muito satisfeitos com a vida. Tem-se que a probabilidade acumulada, aproximadamente, para a primeira resposta ordenada é de 2,44%, de 20,36% para a segunda resposta ordenada, de 71,04% para a terceira e de 6,16% para a quarta resposta ordenada nos três modelos. Além disso, de forma semelhante aos resultados obtidos pela estimação do modelo da equação (4.1), apenas as variáveis de característica individual “dona de casa” e “aposentado” não apresentaram-se significantes nos modelos. A Tabela 7 apresenta os pontos de corte estimados para cada modelo em questão.

Tabela 7 – Pontos de corte dos modelos empíricos propostos

Pontos de Corte	Mod.I	Mod.II	Mod. III
(1)	-4.764	-3.454	-5.135
(2)	-2.229	-0.987	-2.664
(3)	1.647	2.953	1.279

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Conforme observa-se pela estimação dos efeitos marginais para a categoria de pessoas muito satisfeitas com a vida (categoria (4)) apresentados na Tabela 8<sup>4</sup>, as variáveis utilizadas como controle de características individuais continuam sendo significativas e com os sinais esperados. Verifica-se que os valores dos coeficientes, quando variam de um modelo para outro, variam pouco. Isso ocorre por conta do arredondamento feito para utilizar-se apenas quatro casas decimais após a vírgula. As únicas variáveis que mudam sua significância entre os modelos é a variável de tempo, que é apresentada sem significância nos modelos I e III, mas apresenta-se estatisticamente significativa no modelo II, o que pode sugerir que quando apenas a inflação está sendo levada em consideração o passar dos anos impacta o nível de satisfação das pessoas que se dizem muito satisfeitas com a vida de forma positiva. Ou melhor, estar em anos posteriores a 2002 traz uma maior satisfação com a vida. A segunda variável é a de interação entre desemprego e a região Norte, que apresenta-se significativa no primeiro modelo mas não apresenta-se significativa no terceiro.

<sup>3</sup> Os efeitos marginais das demais categorias, bem como a saída original dos modelos podem ser consultados no Apêndice B, C e D deste trabalho.

<sup>4</sup> Em que os desvios-padrão são robustos a \*1% de significância; \*\* 5% de significância; \*\*\* 10% de significância.

Tabela 8 – Efeitos Marginais na média para indivíduos muito satisfeitos: Quarta resposta ordenada

Variáveis	Mod.I		Mod.II		Mod.III	
	Ef. Parc.	Desv. Padrão	Ef. Parc.	Desv. Padrão	Ef. Parc.	Desv. Padrão
2º quartil de renda	0.0336*	0.0047	0.0338*	0.0047	0.0338*	0.0047
3º quartil de renda	0.0810*	0.0056	0.0813*	0.0056	0.0809*	0.0056
4º quartil de renda	0.1589*	0.0127	0.1591*	0.0126	0.1580*	0.0126
Homem	0.0060**	0.0025	0.0059**	0.0026	0.0060**	0.0025
Idade	-0.0020*	0.0004	-0.0020*	0.0004	-0.0020*	0.0004
Idade <sup>2</sup>	0.0000*	0.0000	0.0000*	0.0000	0.0000*	0.0000
Casado	0.0069**	0.0030	0.0069**	0.0030	0.0070**	0.0030
Divorciado	-0.0147*	0.0039	-0.0147*	0.0039	-0.0146*	0.0039
Empregado Público	0.0105***	0.0056	0.0104***	0.0056	0.0106***	0.0056
Empregado Privado	0.0126*	0.0036	0.0128*	0.0036	0.0129*	0.0036
Desempregado	-0.0266*	0.0032	-0.0266*	0.0032	-0.0265*	0.0032
Aposentado	-0.0019	0.0049	-0.0017	0.0050	-0.0017	0.0049
Dona de Casa	-0.0004	0.0039	-0.0006	0.0039	-0.0003	0.0039
Estudante	0.0137***	0.0077	0.0144***	0.0078	0.0140***	0.0078
Sem escolaridade	-0.0142**	0.0060	-0.0147**	0.0060	-0.0145**	0.0060
Primário	-0.0128**	0.0056	-0.0133**	0.0055	-0.0131**	0.0055
Médio	-0.0186*	0.0052	-0.0189*	0.0052	-0.0188*	0.0052
Cidade peq.	0.0242*	0.0038	0.0247*	0.0038	0.0240*	0.0038
Cidade média	0.0093*	0.0033	0.0097*	0.0034	0.0094*	0.0034
tempo	-0.0007	0.0010	0.0016*	0.0004	-0.0012	0.0010
Tx. de Inflação ( $\Delta\%$ )	X	X	-0.0025**	0.0011	-0.0027**	0.0011
Inf. x Norte	X	X	0.0012	0.0029	-0.0001	0.0030
Inf. x Nordeste	X	X	0.0042**	0.0017	0.0035***	0.0018
Inf. x Centro-Oeste	X	X	0.0049***	0.0029	0.0049***	0.0029
Inf. x Sul	X	X	0.0005	0.0021	0.0009	0.0021
Tx. de Desemprego (%)	-0.0088*	0.0028	X	X	-0.0091*	0.0028
Des. x Norte	0.0079***	0.0042	X	X	0.0077***	0.0042
Des. x Nordeste	0.0051**	0.0025	X	X	0.0038	0.0026
Des. x Sul	-0.0017	0.0029	X	X	-0.0021	0.0030
Des. x Centro-Oeste	0.0017	0.0039	X	X	-0.0001	0.0040

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Por motivos de colinearidade, a região Sudeste não é inserida na regressão do modelo e esta é usada como referência para as demais regiões. No modelo I, a taxa de desemprego do país aparece com o sinal negativo e com significância estatística. As variáveis de interação entre desemprego e as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam-se com sinais positivos o que sugere que os indivíduos que vivem nestas regiões tendem a ter sua satisfação com a vida menos impactada pela taxa de desemprego do país do que aqueles que vivem na região Sudeste, porém apenas as duas primeiras interações apresentam-se com significância estatística. Por outro lado, a interação entre desemprego e a região Sul apresenta-se com sinal negativo, sugerindo que os indivíduos que vivem nesta região são mais impactados pela taxa de desemprego do que aqueles que vivem no Sudeste, porém esta variável não apresentou-se significativa no modelo.

De acordo com os resultados do modelo II, a taxa de inflação do país apresenta-se com o sinal negativo e estatisticamente significativa. As variáveis de interação entre a inflação do país e todas as regiões aparecem com sinal positivo, o que sugere que os indivíduos que vivem na região Sudeste tendem a ter sua satisfação com a vida mais

impactada pela taxa de inflação do que os demais. Todavia, apenas as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam-se estatisticamente significativas, ou seja, apenas os indivíduos que vivem nestas duas regiões têm sua satisfação menos impactada do que aqueles que vivem na região Sudeste.

O modelo III é regredido considerando tanto à taxa de inflação quanto a taxa de desemprego do país, ambas apresentam-se com o sinal negativo e significativas. Assim como sugerido no modelo II as variáveis de interação entre a inflação e as regiões Nordeste e Centro-Oeste foram significativas e positivas, sugerindo que indivíduos que vivem nestas regiões têm sua satisfação com a vida menos impactada pela inflação do país do que aqueles que vivem na região Sudeste. Já para a variável de interação entre desemprego e regiões apenas a região Norte mostrou-se estatisticamente significativa e mantém o sinal positivo obtido no modelo I, o que sinaliza que os indivíduos que vivem nesta região são menos impactados pela taxa de desemprego do que aqueles que vivem no Sudeste. As demais variáveis de interação não apresentaram significância estatística sugerindo, assim, que os indivíduos das regiões Norte e Sul são impactados da mesma forma pelas taxas de inflação do que os os indivíduos que vivem na região Sudeste e, os indivíduos que vivem no Nordeste, no Sul e no Centro-Oeste têm sua satisfação impactada pelo desemprego de forma análoga àqueles que vivem no Sudeste.

Como forma de ilustrar os resultados supracitados<sup>5</sup>, a seguir é exibido o modelo (4.4) proposto anteriormente incluindo os valores dos efeitos marginais para a 4ª categoria de satisfação com a vida das variáveis macroeconômicas e de interação que apresentaram-se significativas:

$$Satvida = -0.0091Des + -0.0027Inf + 0.0077DesN + 0.0035InfNE + 0.0049InfCO \quad (5.5)$$

tal que, Des e Inf são, respectivamente, as taxas de desemprego e inflação do país e DesN, InfNE, InfCO são as variáveis de interação entre desemprego e a região Norte, inflação e a região Nordeste, inflação e a região Centro-Oeste. Para avaliar como os indivíduos da região Norte têm sua satisfação impactada pelo desemprego, por exemplo, usa-se a soma dos coeficientes da taxa de desemprego e da variável de interação. Assim sendo, obtém-se:  $-0,0091 + 0,0077 = -0,0014$ , ou seja, dado um aumento na taxa média de desemprego em um ponto percentual, de 8,74% para 9,74%, os indivíduos da região Norte tendem a diminuir sua satisfação em 0,00014 pontos percentuais, o que não acarretaria em mudanças dos indivíduos entre os níveis de satisfação. Entretanto, os indivíduos que vivem na região Sudeste, dado o mesmo aumento, tendem a diminuir sua

<sup>5</sup> Vale ressaltar que os valores das demais variáveis utilizadas no modelo são também levadas em consideração, este exemplo serve apenas para não deixar dúvidas sobre o sentido do impacto das variáveis de interação.

satisfação em 0,000091, o que levaria a uma queda no número de pessoas pertencentes à categoria de satisfação máxima com a vida, de 6,16% para 6,15% da população.

Com os resultados apresentados na Tabela 8 pode-se, ainda, calcular o *trade-off* inflação-desemprego enfrentado pelas regiões Sudeste e Sul, uma vez que a primeira região é utilizada como controle e para a segunda não foi encontrado significância estatística para as variáveis de interação, e compará-lo com o enfrentado pelas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Para as regiões Sudeste e Sul, tem-se que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego, na média amostral, acarreta em uma diminuição da satisfação com a vida para os indivíduos que se auto declaram “muito satisfeitos” em 0,000091 ponto percentual, tal que  $0,000091 = 0,01 \times 0,0091$ . De forma semelhante, tem-se que o impacto, do mesmo aumento na mesma categoria de satisfação, da taxa de inflação leva a uma diminuição de 0,000027. Dessa forma, a partir da razão entre esse dois valores pode-se obter a taxa marginal de substituição entre desemprego e inflação (*trade-off*), ou seja, o quanto é necessário de queda na taxa de inflação dado um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego. Portanto, obtém-se um *trade-off* inflação-desemprego para as regiões Sudeste e Sul de 3,37.

Para a região Norte, pode-se observar que os indivíduos tendem a dar mais peso à variável de inflação do que ao desemprego. Sendo assim, pode-se obter o *trade-off* desemprego-inflação, ou seja, o quanto de desemprego é necessário para se compensar um aumento de um ponto percentual, na média amostral, da taxa de inflação de forma que estes indivíduos mantenham seu nível de utilidade inalterado. De acordo com os resultados obtidos é necessário uma queda de 1,93 pontos percentuais na taxa de desemprego para que os indivíduos da região Norte mantenham sua utilidade constante dado um aumento de um ponto percentual na média amostral da taxa de inflação.

Os resultados sugerem que os indivíduos que vivem nas regiões Nordeste e Centro-Oeste têm seu nível de satisfação com a vida impactado de forma positiva pela inflação. Isto porque, a variável de interação entre a inflação do país e as regiões citadas foram significativas. Portanto, é plausível supor que os indivíduos que vivem nestas regiões sejam mais avessos a uma elevação na taxa de desemprego do que na taxa de inflação. A taxa marginal de substituição entre desemprego e inflação é, respectivamente, 11,37 e 4,13 para as regiões Nordeste e Centro-Oeste. Pode-se observar que o *trade-off* enfrentado pelos indivíduos da primeira região é bastante alto e discrepante dos demais. Isto parece ser consequência de uma ilusão monetária vivida por estes indivíduos<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Esta análise fica como objetivo para trabalhos futuros, aqui pretende-se apenas apresentar os valores dos *trade-off* enfrentados pelos indivíduos dado a região em que vivem.



## 5.2.2 Impacto da variáveis inflação e desemprego por região do país

Com o intuito de testar se as variáveis de inflação e desemprego por região impactam o nível de satisfação dos indivíduos, utilizou-se um modelo logit ordenado conforme abaixo:

$$Satvida_{tij} = \beta_{19}Desemprego_{tj} + \beta_{20}Inflação_{tj} + \beta_{21}X_{tij} + \beta_{22}tempo_3 + \varepsilon_3 \quad (5.6)$$

tal que,  $Satvida_{tij}$  é a *proxy* utilizada para o bem-estar do indivíduo,  $i$ , no ano,  $t$ , que vive na região,  $j$ . O  $Desemprego_{tj}$  é a taxa de desemprego no ano  $t$  da região  $j$ , e a  $Inflação_{tj}$  é medida pela taxa de variação percentual do IPCA no ano  $t$  da região  $j$ .  $X_{tij}$  é um vetor de controle que inclui  $k$  características pessoais retirados do *Latinobarómetro* (incluindo: situação de emprego, estado civil, sexo, idade e idade ao quadrado, quartis de renda, nível educacional e tamanho da cidade);  $tempo$  é a variável que capta o efeito de possíveis choques em cada ano e,  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório que segue uma distribuição simétrica logística com média zero e variância igual a  $\pi^2/3$ .

Tabela 9 – Primeiros resultados da regressão por EMV do modelo (4.4)

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão Robusto	z-valor	Prob	IC	de 95%
Tx. de infl. por região ( $\Delta\%$ )	-0.0116	0.0124	-0.9400	0.3490	-0.0358	0.0126
Tx. De des. Por região (%)	0.0000	0.0000	-4.4600	0.0000	0.0000	0.0000
2º quartil de renda	0.5173	0.0661	7.8300	0.0000	0.3878	0.6469
3º quartil de renda	1.1967	0.0687	17.4200	0.0000	1.0620	1.3314
4º quartil de renda	1.5970	0.0847	18.8600	0.0000	1.4310	1.7629
Homem	0.1038	0.0436	2.3800	0.0170	0.0183	0.1893
Idade	-0.0361	0.0073	-4.9500	0.0000	-0.0505	-0.0218
Idade <sup>2</sup>	0.0005	0.0001	5.5100	0.0000	0.0003	0.0006
Casado	0.1170	0.0523	2.2400	0.0250	0.0145	0.2196
Divorciado	-0.2800	0.0800	-3.5000	0.0000	-0.4369	-0.1231
Empregado Público	0.1636	0.0846	1.9300	0.0530	-0.0023	0.3295
Empregado Privado	0.1897	0.0560	3.3900	0.0010	0.0800	0.2994
Desempregado	-0.5640	0.0824	-6.8500	0.0000	-0.7255	-0.4026
Aposentado	-0.0400	0.0872	-0.4600	0.6470	-0.2110	0.1310
Dona de Casa	-0.0105	0.0673	-0.1600	0.8760	-0.1423	0.1213
Estudante	0.2312	0.1119	2.0700	0.0390	0.0119	0.4506
Sem escolaridade	-0.2287	0.1039	-2.2000	0.0280	-0.4324	-0.0250
Primário	-0.2344	0.1081	-2.1700	0.0300	-0.4463	-0.0224
Médio	-0.3421	0.1024	-3.3400	0.0010	-0.5428	-0.1414
Cidade peq.	0.3804	0.0524	7.2600	0.0000	0.2777	0.4832
Cidade média	0.1721	0.0526	3.2700	0.0010	0.0690	0.2752
tempo	0.0266	0.0074	3.5800	0.0000	0.0120	0.0411
Ponto de corte (1)	-3.3666	0.2165			-3.7910	-2.9421
Ponto de corte (2)	-0.9014	0.2100			-1.3132	-0.4897
Ponto de corte (3)	3.0351	0.213443			2.6168	3.4534

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Conforme os resultados da Tabela 9, observa-se que as variáveis de características individuais continuam seguindo o padrão apresentado pelo modelo (4.1) mesmo utilizando as variáveis de inflação e desemprego por região como controle de variáveis macroeconômicas. Além disso, é possível observar tanto pela Tabela 9 quanto pela Tabela 10 que as variáveis de inflação e desemprego aparecem com o sinal negativo, conforme sugerido pela literatura.

No entanto, a variável de inflação por região não apresenta significância estatística, o que sugere que esta variável não tem influência sobre o nível de satisfação dos indivíduos que se auto declaram “muito satisfeitos” com a vida.

Já a variável de desemprego por região apresenta-se estatisticamente significativa ao nível de significância de 1%, mas seu coeficiente exibiu um valor muito próximo de zero ( $-0,000003$ ), o que sugere que mesmo havendo um aumento na média amostral, de 8,12% para 9,12%, de um ponto percentual da taxa de desemprego por região o seu impacto será tão pequeno que não deslocaria nenhum indivíduo da classe de “muito satisfeito” para “satisfeito”, por exemplo.

Tabela 10 – Efeitos Marginais na média para indivíduos muito satisfeitos: Quarta resposta ordenada

Variáveis	Efeito Parcial	Erro Padrão	z-valor	Prob.	IC	de 95\%	Média
Tx. de infl. por região ( $\Delta\%$ )	-0.0007	0.0007	-0.9400	0.3490	-0.0021	0.0007	5.9127
Tx. De des. Por região (%)	0.0000	0.0000	-4.4300	0.0000	0.0000	0.0000	3.3553
2º quartil de renda	0.0327	0.0046	7.1000	0.0000	0.0237	0.0418	0.3242
3º quartil de renda	0.0791	0.0055	14.4600	0.0000	0.0684	0.0898	0.4101
4º quartil de renda	0.1559	0.0124	12.5900	0.0000	0.1317	0.1802	0.1435
Homem	0.0060	0.0026	2.3700	0.0180	0.0010	0.0110	0.4789
Idade	-0.0021	0.0004	-4.9000	0.0000	-0.0029	-0.0013	3.9214
Idade <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	5.4300	0.0000	0.0000	0.0000	1.8153
Casado	0.0068	0.0030	2.2500	0.0240	0.0009	0.0126	0.5623
Divorciado	-0.0148	0.0039	-3.8300	0.0000	-0.0224	-0.0072	0.1207
Empregado Público	0.0101	0.0056	1.8200	0.0690	-0.0008	0.0210	0.0745
Empregado Privado	0.0116	0.0036	3.2300	0.0010	0.0046	0.0186	0.1926
Desempregado	-0.0267	0.0032	-8.2800	0.0000	-0.0330	-0.0203	0.0701
Aposentado	-0.0023	0.0049	-0.4600	0.6420	-0.0120	0.0074	0.1120
Dona de Casa	-0.0006	0.0039	-0.1600	0.8760	-0.0082	0.0070	0.1374
Estudante	0.0147	0.0078	1.8900	0.0590	-0.0005	0.0300	0.0485
Sem escolaridade	-0.0133	0.0060	-2.2000	0.0280	-0.0251	-0.0014	0.4818
Primário	-0.0128	0.0056	-2.3000	0.0220	-0.0237	-0.0019	0.1931
Médio	-0.0186	0.0052	-3.5500	0.0000	-0.0288	-0.0083	0.2649
Cidade peq.	0.0245	0.0037	6.5600	0.0000	0.0172	0.0319	0.1931
Cidade média	0.0105	0.0034	3.1200	0.0020	0.0039	0.0170	0.1955
tempo	0.0015	0.0004	3.5800	0.0000	0.0007	0.0024	5.6102

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

## 6 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo oferecer contribuições acerca do caminho desinflacionário ótimo mantendo o nível de satisfação com a vida dos indivíduos constante. Para tanto, primeiramente, utilizou-se como *proxy* de bem-estar a variável de satisfação com a vida fornecida pela pesquisa de opinião pública *Latinobarómetro*, que fornece dados para 18 países da América Latina há cerca de 20 anos. Em seguida estimou-se modelos Logit ordenado com o intuito de se observar como as variáveis macroeconômicas impactam o nível de bem-estar dos indivíduos. Portanto, foram estimados dois modelos principais, tal que o primeiro buscava analisar o impacto da inflação e do desemprego agregado no nível de satisfação com a vida e, o segundo buscava analisar como essas variáveis, porém agora com valores por região, impactavam o nível de bem-estar dos indivíduos da região em questão. Estes modelos foram baseados em uma especificação microeconômica de bem-estar padrão na literatura.

Os resultados alcançados são condizentes com várias argumentações e estudos empíricos da literatura internacional. Por exemplo, Tella, MacCulloch e Oswald (2001), Wolfers (2003), Tella e MacCulloch (2006) e, Corbi e Menezes-Filho (2006). E, pôde-se observar que a macroeconomia possui um papel importante na determinação do bem-estar. Na primeira estimação observou-se que as características individuais aparecem com os sinais esperados e com significância estatística. Ressalta-se que a amostra utilizada neste trabalho encontra um padrão convexo em formato de “U” para a idade, conforme sugerido por Clark e Oswald (1994) e Corbi e Menezes-Filho (2006). Além disso, chega-se que o impacto negativo de se estar desempregado e a influência positiva da renda, sugerindo que rendas maiores tendem a trazer mais satisfação com a vida, são apresentadas de forma decrescente. No que tange às variáveis macroeconômicas, estas apresentaram o sinal negativo esperado, sugerindo que aumentos nestas causam uma diminuição no nível de bem-estar. Ademais, os resultados obtidos sugerem que os indivíduos brasileiros enfrentam um *trade-off* inflação-desemprego de 5,33, que significa que para manter a satisfação com a vida inalterada dado um aumento de 1 ponto percentual na taxa de desemprego seria necessário uma queda de 5,33 pontos percentuais na inflação.

Controlando o modelo pelas variáveis de interação (i.e., desemprego e região e, inflação e região), observou-se que as taxas de desemprego e inflação agregadas influenciam de forma negativa o nível de bem-estar dos indivíduos. Contudo, pode-se observar também que os indivíduos das regiões Norte e Sul são impactados da mesma forma pelas taxas de inflação do que os indivíduos que vivem na região Sudeste. Já os indivíduos que vivem no Nordeste, no Sul e no Centro-Oeste têm sua satisfação impactada pelo desemprego de forma análoga àqueles que vivem no Sudeste. Além disso, chegou-se ao resultado que o *trade-off* inflação - desemprego enfrentado pelos indivíduos que vivem nas regiões Sudeste e Sul (que é igual a 3,37) difere dos indivíduos que vivem nas demais regiões.

Após controlar o modelo pelas variáveis regionais de inflação e desemprego, obteve-se que a primeira não apresentou significância estatística e a segunda obteve um coeficiente muito próximo a zero, o que sugere que estas variáveis não têm influência sobre o nível de satisfação dos indivíduos que se auto declaram “muito satisfeitos” com a vida mesmo controlando pelas características individuais quando os valores das variáveis inflação e desemprego entram no modelo de acordo com a região em questão. Estas, no entanto, continuaram apresentando os sinais esperados.

Em linhas gerais, os sinais das variáveis explicativas, sejam elas das características individuais ou das variáveis macroeconômicas, condizem com a maioria dos estudos levantados na literatura internacional, principalmente, quando se analisa o *trade-off* inflação-desemprego por alternativas ordenadas. Portanto, dentre suas contribuições, esse trabalho fornece, em particular, informações de como as variáveis de inflação e desemprego, sendo elas agregadas para país ou por região, impactam o nível de bem-estar auto-relatada dos indivíduos. O que subsidia as decisões dos planejadores públicos na elaboração de políticas de um caminho desinflacionário ótimo para o Brasil.

Trabalhos futuros mais aprofundados das questões que envolvem as variáveis de inflação e desemprego perfazem necessários para o caso brasileiro, tanto quanto uma melhor adequação e adaptação do método para tal análise. Contudo, isto não desvaloriza o presente trabalho, uma vez que este contribui principalmente por fornecer uma análise diferenciada no Brasil, bem como nas regiões do país, do impacto da inflação e do desemprego sobre o nível de satisfação com a vida e também por sugerir um caminho desinflacionário levando em conta as preferências individuais.

## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DOLLAR, D. Who gives foreign aid to whom and why? *Journal of economic growth*, Springer, v. 5, n. 1, p. 33–63, 2000.
- ALESINA, A.; TELLA, R. D.; MACCULLOCH, R. Inequality and happiness: are europeans and americans different? *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 88, n. 9, p. 2009–2042, 2004.
- BLANCHFLOWER, D. et al. *The role and influence of trade unions in the OECD*. [S.l.]: Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, 1996.
- BLANCHFLOWER, D. G. et al. The effects of macroeconomic shocks on well-being. *Manuscript, University of Stirling*, 2013.
- BLANCHFLOWER, D. G.; FREEMAN, R. B. *Youth employment and joblessness in advanced countries*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2007.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. The rising well-being of the young. In: *Youth employment and joblessness in advanced countries*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2000. p. 289–328.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. Well-being over time in britain and the usa. *Journal of public economics*, Elsevier, v. 88, n. 7, p. 1359–1386, 2004.
- BLANCHFLOWER, D. G.; POSEN, A. S. Wages and labor market slack: Making the dual mandate operational. *Peterson Institute for International Economics Working Paper*, n. 14-6, 2014.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconomics using stata*. Lakeway Drive, TX: Stata Press Books, 2009.
- CARBONELL, A. Ferrer-i; FRIJTERS, P. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?\*. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 114, n. 497, p. 641–659, 2004.
- CARBONELL, A. Ferrer-i; RAMOS, X. et al. Inequality and happiness: A survey. Universiteit van Amsterdam, 2012.
- CLARK, A.; OSWALD, A.; WARR, P. Is job satisfaction u-shaped in age? *Journal of occupational and organizational psychology*, Wiley Online Library, v. 69, n. 1, p. 57–81, 1996.
- CLARK, A. E.; OSWALD, A. J. Unhappiness and unemployment. *The Economic Journal*, JSTOR, p. 648–659, 1994.
- CLARK, A. E.; OSWALD, A. J. A simple statistical method for measuring how life events affect happiness. *International Journal of Epidemiology*, IEA, v. 31, n. 6, p. 1139–1144, 2002.

- CLARK, A. E.; OSWALD, A. J. Well-being in panels. *DELTA*, *mimeo*, Citeseer, 2002.
- CORBI, R. B.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes empíricos da felicidade no Brasil. *Revista de Economia Política*, SciELO Brasil, v. 26, n. 4, p. 518–536, 2006.
- DEATON, A. *Income, aging, health and wellbeing around the world: Evidence from the Gallup World Poll*. [S.l.], 2007.
- DEATON, A. Income, health and wellbeing around the world: Evidence from the Gallup World Poll. *The journal of economic perspectives: a journal of the American Economic Association*, NIH Public Access, v. 22, n. 2, p. 53, 2008.
- DIENER, E. *Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index*. [S.l.]: American Psychological Association, 2000. v. 55.
- DIENER, E.; OISHI, S. Money and happiness: Income and subjective well-being across nations. *Culture and subjective well-being*, p. 185–218, 2000.
- DOLAN, P.; PEASGOOD, T.; WHITE, M. Do we really know what makes us happy? a review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being. *Journal of economic psychology*, Elsevier, v. 29, n. 1, p. 94–122, 2008.
- DUESENBERY, J. S. *Improving exchange rate management in Sub-Saharan Africa*. [S.l.]: Harvard Institute for International Development, 1994.
- EASTERLIN, R. A. Does economic growth improve the human lot? some empirical evidence. *Nations and households in economic growth*, v. 89, p. 89–125, 1974.
- EASTERLIN, R. A. Will raising the incomes of all increase the happiness of all? *Journal of Economic Behavior & Organization*, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 35–47, 1995.
- EASTERLIN, R. A. Income and happiness: Towards a unified theory. *Economic journal*, JSTOR, p. 465–484, 2001.
- EHRMANN, M.; TZAMOURANI, P. Memories of high inflation. *European Journal of Political Economy*, Elsevier, v. 28, n. 2, p. 174–191, 2012.
- FRANK, R. H. *Choosing the right pond: Human behavior and the quest for status*. [S.l.]: Oxford University Press, 1985.
- FREY, B. S. *Happiness: A revolution in economics*. *MIT Press Books*, The MIT Press, v. 1, 2008.
- FREY, B. S.; STUTZER, A. Measuring preferences by subjective well-being. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, JSTOR, p. 755–778, 1999.
- FREY, B. S.; STUTZER, A. Happiness, economy and institutions. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 110, n. 466, p. 918–938, 2000.
- FREY, B. S.; STUTZER, A. The economics of happiness. *World Economics*, Citeseer, v. 3, n. 1, p. 1–17, 2002.
- FREY, B. S.; STUTZER, A. What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic literature*, JSTOR, p. 402–435, 2002.

FREY, B. S.; STUTZER, A. *Happiness and economics: How the economy and institutions affect human well-being*. [S.l.]: Princeton University Press, 2010.

GANDELMAN, N.; HERNÁNDEZ-MURILLO, R. The impact of inflation and unemployment on subjective personal and country evaluations. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June, v. 91, n. 3, p. 107–26, 2009.

GRAHAM, C. et al. The economics of happiness. *World economics*, World Economics, Economic & Financial Publishing, 1 Ivory Square, Plantation Wharf, London, United Kingdom, SW11 3UE, v. 6, n. 3, p. 41–55, 2005.

GRAHAM, C.; PETTINATO, S. Happiness, markets, and democracy: Latin america in comparative perspective. *Journal of Happiness Studies*, Springer, v. 2, n. 3, p. 237–268, 2001.

GREENE, W. H.; HENSHER, D. A. *Modeling ordered choices: a primer*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2010.

HELLIWELL, J. F. *Globalization and well-being*. [S.l.]: UBC press, 2002.

HELLIWELL, J. F. How's life? combining individual and national variables to explain subjective well-being. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 20, n. 2, p. 331–360, 2003.

HELLIWELL, J. F.; HUANG, H. New measures of the costs of unemployment: Evidence from the subjective well-being of 3.3 million americans. *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 52, n. 4, p. 1485–1502, 2014.

JACKMAN, S. Models for ordered outcomes political science 200c. *Political Science*, v. 150, p. 350C, 2000.

KAHNEMAN, D.; KRUEGER, A. B. Developments in the measurement of subjective well-being. *The journal of economic perspectives*, American Economic Association, v. 20, n. 1, p. 3–24, 2006.

LANE, P. J.; LUBATKIN, M. Relative absorptive capacity and interorganizational learning. *Strategic management journal*, Citeseer, v. 19, n. 5, p. 461–477, 1998.

LAYARD, R. *Has social science a clue? Income and happiness: Rethinking economic policy*. [S.l.]: Lecture held at the Lionel Robbins memorial lecture series, March, 2003.

MCKELVEY, R. D.; ZAVOINA, W. A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of mathematical sociology*, Taylor & Francis, v. 4, n. 1, p. 103–120, 1975.

MYERS, K. *Whatever happened to equal opportunities in schools?: Gender equality initiatives in education*. [S.l.]: Open University Press Buckingham, 2000.

NERY, P. F. *Economia da Felicidade : Implicações para Políticas Públicas*. [S.l.], 2014.

NETTLE, D. *Happiness: The science behind your smile*. [S.l.]: Oxford University Press, 2005.

- NEVE, J.-E. D.; OSWALD, A. J. Estimating the influence of life satisfaction and positive affect on later income using sibling fixed effects. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, National Acad Sciences, v. 109, n. 49, p. 19953–19958, 2012.
- OSWALD, A. J. Happiness and economic performance\*. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 107, n. 445, p. 1815–1831, 1997.
- PARDUCCI, A. The relativism of absolute judgments. *Scientific American*, Scientific American, Inc., 1968.
- POLLAK, R. A. Interdependent preferences. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 309–320, 1976.
- ROTEMBERG, J. J. The persistence of inflation versus that of real marginal cost in the new keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 39, n. 1, p. 237–239, 2007.
- RUPRAH, I. J.; LUENGAS, P. Monetary policy and happiness: Preferences over inflation and unemployment in latin america. *The Journal of Socio-Economics*, Elsevier, v. 40, n. 1, p. 59–66, 2011.
- SCHWARZ, N.; STRACK, F. Reports of subjective well-being: Judgmental processes and their methodological implications. *Well-being: The foundations of hedonic psychology*, New York, v. 7, 1999.
- SCHWARZE, J.; WINKELMANN, R. What can happiness research tell us about altruism? evidence from the german socio-economic panel. IZA Discussion Paper, 2005.
- SEN, A. Markets and freedoms: achievements and limitations of the market mechanism in promoting individual freedoms. *Oxford Economic Papers*, JSTOR, p. 519–541, 1993.
- SHILLER, R. J. Why do people dislike inflation? In: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1997. p. 13–70.
- STEVENSON, B.; WOLFERS, J. *Economic growth and subjective well-being: Reassessing the Easterlin paradox*. [S.l.], 2008.
- STEVENSON, B.; WOLFERS, J. *Subjective well-being and income: Is there any evidence of satiation?* [S.l.], 2013.
- STUTZER, A.; LALIVE, R. The role of social work norms in job searching and subjective well-being. *Journal of the European Economic Association*, Wiley Online Library, v. 2, n. 4, p. 696–719, 2004.
- TELLA, R. D.; MACCULLOCH, R. Some uses of happiness data in economics. *The Journal of Economic Perspectives*, JSTOR, p. 25–46, 2006.
- TELLA, R. D.; MACCULLOCH, R. J.; OSWALD, A. J. Preferences over inflation and unemployment: Evidence from surveys of happiness. *American Economic Review*, JSTOR, p. 335–341, 2001.
- TELLA, R. D.; MACCULLOCH, R. J.; OSWALD, A. J. The macroeconomics of happiness. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 4, p. 809–827, 2003.



VEENHOVEN, R. The utility of happiness. *Social indicators research*, Springer, v. 20, n. 4, p. 333–354, 1988.

VEENHOVEN, R. Is happiness relative? *Social indicators research*, Springer, v. 24, n. 1, p. 1–34, 1991.

VEENHOVEN, R. Advances in understanding happiness. *Revue québécoise de psychologie*, v. 18, n. 2, p. 29–74, 1997.

VEENHOVEN, R. Freedom and happiness: A comparative study in forty-four nations in the early 1990s. *Culture and subjective well-being*, p. 257–288, 2000.

WILDMAN, J.; JONES, A. *Is it absolute income or relative deprivation that leads to poor psychological well being? A test based on individual level longitudinal data*. YSHE, University of York. [S.l.], 2002.

WINKELMANN, L.; WINKELMANN, R. Why are the unemployed so unhappy? evidence from panel data. *Economica*, Wiley Online Library, v. 65, n. 257, p. 1–15, 1998.

WOLFERS, J. *Did unilateral divorce laws raise divorce rates? A reconciliation and new results*. [S.l.], 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. [S.l.]: MIT press, 2010.

**APÊNDICE A – Efeitos Marginais das categorias (1), (2) e (4) a partir da estimação do modelo (4.1)**

Tabela 11 – Efeitos marginais para a primeira resposta ordenada - Modelo (4.1)

Variáveis	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC	de 95%	Média
Inflação - $\Delta\%$	0.0005	0.0003	1.68	0.0940	-0.0001	0.0012	5.879
Desemprego - \%	0.0033	0.0011	3.02	0.0020	0.0011	0.0054	8.737
2º quartil de renda	-0.0113	0.0015	-7.56	0.0000	-0.0143	-0.0084	0.324
3º quartil de renda	-0.0269	0.0020	-13.18	0.0000	-0.0309	-0.0229	0.41
4º quartil de renda	-0.0241	0.0015	-16.33	0.0000	-0.0270	-0.0212	0.143
Desempregado	0.0170	0.0032	5.27	0.0000	0.0107	0.0233	0.07
Empregado Público	-0.0038	0.0018	-2.15	0.0320	-0.0073	-0.0003	0.074
Empregado Privado	-0.0043	0.0012	-3.51	0.0000	-0.0067	-0.0019	0.192
Aposentado	0.0008	0.0021	0.38	0.7010	-0.0034	0.0050	0.112
Dona de Casa	0.0002	0.0016	0.14	0.8870	-0.0030	0.0034	0.137
Estudante	-0.0050	0.0022	-2.26	0.0240	-0.0093	-0.0007	0.048
Homem	-0.0025	0.0011	-2.4	0.0170	-0.0046	-0.0005	0.479
Idade	0.0009	0.0002	4.88	0.0000	0.0005	0.0012	39.214
Idade <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	-5.37	0.0000	0.0000	0.0000	1815.37
Casado	-0.0029	0.0013	-2.23	0.0250	-0.0054	-0.0004	0.562
Divorciado	0.0074	0.0024	3.12	0.0020	0.0028	0.0120	0.121
Sem escolaridade	0.0054	0.0025	2.14	0.0320	0.0005	0.0103	0.482
Primário	0.0061	0.0030	2.04	0.0420	0.0002	0.0119	0.193
Médio	0.0088	0.0029	3.06	0.0020	0.0032	0.0145	0.265
Cidade peq.	-0.0079	0.0011	-7.12	0.0000	-0.0100	-0.0057	0.193
Cidade média	-0.0039	0.0012	-3.37	0.0010	-0.0062	-0.0016	0.195
tempo	0.0005	0.0004	1.13	0.2580	-0.0004	0.0013	5.610

Tabela 12 – Efeitos marginais para a segunda resposta ordenada - Modelo (4.1)

Variáveis	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC	de 95%	Média
Inflação - $\Delta\%$	0.003	0.002	1.680	0.093	-0.001	0.007	5.879
Desemprego - %	0.021	0.007	3.080	0.002	0.008	0.034	8.737
2º quartil de renda	-0.074	0.009	-8.070	0.000	-0.092	-0.056	0.324
3º quartil de renda	-0.169	0.009	-18.240	0.00	-0.188	-0.151	0.410
4º quartil de renda	-0.175	0.007	-26.270	0.00	-0.188	-0.162	0.143
Desempregado	0.094	0.015	6.300	0.00	0.065	0.123	0.070
Empregado Público	-0.025	0.012	-2.090	0.037	-0.049	-0.002	0.074
Empregado Privado	-0.028	0.008	-3.480	0.001	-0.044	-0.012	0.192
Aposentado	0.005	0.013	0.390	0.700	-0.021	0.032	0.112
Dona de Casa	0.001	0.010	0.140	0.887	-0.019	0.022	0.137
Estudante	-0.033	0.015	-2.170	0.03	-0.063	-0.003	0.048
Homem	-0.016	0.007	-2.410	0.016	-0.029	-0.003	0.479
Idade	0.006	0.001	4.990	0.000	0.003	0.008	39.214
Idade <sup>2</sup>	0.000	0.000	-5.520	0.000	0.000	0.000	1815.37
Casado	-0.018	0.008	-2.250	0.024	-0.034	-0.002	0.562
Divorciado	0.044	0.013	3.330	0.001	0.018	0.071	0.121
Sem escolaridade	0.034	0.016	2.160	0.031	0.003	0.065	0.482
Primário	0.037	0.018	2.120	0.034	0.003	0.071	0.193
Médio	0.054	0.017	3.230	0.001	0.021	0.086	0.265
Cidade peq	-0.052	0.007	-7.350	0.000	-0.066	-0.038	0.193
Cidade média	-0.025	0.008	-3.350	0.001	-0.040	-0.011	0.195
tempo	0.003	0.003	1.140	0.256	-0.002	0.008	5.610

Tabela 13 – Efeitos marginais para a quarta resposta ordenada - Modelo (4.1)

Variáveis	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC	de 95%	Média
Inflação - $\Delta\%$	-0.001	0.001	-1.680	0.094	-0.003	0.000	5.879
Desemprego - %	-0.008	0.003	-3.100	0.002	-0.013	-0.003	8.737
2º quartil de renda	0.032	0.005	7.010	0.000	0.023	0.041	0.324
3º quartil de renda	0.078	0.005	14.320	0.000	0.067	0.089	0.41
4º quartil de renda	0.153	0.012	12.420	0.000	0.129	0.177	0.143
Desempregado	-0.026	0.003	-8.200	0.000	-0.033	-0.020	0.07
Empregado Público	0.011	0.006	1.890	0.059	0.000	0.022	0.074
Empregado Privado	0.012	0.004	3.230	0.001	0.005	0.019	0.192
Aposentado	-0.002	0.005	-0.390	0.695	-0.012	0.008	0.112
Dona de Casa	-0.001	0.004	-0.140	0.886	-0.008	0.007	0.137
Estudante	0.015	0.008	1.880	0.060	-0.001	0.030	0.048
Homem	0.006	0.003	2.400	0.016	0.001	0.011	0.479
Idade	-0.002	0.000	-4.930	0.000	-0.003	-0.001	39.214
Idade <sup>2</sup>	0.000	0.000	5.450	0.000	0.000	0.000	1815.37
Casado	0.007	0.003	2.270	0.023	0.001	0.013	0.562
Divorciado	-0.015	0.004	-3.800	0.000	-0.022	-0.007	0.121
Sem escolaridade	-0.013	0.006	-2.160	0.031	-0.025	-0.001	0.482
Primário	-0.013	0.006	-2.320	0.020	-0.024	-0.002	0.193
Médio	-0.018	0.005	-3.530	0.000	-0.029	-0.008	0.265
Cidade peq.	0.023	0.004	6.280	0.000	0.016	0.031	0.193
Cidade média	0.010	0.003	3.120	0.002	0.004	0.017	0.195
tempo	-0.001	0.001	-1.140	0.255	-0.003	0.001	5.610

**APÊNDICE B – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.2)**

Tabela 14 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.2)

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão	z-valor	Prob	IC	de 95%
2º quartil de renda	0.5319	0.0665	8.0000	0.0000	0.4016	0.6622
3º quartil de renda	1.2259	0.0694	17.6800	0.0000	1.0900	1.3618
4º quartil de renda	1.6203	0.0855	18.9500	0.0000	1.4527	1.7879
Homem	0.1033	0.0437	2.3700	0.0180	0.0177	0.1889
Idade	-0.0351	0.0073	-4.8100	0.0000	-0.0494	-0.0208
Idade <sup>2</sup>	0.0004	0.0001	5.4300	0.0000	0.0003	0.0006
Casado	0.1202	0.0525	2.2900	0.0220	0.0173	0.2231
Divorciado	-0.2782	0.0802	-3.4700	0.0010	-0.4354	-0.1209
Empregado Público	0.1708	0.0847	2.0200	0.0440	0.0047	0.3368
Empregado Privado	0.2057	0.0560	3.6700	0.0000	0.0958	0.3155
Desempregado	-0.5655	0.0824	-6.8600	0.0000	-0.7270	-0.4040
Aposentado	-0.0329	0.0870	-0.3800	0.7050	-0.2034	0.1375
Dona de Casa	-0.0069	0.0673	-0.1000	0.9190	-0.1388	0.1251
Estudante	0.2178	0.1125	1.9400	0.0530	-0.0028	0.4384
Sem escolaridade	-0.2467	0.1040	-2.3700	0.0180	-0.4506	-0.0429
Primário	-0.2344	0.1081	-2.1700	0.0300	-0.4464	-0.0225
Médio	-0.3432	0.1023	-3.3600	0.0010	-0.5437	-0.1428
Cidade peq.	0.3770	0.0536	7.0300	0.0000	0.2719	0.4821
Cidade média	0.1541	0.0531	2.9000	0.0040	0.0500	0.2581
tempo	-0.0120	0.0167	-0.7200	0.4720	-0.0447	0.0207
Tx. De Desemprego	-0.1526	0.0477	-3.2000	0.0010	-0.2461	-0.0591
Des. x Sul	-0.0293	0.0504	-0.5800	0.5610	-0.1281	0.0694
Des. x Cetro-Oeste	0.0287	0.0678	0.4200	0.6720	-0.1042	0.1616
Des. x Norte	0.1358	0.0722	1.8800	0.0600	-0.0056	0.2772
Des. x Nordeste	0.0879	0.0423	2.0800	0.0380	0.0050	0.1709
Ponto de corte (1)	-4.7637	0.5352			-5.8126	-3.7147
Ponto de corte (2)	-2.2954	0.5339			-3.3418	-1.2489
Ponto de corte (3)	1.6467	0.5327			0.6026	2.6908

Tabela 15 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.2)

Variáveis	Categoria 1		Categoria 2		Categoria 3	
	Efeito Marginal	Desvio Padrão	Efeito Marginal	Desvio Padrão	Efeito Marginal	Desvio Padrão
2º quartil de renda	-0.0117	0.0015	-0.0771	0.0092	0.0552	0.0062
3º quartil de renda	-0.0277	0.0021	-0.1750	0.0093	0.1217	0.0067
4º quartil de renda	-0.0244	0.0015	-0.1784	0.0066	0.0440	0.0076
Homem	-0.0025	0.0010	-0.0157	0.0066	0.0122	0.0051
Idade	0.0008	0.0002	0.0053	0.0011	-0.0042	0.0009
Idade <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
Casado	-0.0029	0.0013	-0.0184	0.0081	0.0143	0.0063
Divorciado	0.0073	0.0024	0.0444	0.0134	-0.0370	0.0119
Emprego Público	-0.0038	0.0018	-0.0251	0.0120	0.0183	0.0082
Emprego Privado	-0.0046	0.0012	-0.0303	0.0080	0.0224	0.0056
Desempregado	0.0171	0.0032	0.0950	0.0149	-0.0855	0.0150
Aposentado	0.0008	0.0021	0.0050	0.0134	-0.0040	0.0106
Dona de Casa	0.0002	0.0016	0.0010	0.0103	-0.0008	0.0080
Estudante	-0.0047	0.0022	-0.0316	0.0155	0.0225	0.0100
Sem escolaridade	0.0059	0.0025	0.0376	0.0159	-0.0293	0.0124
Primário	0.0060	0.0030	0.0369	0.0175	-0.0301	0.0150
Médio	0.0089	0.0029	0.0542	0.0167	-0.0445	0.0143
Cidade peq.	-0.0081	0.0011	-0.0541	0.0072	0.0380	0.0046
Cidade média	-0.0035	0.0012	-0.0229	0.0077	0.0171	0.0056
tempo	0.0003	0.0004	0.0018	0.0025	-0.0014	0.0020
Tx. De Desemprego	0.0036	0.0012	0.0232	0.0073	-0.0180	0.0057
Des. x Sul	0.0007	0.0012	0.0045	0.0077	-0.0035	0.0060
Des. x Centro-Oeste	-0.0007	0.0016	-0.0044	0.0103	0.0034	0.0080
Des. x Norte	-0.0032	0.0017	-0.0207	0.0110	0.0160	0.0085
Des. x Nordeste	-0.0021	0.0010	-0.0134	0.0065	0.0104	0.0050

**APÊNDICE C – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.3)**

Tabela 16 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.3)

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão Robusto	z-valor	Prob	IC	de 95%
2º quartil de renda	0.5335	0.0663	8.0400	0.0000	0.4035	0.6636
3º quartil de renda	1.2277	0.0692	17.7400	0.0000	1.0920	1.3634
4º quartil de renda	1.6203	0.0852	19.0100	0.0000	1.4533	1.7873
Homem	0.1017	0.0436	2.3300	0.0200	0.0161	0.1872
Idade	-0.0349	0.0073	-4.7700	0.0000	-0.0492	-0.0205
Idade <sup>2</sup>	0.0004	0.0001	5.3800	0.0000	0.0003	0.0006
Casado	0.1202	0.0525	2.2900	0.0220	0.0172	0.2231
Divorciado	-0.2766	0.0803	-3.4500	0.0010	-0.4339	-0.1194
Empregado Público	0.1690	0.0846	2.0000	0.0460	0.0032	0.3349
Empregado Privado	0.2088	0.0561	3.7300	0.0000	0.0989	0.3187
Desempregado	-0.5629	0.0825	-6.8200	0.0000	-0.7246	-0.4012
Aposentado	-0.0295	0.0870	-0.3400	0.7350	-0.2001	0.1411
Dona de Casa	-0.0099	0.0673	-0.1500	0.8830	-0.1419	0.1221
Estudante	0.2276	0.1124	2.0300	0.0430	0.0074	0.4479
Sem escolaridade	-0.2539	0.1038	-2.4500	0.0140	-0.4574	-0.0505
Primário	-0.2438	0.1078	-2.2600	0.0240	-0.4552	-0.0325
Médio	-0.3492	0.1021	-3.4200	0.0010	-0.5493	-0.1491
Cidade peq.	0.3837	0.0535	7.1700	0.0000	0.2789	0.4886
Cidade média	0.1596	0.0534	2.9900	0.0030	0.0550	0.2642
tempo	0.0281	0.0074	3.8100	0.0000	0.0137	0.0426
Tx. De Inflação	-0.0427	0.0192	-2.2300	0.0260	-0.0803	-0.0052
Inf. x Sul	0.0091	0.0360	0.2500	0.8000	-0.0614	0.0797
Inf. x Centro-Oeste	0.0853	0.0495	1.7200	0.0850	-0.0118	0.1823
Inf. x Norte	0.0210	0.0502	0.4200	0.6750	-0.0773	0.1194
Inf. x Nordeste	0.0722	0.0299	2.4200	0.0160	0.0137	0.1308

Tabela 17 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.3)

Variáveis	Categoria 1		Categoria 2		Categoria 3	
	Ef. Parc.I	Desv. Padrão	Ef. Parc. II	Desv. Padrão	Ef. Parc. III	Desv. Padrão
2º quartil de renda	-0.0117	0.0015	-0.0774	0.0092	0.0553	0.0062
3º quartil de renda	-0.0278	0.0021	-0.1753	0.0093	0.1217	0.0067
4º quartil de renda	-0.0244	0.0015	-0.1784	0.0066	0.0437	0.0076
Homem	-0.0024	0.0010	-0.0155	0.0066	0.0120	0.0051
Idade	0.0008	0.0002	0.0053	0.0011	-0.0041	0.0009
Idade <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
Casado	-0.0029	0.0013	-0.0184	0.0081	0.0143	0.0063
Divorciado	0.0073	0.0024	0.0441	0.0134	-0.0368	0.0119
Empregado Público	-0.0038	0.0018	-0.0248	0.0120	0.0181	0.0082
Empregado Privado	-0.0047	0.0012	-0.0308	0.0080	0.0227	0.0056
Desempregado	0.0170	0.0032	0.0945	0.0149	-0.0850	0.0150
Aposentado	0.0007	0.0021	0.0045	0.0134	-0.0035	0.0106
Dona de Casa	0.0002	0.0016	0.0015	0.0103	-0.0012	0.0080
Estudante	-0.0049	0.0022	-0.0329	0.0154	0.0234	0.0098
Sem escolaridade	0.0061	0.0025	0.0387	0.0158	-0.0301	0.0123
Primário	0.0063	0.0030	0.0384	0.0175	-0.0314	0.0150
Médio	0.0090	0.0029	0.0551	0.0166	-0.0453	0.0143
Cidade peq.	-0.0082	0.0011	-0.0550	0.0072	0.0385	0.0046
Cidade média	-0.0036	0.0012	-0.0237	0.0077	0.0177	0.0056
tempo	-0.0007	0.0002	-0.0043	0.0011	0.0033	0.0009
Tx. De Inflação	0.0010	0.0005	0.0065	0.0029	-0.0050	0.0023
Inf. x Norte	-0.0005	0.0012	-0.0032	0.0076	0.0025	0.0059
Inf. x Nordeste	-0.0017	0.0007	-0.0110	0.0046	0.0085	0.0035
Inf. x Centro-Oeste	-0.0020	0.0012	-0.0130	0.0075	0.0101	0.0058
Inf. x Sul	-0.0002	0.0009	-0.0014	0.0055	0.0011	0.0043

**APÊNDICE D – Resultados da regressão por EMV e efeitos marginais do modelo (4.4)**

Tabela 18 – Primeiros resultados da regressão por EMV:Modelo (4.4)

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão Robusto	z-valor	Prob	IC	de 95%
2º quartil de renda	0.5342	0.0665	8.0400	0.0000	0.4039	0.6645
3º quartil de renda	1.2250	0.0693	17.6700	0.0000	1.0892	1.3609
4º quartil de renda	1.6154	0.0855	18.9000	0.0000	1.4479	1.7829
Homem	0.1038	0.0437	2.3800	0.0170	0.0182	0.1895
Idade	-0.0352	0.0073	-4.8100	0.0000	-0.0495	-0.0208
Idade <sup>2</sup>	0.0004	0.0001	5.4200	0.0000	0.0003	0.0006
Casado	0.1221	0.0525	2.3300	0.0200	0.0192	0.2250
Divorciado	-0.2756	0.0803	-3.4300	0.0010	-0.4329	-0.1182
Empregado Público	0.1722	0.0848	2.0300	0.0420	0.0059	0.3384
Empregado Privado	0.2109	0.0561	3.7600	0.0000	0.1009	0.3208
Desempregado	-0.5635	0.0825	-6.8300	0.0000	-0.7252	-0.4018
Aposentado	-0.0291	0.0869	-0.3300	0.7380	-0.1995	0.1413
Dona de Casa	-0.0051	0.0674	-0.0800	0.9400	-0.1372	0.1270
Estudante	0.2219	0.1127	1.9700	0.0490	0.0010	0.4427
Sem escolaridade	-0.2522	0.1037	-2.4300	0.0150	-0.4554	-0.0489
Primário	-0.2410	0.1078	-2.2400	0.0250	-0.4523	-0.0297
Médio	-0.3478	0.1020	-3.4100	0.0010	-0.5477	-0.1479
Cidade peq.	0.3742	0.0537	6.9700	0.0000	0.2690	0.4795
Cidade média	0.1561	0.0535	2.9200	0.0040	0.0513	0.2608
tempo	-0.0211	0.0177	-1.2000	0.2320	-0.0558	0.0135
Tx. De Inflação	-0.0459	0.0197	-2.3300	0.0200	-0.0845	-0.0074
Inf. x Nordeste	0.0602	0.0313	1.9200	0.0550	-0.0012	0.1215
Inf. x Norte	-0.0025	0.0512	-0.0500	0.9610	-0.1029	0.0979
Inf. x Centro-Oeste	0.0846	0.0501	1.6900	0.0920	-0.0137	0.1828
Inf. x Sul	0.0149	0.0367	0.4100	0.6840	-0.0571	0.0870
Tx. De Desemprego	-0.1575	0.0489	-3.2200	0.0010	-0.2534	-0.0616
Des. x Sul	-0.0358	0.0515	-0.6900	0.4870	-0.1367	0.0652
Des. x Cetro-Oeste	-0.0023	0.0690	-0.0300	0.9740	-0.1375	0.1330
Des. x Norte	0.1335	0.0721	1.8500	0.0640	-0.0077	0.2747
Des. x Nordeste	0.0654	0.0442	1.4800	0.1390	-0.0212	0.1520
Ponto de corte (1)	-5.1348	0.5663			-6.2448	-4.0247
Ponto de corte (2)	-2.6645	0.5647			-3.7714	-1.5576
Ponto de corte (3)	1.2791	0.5633			0.1751	2.3832



Tabela 19 – Efeito Marginal por categoria do modelo (4.4)

Variáveis	Categoria 1		Categoria 2		Categoria 3	
	Ef. Parc.I	Desv. Padrão	Ef. Parc. II	Desv. Padrão	Ef. Parc. III	Desv. Padrão
2º quartil de renda	-0.0117	0.0015	-0.0775	0.0092	0.0554	0.0062
3º quartil de renda	-0.0276	0.0021	-0.1749	0.0093	0.1217	0.0067
4º quartil de renda	-0.0243	0.0015	-0.1781	0.0066	0.0443	0.0076
Homem	-0.0025	0.0010	-0.0158	0.0066	0.0122	0.0051
Idade	0.0008	0.0002	0.0054	0.0011	-0.0042	0.0009
Idade <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
Casado	-0.0029	0.0013	-0.0187	0.0081	0.0146	0.0063
Divorciado	0.0073	0.0024	0.0440	0.0134	-0.0367	0.0119
Empregado Público	-0.0038	0.0018	-0.0253	0.0120	0.0185	0.0082
Empregado Privado	-0.0047	0.0012	-0.0311	0.0080	0.0229	0.0056
Desempregado	0.0170	0.0032	0.0946	0.0150	-0.0851	0.0150
Aposentado	0.0007	0.0021	0.0045	0.0134	-0.0035	0.0106
Dona de Casa	0.0001	0.0016	0.0008	0.0103	-0.0006	0.0080
Estudante	-0.0048	0.0022	-0.0321	0.0155	0.0229	0.0099
Sem escolaridade	0.0060	0.0025	0.0384	0.0158	-0.0299	0.0123
Primário	0.0062	0.0030	0.0379	0.0175	-0.0310	0.0150
Médio	0.0090	0.0029	0.0549	0.0166	-0.0451	0.0143
Cidade peq.	-0.0080	0.0011	-0.0537	0.0072	0.0377	0.0047
Cidade média	-0.0035	0.0012	-0.0232	0.0078	0.0173	0.0056
tempo	0.0005	0.0004	0.0032	0.0027	-0.0025	0.0021
Tx. de Inflação	0.0011	0.0005	0.0070	0.0030	-0.0054	0.0023
Inf. x Nordeste	-0.0014	0.0008	-0.0092	0.0048	0.0071	0.0037
Inf. x Norte	0.0001	0.0012	0.0004	0.0078	-0.0003	0.0061
Inf. x Centro-Oeste	-0.0020	0.0012	-0.0129	0.0076	0.0100	0.0059
Inf. x Sul	-0.0004	0.0009	-0.0023	0.0056	0.0018	0.0043
Tx. de Desemprego	0.0037	0.0012	0.0240	0.0075	-0.0186	0.0058
Des. x Sul	0.0009	0.0012	0.0054	0.0078	-0.0042	0.0061
Des. x Cetro-Oeste	0.0001	0.0016	0.0003	0.0105	-0.0003	0.0082
Des. x Norte	-0.0032	0.0017	-0.0203	0.0110	0.0158	0.0085
Des. x Nordeste	-0.0016	0.0011	-0.0100	0.0067	0.0077	0.0052