

Existe heterogeneidade regional no *trade-off* inflação-desemprego do Brasil?*

Andressa Suelen Eugênio[†]

Elder Tiago da Costa Souza[‡]

Marcel de Toledo Vieira[§]

Resumo

Este trabalho analisa o nível de bem-estar dos brasileiros através de informações contidas na pesquisa de opinião pública *Latinobarómetro*. Com uma amostra de 11.767 brasileiros, estima-se modelos Logit ordenado considerando o plano amostral e uma possível heterogeneidade regional. Os resultados vão ao encontro da literatura nacional e internacional, em que as taxas de desemprego e inflação são relevantes na determinação do bem-estar sendo que a primeira é relativamente mais importante para os brasileiros. Já a consideração do plano amostral mostrou-se relevante ao evitar valores superestimados e efeitos sobre os *trade-off* inflação-desemprego, e uma inexistente diferença relativa à região nordeste.

Palavras-chaves: Bem-Estar Subjetivo; Felicidade; Logit Ordenado; Amostragem Complexa.

Classificação JEL: D6; E3; E6.

Área de Submissão: 5 - Crescimento econômico e desenvolvimento regional.

Abstract

This paper analyzes the level of well-being of Brazilians through information contained in the Latinobarómetro public opinion survey. We use a sample of 11,767 Brazilians to estimate ordered Logit models, considering the sampling plan and a possible regional heterogeneity. The results are in line with the national and international literature, where unemployment rate and inflation rate are relevant in determining well-being, and the unemployment rate is relatively more important for Brazilians. Already the consideration of the sample plan was relevant, avoiding overestimated values and effects on the trade-off inflation-unemployment, and a nonexistent difference relative to the region Nordeste.

Key-words: Subjective Well-being; Happiness; Ordered Logit; Complex Sampling.

JEL Classification: D6; E3; E6.

*Os autores agradecem ao apoio financeiro da CAPES, CNPq e FAPEMIG para a realização deste trabalho.

[†]Doutoranda em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE/UFJF

[‡]Doutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE/UFJF

[§]Professor Adjunto do Departamento de Estatística e do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE/UFJF

1 Introdução

Mudanças na dinâmicas das taxas de inflação e desemprego geram impactos (negativos e/ou positivos) sobre os agentes econômicos, o que leva a questionamentos empíricos sobre como o bem-estar pode ser influenciado por tais comportamentos (TELLA; MACCULLOCH; OSWALD, 2003). Na macroeconomia moderna pode-se encontrar uma função de bem-estar, $W(\pi, U)$, cujos argumentos são a taxa de inflação (π) e a taxa de desemprego (U). Vale mencionar que uma regra de política ótima não pode ser definida caso os parâmetros dessa função não sejam conhecidos (TELLA; MACCULLOCH; OSWALD, 2001).

A teoria microeconômica nos revela que a mensuração do nível de bem-estar individual pode ser inferida por meio das escolhas dos indivíduos, ou seja, de suas preferências reveladas. Em contraste com a economia neoclássica, outra fonte de medida de bem-estar seria coletar de forma direta os níveis de felicidade por meio de pesquisas de opinião. Com abordagens diferentes pode-se questionar a superioridade de suas medidas de utilidade (CORBI; MENEZES-FILHO, 2006; TELLA; MACCULLOCH, 2007). Para muitos objetivos, o bem-estar reportado, também chamado de felicidade, é uma aproximação empírica satisfatória para a utilidade individual (DIENER, 2000). Esse permite captar o sentimento de felicidade considerando a apreciação da vida como um todo (olhando para o passado e para o futuro) e não apenas determinado momento da vida (por exemplo, o presente ou um fato específico) (VEENHOVEN, 1991).

Tais considerações micro e macroeconômicas direcionam para uma discussão que envolve a taxa de inflação e a taxa de desemprego associadas às pesquisas de bem-estar auto relatadas pelos agentes econômicos. Essa discussão pode contribuir para um processo desinflacionário ótimo das economias. As funções microeconômicas de bem-estar podem variar de acordo com o objetivo central da pesquisa em questão (TELLA; MACCULLOCH; OSWALD, 2003). Porém, variáveis de controle tais como idade, *status* de relacionamento, *status* individual de trabalho, sexo, renda etc., estão dentre as informações mais usadas na literatura (CARBONELL; FRIJTERS, 2004; STEVENSON; WOLFERS, 2008; CLARK; OSWALD, 1994).

Como suporte, Woodford (2002) argumenta que uma vantagem importante do uso de um modelo baseado na otimização do setor privado para analisar as consequências de regras de política é que existe um critério de bem-estar natural no contexto de tal modelo, fornecido pelas preferências dos agentes privados que são exibidos no modelo estrutural. Tal abordagem baseada em utilidade para a análise de bem-estar tem sido padrão na teoria das finanças públicas e com crescente aceitação em análises de política monetária. Além disso, modelos baseados em otimização individual podem ser construídos de forma que, graças à presença de rigidezes nominais, permitam efeitos realistas da política monetária sobre variáveis reais.

A derivação de um critério de bem-estar baseado na utilidade dessa maneira pode não apenas nos permitir justificar uma preocupação geral com a estabilidade de preços, mas também fornecer respostas exatas à questão levantada acima sobre a formulação precisa da função de perda apropriada. Essas respostas, dependem das suposições que são feitas sobre a estrutura da economia; por exemplo, elas dependem crucialmente da natureza das rigidezes nominais que estão presentes (WOODFORD, 2002).

No que tange à inferência estatística, a abordagem clássica fundamenta-se na amostra aleatória simples, método que requer que cada membro da população tenha uma chance igual e independente de ser selecionado. Contudo, cabe mencionar que, as pesquisas de opinião pública, tais como *Latinobarómetro*, *Eurobarometer* e *World Values Survey*, que abordam sobre o bem-estar individual, não selecionam suas amostras a partir de amostras aleatórias simples. Isso se dá, em parte, por restrições orçamentárias, por serem pesquisas internacionais (o que acarreta em uma grande extensão territorial) e por limite de tempo. Em decorrência disso, outros métodos probabilísticos são geralmente utilizados em pesquisas de base populacional, como a amostragem estratificada e a amostragem por con-

glomerados em múltiplos estágios com probabilidades desiguais de seleção, para prover uma amostra representativa da população em tempo hábil e com orçamento plausível.

A combinação de vários métodos probabilísticos de amostragem para seleção de uma amostra representativa da população é chamada de desenho complexo de amostragem. Os efeitos dos desenhos amostrais complexos, se não considerados na estimação, podem levar a desvios padrões, intervalos de confiança e níveis de significância que não representam bem a amostra em questão. Isso ocorre porque as fórmulas comuns de análise estatística nos pacotes de estimação usuais são baseados, em geral, nas hipóteses de observações que seguem um processo independente e identicamente distribuído (iid), ou de forma análoga, de amostragem aleatória simples com reposição (AASC) (PESSOA; SILVA, 1998). Além disso, a variabilidade dos pesos produz impactos tanto na estimação pontual quanto na estimação das variâncias dessas estimativas, que sofre ainda influência da estratificação e conglomeração.

Destarte, o impacto das simplificações feitas ao utilizar procedimentos e pacotes usuais de análise de dados gera resultados inapropriados. Com o intuito de mitigar esses resultados inapropriados, faz-se necessário ajustes nos desenhos amostrais de modo a incorporar na análise os aspectos supracitados. Ao fazer isso, a comparação dos resultados das análises realizadas por meio das duas formas permite avaliar o impacto de ignorar o plano amostral na análise dos dados resultantes de pesquisas amostrais complexas.

Nesse sentido, o presente trabalho é guiado pelas seguintes motivações, a saber: i) utilização da pesquisa de opinião pública *Latinobarómetro*, referente aos anos de 2003 a 2013; estimativa do *trade-off* inflação-desemprego brasileiro usando o modelo Logit ordenado assumindo que sua variância seja $Var[\epsilon_i|x_i] = \pi^2/3^1$; maior robustez dos resultados levando-se em consideração o plano amostral da pesquisa; e diante das enormes desigualdades regionais presentes no Brasil, investigar diferenciais regionais de percepção de níveis de bem-estar em relação à taxa de inflação e taxa de desemprego.

De forma geral, o propósito é caracterizar o bem-estar individual dos brasileiros afetado pelas dinâmicas das relevantes variáveis macroeconômicas (taxa de inflação e taxa de desemprego), sempre controlando o modelo por meio de um vetor de características individuais. As contribuições para a literatura encontram-se na utilização de uma significativa amostra (cerca de 11.800 indivíduos) cujos dados são pouco explorados na economia brasileira, nos cuidados com o plano amostral usando a técnica de amostragem complexa na estimação do modelo e nas investigações complementares de cunho regional.

Além da presente introdução, o trabalho se organiza da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma breve discussão do embasamento do modelo empírico, bem como os modelos propostos para estimação. Na terceira seção é apresentada as metodologias, a base *Latinobarómetro* e, os os dados utilizados. Na quarta seção são discutidos os resultados alcançados. Por fim, são tecidas as considerações finais, salientando as contribuições e os principais resultados desse trabalho.

2 Revisão de Literatura

De acordo com a hipótese de expectativas racionais, fatores econômicos como a taxa de inflação não deveriam afetar em longo prazo as decisões dos indivíduos e, portanto, seu nível de satisfação. Para isso, algumas hipóteses são necessárias tais como: ausência de assimetria no acesso a informação entre as pessoas e os agentes econômicos; e, todos os envolvidos tem total e completo acesso as informações sobre desemprego e inflação. Entretanto, uma vez afetada as decisões, busca-se observar o quanto de taxa de desemprego seria necessário para compensar o aumento de um ponto percentual da taxa de inflação, ou vice-versa. (FREY; STUTZER, 2002).

A abordagem seguida por Rotemberg e Woodford (1997) se concentra no fato de que quando os

¹ Uma discussão mais aprofundada sobre essa abordagem e o motivo do uso de tal variância será discutido na terceira seção deste artigo.

ajustes de preços são escalonados, a inflação induz a uma volatilidade espúria nos preços de algumas empresas em relação a outras, reduzindo a capacidade do sistema de preços de alocar recursos eficientemente. De tal forma, os autores desenvolvem um modelo onde as relações estruturais são baseadas na otimização do comportamento individual e onde as empresas devem ocasionalmente manter seus preços fixos, resultando em distorções substanciais de preços relativos quando a inflação aumenta. Como discutido em [Woodford \(1999\)](#), suas estimativas para os Estados Unidos implicam um valor para os custos da inflação em relação ao desemprego da ordem de 20, dado que o hiato do produto é medido em pontos percentuais e a inflação é medida a uma taxa anual anualizada. Ou seja, o peso sobre a inflação é 20 vezes o peso sobre o hiato do produto no bem-estar da sociedade.

Ainda, Rotemberg e Woodford explicam que, a partir de sua abordagem, exigir que as relações estruturais de uma pessoa sejam derivadas da otimização individual também tem a vantagem de evidências de outras fontes sobre a natureza dos problemas que os indivíduos enfrentam podem ser usadas para corroborar as especificações quantitativas usadas para explicar as relações entre séries temporais agregadas. Em última análise, esta seria a única maneira pela qual a “equivalência observacional” de uma infinidade de possíveis interpretações estruturais alternativas dos co-movimentos de séries agregadas pode ser resolvida ([ROTEMBERG; WOODFORD, 1997](#)).

Os autores [Clark e Oswald \(1994\)](#), [Stutzer e Lalive \(2004\)](#), [Winkelmann e Winkelmann \(1998\)](#) sugerem que, em média, um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego é mais prejudicial para a satisfação com a vida do que um aumento de um ponto percentual na taxa de inflação. Sendo assim, diante da existência de um *trade-off* entre essas duas variáveis, é necessário uma queda de mais de um ponto percentual na taxa de inflação para compensar um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego.

Ao utilizar uma amostra de aproximadamente 250 mil indivíduos americanos e europeus, [Tella, MacCulloch e Oswald \(2001\)](#) observam que a taxa de desemprego, relativamente à taxa de inflação, é quase duas vezes mais prejudicial para a felicidade. Tal resultado é reforçado por [Wolfers \(2003\)](#) ao mostrar que, usando uma amostra de 504.581 pessoas em 16 países no período de 1973-1998, um aumento de 10 pontos percentuais na taxa de desemprego reduziria a felicidade média em 0.35 desvios padrão. Enquanto que um aumento de 10 pontos percentuais na taxa de inflação reduziria a felicidade média em 0.07 desvios padrão. Por sua vez, [Tella e MacCulloch \(2006\)](#), com um modelo probit ordenado transformando pontuações de felicidade em números contínuos para dados de países da OCDE ao longo do período 1975-1992, apresentam resultados de que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego seria 4,7 vezes mais prejudicial para a felicidade do que um ponto percentual adicional na taxa de inflação.

Assim como [Wolfers \(2003\)](#), [Blanchflower e Freeman \(2007\)](#) estimaram os coeficientes da função de bem-estar social para cerca de 500 mil indivíduos americanos e o leste europeu. Os resultados também vão na direção de que a taxa de desemprego teria um peso maior que a taxa de inflação sobre a felicidade dos indivíduos, para tal amostra, sendo a taxa marginal de substituição estimada em -1,62. Outro resultado empírico interessante é o fato de que pessoas com nível educacional menor, bem como os idosos, estariam mais preocupados com o desemprego do que com o aumento do nível geral de preços. Contudo, os mais jovens e os de maiores níveis de escolaridade atribuem maior peso à taxa de inflação. Isso sugere que a consideração da estrutura demográfica da sociedade importa quando se deseja captar as percepções dos indivíduos no que diz respeito aos efeitos da taxa de inflação e da taxa de desemprego sobre seu bem-estar.

Com dados de pesquisas de bem-estar subjetivo para a América Latina, [Ruprah e Luengas \(2011\)](#) mostraram que a taxa de desemprego seria cerca de oito vezes mais importante que a taxa de inflação, o que nos sugere uma maior sensibilidade relativamente aos países desenvolvidos. Todavia, observam importantes diferenças entre grupos testados, tais como o fato de que os mais jovens e cidadãos que dizem ter preferências políticas à esquerda dão maior preferência para o emprego do que à alta de preços.

Estudos mais recentes, como por exemplo [Blanchflower et al. \(2013\)](#), continuam a destacar os impactos negativos das altas nos preços e na taxa de desemprego sobre a felicidade dos indivíduos, bem como a maior sensibilidade em relação ao desemprego. Para tanto, eles utilizaram uma amostra de mais de um milhão de europeus entre os anos de 1975 a 2012. Esses mesmos autores modificaram o índice de miséria desenvolvido por Arthur Okun ao introduzirem a razão de miséria, pelo fato do primeiro subestimar a perda de bem-estar. Os novos resultados mostram que um aumento na taxa de desemprego 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. [Blanchflower e Posen \(2014\)](#) descreve que o desemprego, na verdade, reduz cinco vezes mais a felicidade que a taxa de inflação. Sugerindo uma “tolerância social” maior relativamente à inflação.

Com o intuito de captar especificamente a sensibilidade dos indivíduos brasileiros com relação à dinâmica das variáveis macroeconômicas agregadas, taxa de inflação e taxa de desemprego, o presente trabalho propõe exercícios empíricos por meio do modelo logit ordenado. A escolha desse modelo se justifica porque ele considera a característica qualitativa e ordinal da variável satisfação com a vida obtida. Implicitamente, assume-se que as medidas de utilidade direta são uma *proxy* razoável do bem-estar dos brasileiros. Assim sendo, o modelo empírico a ser estimado pode ser expresso pelo modelo (1):

$$Satvida_{ti} = \beta_1 Desemprego_t + \beta_2 Inflacao_t + \beta_{3k} X_{tki} + \beta_4 tempo + \varepsilon_{ti}, \quad (1)$$

tal que $Satvida_{ti}$ é a *proxy* utilizada para o bem-estar do indivíduo i , no ano t . Essa variável é tratada de forma equivalente à felicidade e à satisfação com a vida. O $Desemprego_t$ é o percentual de pessoas desempregadas no ano t e $Inflacao_t$ refere-se à taxa de inflação medida pela variação percentual do IPCA no ano t . X_{tki} é um vetor de variáveis de controle de k características pessoais retiradas do *Latinobarómetro*, tais como situação de emprego, estado civil, sexo, idade e idade ao quadrado, quartis de renda, nível educacional, tamanho da cidade onde o indivíduo reside, entre outras. O $tempo$ é uma variável que busca captar alterações em cada ano, uma vez que, não é possível acompanhar os indivíduos ao longo do tempo. o componente ε_{ti} é o termo de erro aleatório que segue uma distribuição simétrica logística com média zero e variância igual a $\pi^2/3$.

De forma semelhante ao modelo (1), propõe-se uma análise adicional com o intuito de captar heterogeneidades regionais quanto aos efeitos das taxas de desemprego e inflação nacionais sobre o nível de satisfação do indivíduo da região j ($j =$ Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.), região a qual ele pertencia no momento da pesquisa. Para tanto, criou-se variáveis *dummies* de intercepto. Outro exercício executado foi o de substituir as taxas de inflação e desemprego nacional, usadas na equação (1), pelas respectivas taxas de cada região. Essas propostas de análise são apresentadas por meio das equações (2) e (3), doravante denominados de Modelo II e Modelo III, respectivamente.

$$Satvida_{tij} = \beta_5 Desemprego_t + \beta_6 Inflacao_t + \beta_7 Z_{tij} + \beta_8 W_{tij} + \beta_9 X_{tkij} + \beta_{10} tempo + \varepsilon_{tij} \quad (2)$$

$$Satvida_{tij} = \beta_{11} Desemprego_{tj} + \beta_{12} Inflacao_{tj} + \beta_{13} X_{tkij} + \beta_{14} tempo + \varepsilon_{tij}, \quad (3)$$

tal que $Satvida_{tij}$ é a *proxy* utilizada para o bem-estar do indivíduo i , no ano t , que vive na região j . Z_{tij} é um vetor com as variáveis *dummies* de intercepto entre as taxas de desemprego e as j regiões do país. W_{tij} é um vetor com as variáveis *dummies* de intercepto entre a taxa de inflação e as j regiões brasileiras; X_{tkij} 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, tamanho da cidade, etc.). No caso da equação 3, o $Desemprego_{tj}$ é a taxa de desemprego no ano t da região j , e a $Inflacao_{tj}$ é a taxa de inflação no ano t da região j .

Os modelos propostos são baseadas em Tella, MacCulloch e Oswald (2001), Wolfers (2003), Tella e MacCulloch (2006) e, Corbi e Menezes-Filho (2006). Embora esses trabalhos tenham estudado de forma diversa e específica a problemática da satisfação como uma medida de bem estar e quais fatores o impactam, eles contribuíram de forma direta e indireta para a seleção das variáveis explicativas utilizadas no presente trabalho. De acordo com a literatura, espera-se que os coeficientes relativos às variáveis taxa de desemprego e taxa de inflação sejam negativos e estatisticamente significativos. Após essa discussão do referencial empírico, a próxima seção introduz o método de estimação (Logit Ordenado), o plano amostral e os dados utilizados.

3 Modelo Logit Ordenado

O modelo logit ordenado é utilizado para análise de resultados e respostas ordenadas, categóricas e escolhas não quantitativas (GREENE; HENSHER, 2010). A justificativa para seu uso no presente trabalho é a variável dependente “satisfação com a vida”, tratada como uma variável categórica e qualitativa, dividida em quatro níveis: nada satisfeito = 1; pouco satisfeito = 2; satisfeito = 3; e muito satisfeito = 4. O modelo de escolha ordenada parte de um modelo de utilidade aleatória subjacente ou modelo de regressão latente, definido pela equação (4).

$$y_i^* = \beta'x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (4)$$

em que x não inclui um intercepto e a utilidade latente ou “medida”, y_i^* , é observada na forma discreta, ou seja:

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \quad \text{se } y_i^* \leq \mu_1 \\ &= 2 \quad \text{se } \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 \\ &= \vdots \\ &= J \quad \text{se } \mu_{J-1} < y_i^* \leq \mu_J. \end{aligned} \quad (5)$$

O vetor x_i é um conjunto de K variáveis que são assumidas como independentes de ε_i ; β 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.

O modelo contém as utilidades marginais desconhecidas, β , assim como $J - 1$ parâmetros de limite desconhecidos, μ_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 convencionais sobre as propriedades do termo de erro, ε_i , completam as especificações do modelo, a saber: ε_i é um erro aleatório com uma função de distribuição cumulativa (fdc), $F(\varepsilon_i|x_i) = F(\varepsilon_i)$, e com densidade $f(\varepsilon_i) = F'(\varepsilon_i)$. A suposição da distribuição de ε_i inclui a independência ou a exogeneidade de, x_i .

Diferentemente dos modelos de regressão comumente usados, que descrevem a relação direta entre variável dependente e variáveis explicativas, o modelo logit ordenado descreve as probabilidades de resposta entre y_i e as variáveis x_i . Assim, pelas leis de probabilidade, as probabilidades associadas com os resultados observados são:

$$Prob[y_i = j|x_i] = Prob[\varepsilon_i \leq \mu_j - \beta'x_i] - Prob[\mu_{j-1} - \beta'x_i], \quad j = 0, 1, \dots, J. \quad (6)$$

Segundo Greene e Hensher (2010) algumas normalizações se fazem 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 a reta real, então

$\mu_0 = -\infty$ e $\mu_J = +\infty$. Uma vez que os dados não contêm informações incondicionais sobre a escala da variável subjacente (se y_i^* é escalonado por qualquer valor positivo, então escalonando o desconhecido μ_j e β pelo mesmo valor, preserva-se os resultados observados) um parâmetro de variância incondicional, $Var[\varepsilon_i] = \sigma_\varepsilon^2$, não é identificado (estimável). Usa-se convenientemente a restrição de identificar σ_ε igual a uma constante, $\bar{\sigma}$. A aproximação usual para esta normalização em modelos logit ordenado é assumir que $Var[\varepsilon_i|x_i] = \pi^2/3$.

Jackman (2000) apresenta outras duas possibilidades de restrição de identificação, apresentadas no Quadro 1. Ressalta-se que neste trabalho as restrições impostas estão apresentadas na linha 2.

Quadro 1 – Identificação de possíveis restrições

	β	σ	μ
1	irrestrito	fixa-se, por exemplo, $\sigma = 1$ ou $\sigma = \pi^2/3$	fixa-se um μ_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 μ_j 's

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

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

$$Prob[y_i = j|x_i] = [F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)] > 0, \quad j = 0, 1, \dots, J. \quad (7)$$

A estimação dos parâmetros é um problema direto de estimação de máxima verossimilhança (doravante EMV), tal que o objetivo desse estimador, por meio de um modelo ordenado, é encontrar as estimativas de β e μ que maximizem a probabilidade conjunta de obter os valores observados (CAMERON; TRIVEDI, 2005). O logaritmo da função de verossimilhança pode ser apresentado como:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J m_{ij} \log [F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)], \quad (8)$$

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 $\mu_J = +\infty$. Como não há uma função média condicional ($E[y|x]$) a analisar, normalmente se usa as próprias probabilidades para interpretar os parâmetros, i.e., os efeitos marginais. Os efeitos marginais no modelo de escolha ordenados podem ser calculados por:

$$\delta_j(x_i) = \frac{\partial Prob(y = j|x_i)}{\partial x_i} = [f(\mu_{j-1} - \beta'x_i) - f(\mu_j - \beta'x_i)]\beta. \quad (9)$$

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 γ o seu coeficiente, pode-se obter o efeito da mudança em D de 0 para 1 com todas as outras variáveis mantidas em seus valores de interesse (por exemplo, suas médias):

$$\Delta_j(D) = [F(\mu_j - \beta'x_i + \gamma) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i + \gamma)] - [F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i)]. \quad (10)$$

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

3.1 Amostragem em pesquisas transversais

Uma característica relevante da análise de dados amostrais é o desenho amostral utilizado pelo estatístico amostrista para a seleção da amostra da pesquisa. O desenho amostral de uma pesquisa pode ser definido como um procedimento adotado para selecionar uma amostra, ou um subconjunto, de uma população alvo, ou população finita (VIEIRA, 2012).

O desenho amostral utilizado pelo *Latinobarómetro* para seleção da amostra de 11.767 indivíduos brasileiros ao longo dos anos de 2003 a 2013, usada no presente trabalho, é baseado em uma amostra probabilística em três etapas. Há, também, a inclusão de uma quarta etapa não probabilística, que considera cotas de entrevistados. Somado a isso, o desenho amostral é composto por um erro amostral de +/- 2,8% para um intervalo de confiança de 95% com 100% de representatividade da população brasileira com 16 anos ou mais. Ainda, a amostragem é feita de acordo com as proporcionalidades do censo, ou seja, 85% da população urbana e 15% da população rural.

A amostragem utilizada pela pesquisa nas três primeiras etapas é do tipo estratificada, ou seja, há a divisão da população em estratos (mutuamente exclusivos e exaustivos) de acordo com características conhecidas. A partir desses estratos são selecionadas unidades (normalmente de forma independente), chamadas de unidades primárias e/ou secundárias de amostragem. A amostra representativa da população no *Latinobarómetro* foi estratificada com alocação proporcional ao tamanho da população de cada estrato, tal que os estratos são os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal.

Dentro de cada estrato as amostras probabilísticas de aglomerados são selecionadas conforme segue:

- 1ª etapa: seleção dos municípios. Método PPT (probabilidade proporcional ao tamanho);
- 2ª etapa: setores censitários de seleção: Método PPT;
- 3ª etapa: seleção de casas; e
- 4ª etapa: seleção de entrevistados: ação proporcional por sexo, idade, educação e ocupação (cotas).

Ressalta-se que, devido a disponibilidade na base de dados apenas a primeira etapa de seleção é considerada na estimação dos modelos. No entanto, isso não é visto como um problema dado que a primeira etapa é a mais representativa na estimação utilizando amostragem complexa (PESSOA; SILVA, 1998).

3.2 Dados

Para melhor entendimento da base de dados utilizada para desenvolver este trabalho, esta seção será dividida em duas subseções: Descrição da Base de Dados *Latinobarómetro* e Variáveis do Modelo.

3.3 Apresentação da base de dados *Latinobarómetro*

O *Latinobarómetro* é uma pesquisa de opinião pública anual que envolve cerca de 20.000 entrevistas por ano em 18 países da América Latina, o que representa 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, já, em 2004 a República Dominicana foi inserida na pesquisa completando os 18 países latino-americanos (com exceção de Cuba). Até o momento, ocorreram 19 pesquisas na América Latina, o que resultou em 354.268 entrevistas. A pesquisa mais

recente foi realizada em 2016 e aplicada a 20.204 entrevistados entre 15 de maio e 15 de junho de 2016, com amostras representativas de 100% da população em cada um dos 18 países, o que abrange 597 milhões de habitantes.

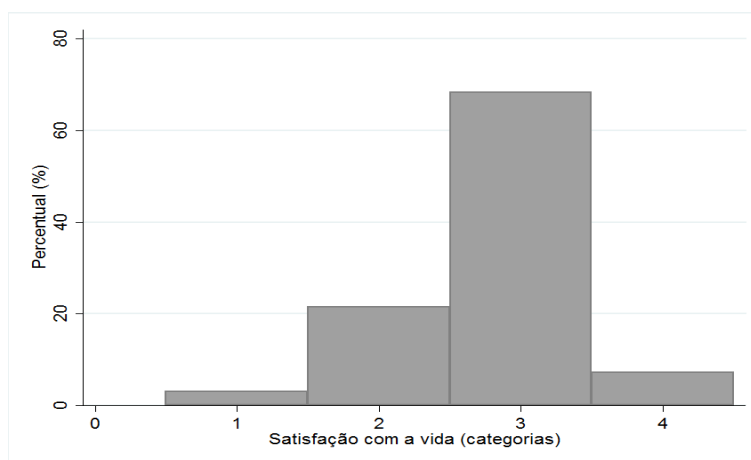
O Brasil foi contemplado em todos os anos em que a pesquisa foi realizada e, ao longo desses anos, totalizou em 19.316 entrevistas em todas as grandes regiões do país. Contudo, nos anos 1995, 1996, 1998, 1999 e 2002 a pergunta sobre o nível de satisfação com a vida não estava incluída no questionário 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.

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

3.4 Variáveis do Modelo

O objetivo central deste estudo é observar como o bem-estar auto relatado dos brasileiros é afetado pela taxa de inflação e taxa de desemprego. Para tanto, utilizou-se a pesquisa *Latinobarómetro*, apresentada anteriormente, de forma a extrair informações sobre a satisfação com a vida (variável dependente) e característica sociodemográficas. A Figura 1 ilustra a distribuição da satisfação com a vida dos brasileiros no que refere-se ao período entre 2003 e 2013. Observa-se que cerca de 70% dos brasileiros tendem a relatar que estão satisfeitos com a vida que levam. Somado a isso, tem-se apenas 3% dos indivíduos que dizem estar completamente insatisfeitos, 7% que relatam estar plenamente satisfeitos e o restante 20% pouco satisfeitos.

Figura 1 – Distribuição da Satisfação com a vida - Brasil

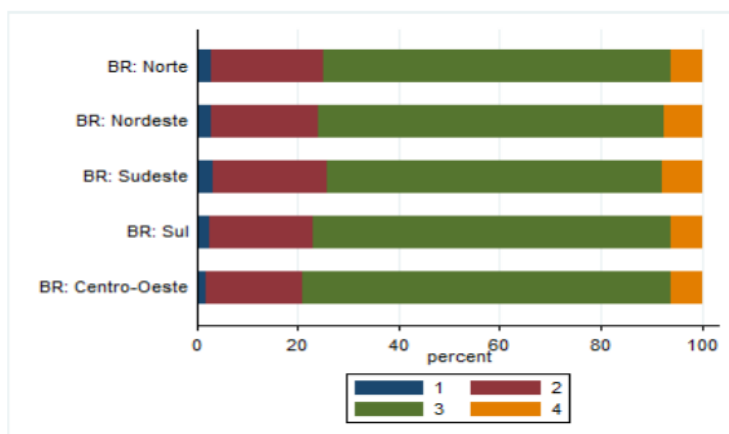


Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

A Figura 2 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 1, 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.

A taxa de inflação medida pela variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) agregado e por região é obtido no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco

Figura 2 – Distribuição da Satisfação com a vida - por regiões do Brasil



Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Central do Brasil cuja fonte é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)².

Por fim, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE, é utilizada para obter 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, medida em % ao ano, corresponde à percentagem das pessoas desocupadas em relação às pessoas economicamente ativas.

4 Resultados empíricos

A Tabela 1 apresenta os resultados estimados para os parâmetros da equação 1 pela EMV com a amostra de 11.767 observações supracitada. Nessa regressão foram registradas quatro interações para que o máximo da função de log-verossimilhança fosse atingido (-9927.2767) e, pelo teste de Wald (distribuição qui-quadrada com 27 parâmetros), rejeitou-se os efeitos nulos de interações dos parâmetros ($Prob > \chi^2 = 0,0000$) a um nível de significância de 1%. Somado a isso, encontra-se um pseudo R^2 de MacFalden de 0,0492. As estimativas dos pontos de corte revelam que:

$$\begin{aligned}
 y &= 1 & \text{se } y^* \leq -5.629503 \\
 y &= 2 & \text{se } -5.629503 \leq y^* \leq -3.176835 \\
 y &= 3 & \text{se } -3.176835 \leq y^* \leq 0.7520785 \\
 y &= 4 & \text{se } y^* > 0.7520785
 \end{aligned}$$

Ainda na Tabela 1, observa-se coeficientes, bem como os desvios-padrão, distintos para as diferentes estimações considerando ou não o plano amostral. Para as variáveis de controle, seus coeficientes são, ora superestimados (como, por exemplo, as variáveis de quartil de renda), ora subestimadas (como, por exemplo, o sexo) quando o plano amostral não é considerado, como pode-se analisar comparando a segunda e quinta colunas da tabela em questão. Já as variáveis de taxa de inflação e taxa de desemprego têm seus respectivos coeficientes reduzidos quando o plano amostral é considerado na estimação, refletindo menores efeitos sobre o bem-estar dos brasileiros. No entanto, o sentido de impacto das variáveis sobre a satisfação com a vida dos indivíduos, bem como a significância estatística, não se alteram com a presença do plano amostral na estimação.

² Ressalta-se que os dados de IPCA para a região Norte não são disponibilizados pelo SGS; portanto é utilizado como *proxy* o IPCA da região metropolitana do Norte, compreendida pela cidade de Belém no estado do Pará, disponibilizado pelo IBGE.

Tabela 1 – Regressão por EMV: estimativa da probabilidade do bem-estar dos brasileiros

Variáveis	Sem Plano Amostral			Com Plano Amostral		
	Coefficientes	Desvio Padrão	Prob	Coefficientes	Desvio Padrão	Prob
2º quartil	0.5148075	0.065993	0.000	0.509725	0.0730913	0.000
3º quartil	1.171126	0.0683929	0.000	1.166487	0.0772507	0.000
4º quartil	1.557746	0.0843077	0.000	1.55489	0.0937994	0.000
Homem	0.1046744	0.0433315	0.016	0.1072	0.0398524	0.007
Idade	-0.0363173	0.0072727	0.000	-0.03621	0.0065733	0.000
Idade ²	0.0004542	0.0000816	0.000	0.000452	0.0000738	0.000
Casado	0.1142023	0.0520431	0.028	0.114995	0.0524191	0.029
Divorciado	-0.2647305	0.0798756	0.001	-0.26886	0.0873827	0.002
Empregado Público	0.1835363	0.0848272	0.030	0.183977	0.0906033	0.043
Empregado Privado	0.195538	0.0556337	0.000	0.195587	0.050243	0.000
Desempregado	-0.5443155	0.0817143	0.000	-0.5457	0.0757785	0.000
Estudante	-0.0291745	0.0864754	0.736	-0.02769	0.0795477	0.728
Aposentado	-0.0020988	0.0669736	0.975	-0.00446	0.0595176	0.940
Dona de casa	0.248701	0.1116992	0.026	0.248236	0.1141396	0.030
Primário	-0.0085088	0.0585778	0.885	-0.00959	0.0620746	0.877
Médio	-0.1142425	0.0537951	0.034	-0.11417	0.0601785	0.058
Superior	0.2239169	0.103122	0.030	0.217188	0.1012244	0.032
Cid. 5-10 mil hab.	-0.0474526	0.124387	0.703	-0.05066	0.1955205	0.796
Cid. 10-20 mil hab.	0.0568543	0.1099917	0.605	0.052271	0.1624135	0.748
Cid. 20-40 mil hab.	-0.0891079	0.107147	0.406	-0.08992	0.153467	0.558
Cid. 40-50 mil hab.	-0.2946196	0.1146841	0.010	-0.29795	0.163545	0.069
Cid. 50-100 mil hab.	-0.2830076	0.1010518	0.005	-0.28444	0.1458456	0.052
Cid.100 mil hab. ou mais	-0.4508873	0.0986506	0.000	-0.45323	0.1498685	0.003
Capital	-0.1568876	0.1124772	0.163	-0.15841	0.1492135	0.289
tempo	-0.0429232	0.0150816	0.004	-0.04294	0.0200141	0.032
Tx de Inflação Agregada	-2.799695	1.314755	0.033	-2.88171	1.722778	0.095
Tx. de Desemprego Agregado	-20.62756	4.366413	0.000	-20.7598	5.930614	0.001

Fonte: Elaboração própria com dados do *Latinobarómetro*

Em termos econômicos, os coeficientes dos quartis de renda sugerem que um aumento na renda do indivíduo acarreta em um aumento na probabilidade deste em relatar um maior nível de satisfação com a vida, ou seja, o nível de renda é positivamente correlacionada com a satisfação com a vida. Porém, a apesar da relação positiva a probabilidade se reduz quando considera-se quartil superior. Resultado comum na literatura, ver [Frey e Stutzer \(2002\)](#), [Deaton \(2008\)](#) e [Stevenson e Wolfers \(2013\)](#) que argumentam que o impacto marginal de uma unidade monetária adicional vai reduzindo à medida que a renda aumenta, onde esta última atinge um certo nível até que mais renda tem efeito pequeno ou nulo sobre o bem-estar.

Outro resultado que merece destaque é quanto ao *status* de emprego. Controlando a situação de emprego por “autônomo”, nota-se que estar desempregado traz significativa insatisfação para os brasileiros, inclusive mantendo as demais variáveis constante como a renda. Segundo [Winkelmann e Winkelmann \(1998\)](#), além da perda de renda que acompanha uma situação de desemprego, há também custos não monetários, sociais e psicológicos que acarretam em uma grande queda no nível de bem-estar. No que se refere à idade e à idade ao quadrado, apesar de pouco expressivos, os resultados sugerem que o aumento de um ano de vida diminui a probabilidade de se atingir um maior nível de satisfação, evidências corroboradas por [Clark e Oswald \(1994\)](#) e [Corbi e Menezes-Filho \(2006\)](#) que propõem um padrão convexo no formato de “U” para a satisfação com a vida. Neste caso, as pessoas de meia idade (por volta de 40 anos) tendem a apresentar um menor nível de satisfação do que os jovens e os mais velhos, tudo mais constante. Outras variáveis de controle levadas em consideração, tais como ser autônomo, estar aposentado, possuir apenas o nível primário de escolaridade, residir em cidades de 5 a 40 mil habitantes e em capitais não apresentaram significância estatística de seus coeficientes. Conforme esperado, os resultados mostram que tanto a taxa de inflação quanto a taxa

de desemprego afetam negativamente a probabilidade de um indivíduo relatar um maior nível de satisfação onde, independentemente de considerar ou não o plano amostral, a taxa de desemprego é vista como mais prejudicial que os aumentos de preços.

Greene e Hensher (2010) chamam atenção para o fato de que os modelos de escolha ordenada geram probabilidades de resposta e, assim sendo, não descrevem diretamente a relação entre as variáveis y_i e x_i . Portanto, faz-se necessário o uso dos efeitos marginais para a interpretação dos impactos na variável dependente. 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, β_j . Em outras palavras, ele capta a mudança na variável dependente (y) por unidade de mudança na variável independente (x). No modelo de regressão linear, o EM é igual ao coeficiente de inclinação, o que simplifica a análise. Para modelos não lineares necessita-se de um método mais complexo para o cálculo EM's. Em vista que há um efeito marginal para cada indivíduo na amostra, pode-se apresentar 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 $x = x^*$). No presente trabalho, adota-se a segunda opção (b) para cada categoria de resposta da variável dependente, ou seja, estima-se os efeitos marginais na média de cada variável independente sobre as probabilidades previstas de cada resposta ordenada (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Seguindo o proposto acima, foram calculados os efeitos marginais na média para cada probabilidade predita de categoria de resposta em que os indivíduos: (1) são nada satisfeitos; (2) pouco satisfeitos; (3) satisfeitos; e (4) muito satisfeitos. No entanto, os sinais e coeficientes das categorias intermediárias podem nem sempre representar a direção do efeito, devido à logística padrão da função densidade de probabilidade ser simétrica em torno de zero e declinar monotonicamente à medida que o argumento cresce em valor absoluto (WOOLDRIDGE, 2010). Portanto, analisa-se a partir da Tabela 2 os efeitos marginais para as categorias das extremidades, isto é, nada satisfeitos e muito satisfeitos. Essas categorias apresentam, respectivamente, a probabilidade de 2,48% e 6,23%, sem plano amostral, e 2,47% e 6,22%, com plano amostral, de indivíduos que relataram pertencer a cada uma delas³.

Tabela 2 – Efeitos marginais calculado na média

Variáveis	Categorias			
	Nada Satisfeito (1)		Muito Satisfeito (4)	
	Sem plano amostral	Com plano amostral	Sem plano amostral	Com plano amostral
Taxa de inflação	0.0677879	0.0695519	-0.1636239	-0.1682394
Taxa de desemprego	0.499447	0.5010508	-1.205546	-1.211994

Fonte: Elaboração própria.

Quanto aos sinais dos efeitos marginais das variáveis por categoria apresentados na Tabela 2, pode-se ver que diante de um aumento nas taxas de inflação e/ou na taxa de desemprego aumenta-se a probabilidade das pessoas relatarem uma menor satisfação com a vida, isto pode ser observado através do sinal positivo apresentado na categoria (1). De forma análoga, como há um deslocamento de indivíduos entre as categorias de satisfação, observa-se a categoria (4) que apresenta um sinal negativo no seu coeficiente. Isso revela que um aumento nas mesmas variáveis macroeconômicas supracitadas impactam negativamente a probabilidade do indivíduo em declarar o mais alto nível de bem-estar.

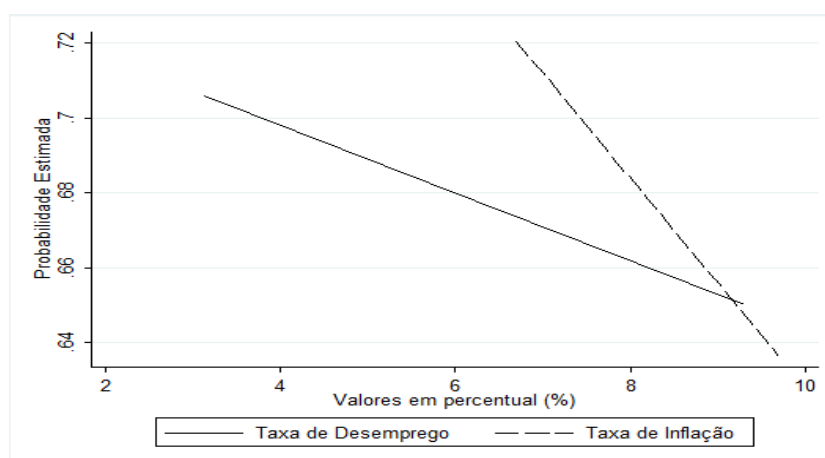
Não menos importante é analisar a magnitude dos coeficientes. Primeiramente, observa-se que os brasileiros dão pesos diferentes para a taxa de inflação e a taxa de desemprego, dado a categoria

³ Dado que as variáveis de controle mantêm o sinal e a significância apresentados na 1, não serão apresentados portanto os efeitos marginais para estas.

de satisfação na qual se encontra. Comparando, por exemplo, a terceira e quinta colunas da Tabela 2 tem-se que os indivíduos que relataram estar “muito satisfeitos” dão um maior peso às essas variáveis macroeconômicas do que aqueles que disseram “nada satisfeitos”. Considerando um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego média, ou seja, de 8,10% para 9,10%, tem-se uma diminuição da satisfação com a vida em 0,01205546 pontos percentuais (p.p.)⁴ considerando o plano amostral e a quarta categoria de satisfação. Desconsiderado o plano amostral, ao repetir o exercício aumentando a taxa de desemprego em um p.p. observa-se uma redução de 0,0121994 pontos percentuais na satisfação. Já o impacto do aumento de um ponto percentual na média da inflação, de 5,88% para 6,88%, é de 0,001636239 com o plano amostral e 0,001682394 sem considerar o plano.

Apesar do efeito do aumento na taxa de desemprego sobre a satisfação parecer pequeno, ele não é desprezível. Ao considerar a amostra de 11.767 indivíduos, nota-se que o aumento desloca cerca de 140 brasileiros pertencentes à categoria de satisfação máxima com a vida para categorias inferiores, onde a probabilidade de um indivíduo reportar o maior nível de satisfação passa de 6,23% para 5,02%. Já o mesmo aumento na taxa de inflação diminuiria a probabilidade de 19 indivíduos reportarem o maior nível de satisfação com a vida. A Figura 3 apresenta a curva da taxa de desemprego mais inclinada que a curva da taxa de inflação, corroborando os resultados encontrados nos exercícios empíricos.

Figura 3 – Efeito marginal das taxas de desemprego e inflação sobre a satisfação com a vida



Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a teoria macroeconômica, existe consenso de que a curva de Phillips é vertical no longo prazo. No entanto, torna-se importante analisar não somente as preferências/pesos dos indivíduos quanto o *trade-off* desemprego-inflação de curto prazo de forma a sugerir melhor caminho desinflacionário. Seguindo a literatura, estima-se o *trade-off* entre desemprego e inflação, mantendo-se a utilidade constante. Conforme (CORBI; MENEZES-FILHO, 2006), assume-se que a utilidade seja linear no intervalo relevante de forma que a margem torna-se igual a média. Com este pressuposto, o que se está medindo é a inclinação da curva de indiferença, ou seja, a taxa marginal de substituição entre taxa de desemprego e taxa de inflação.

Desconsiderando o plano amostral, o *trade-off* inflação-desemprego é estimado em $\frac{0,499447}{0,0677879} = 7,37$. Tal resultado revela que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego poderia ser compensado (em termos de satisfação com a vida) com uma queda de 7,37 pontos percentuais na taxa de inflação. Ao considerar o plano amostral, o *trade-off* é estimado em $\frac{0,5010508}{0,0695519} = 7,20$.

De forma geral, os resultados mostraram *trade-off* maior do que o encontrado por Corbi e Menezes-Filho (2006) para a economia brasileira (3,38) e por Tella e MacCulloch (2006) para OCDE (4,7).

⁴ Este valor de 0,01205546 foi obtido pelo produto entre 0,01 e 1,205546.

Entretanto, são próximos aos valores encontrados por Ruprah e Luengas (2011), onde a taxa de desemprego é cerca de oito vezes mais importante que a taxa de inflação para uma amostra da América Latina. Contudo, todos os resultados apontam para a mesma direção em que o desemprego, em termos de satisfação com a vida, é mais custoso aos indivíduos do que a inflação.

4.1 Heterogeneidade regional

A Tabela 3 apresenta os efeitos marginais da estimação para os modelos regionais propostos⁵.

Considerando o Modelo II, os parâmetros estimados para a taxa de inflação e a taxa de desemprego agregados continuam estatisticamente significativos e com os sinais esperados. Quando analisa-se os resultados desconsiderando o plano amostral nota-se que as variáveis *dummies* de intercepto relacionadas à região Nordeste apresentam-se positivas e estatisticamente significativas, ao nível de 10% de significância. Tal resultado revela que os indivíduos que vivem nesta região enfrentariam um *trade-off* diferenciado dos demais indivíduos do país.

Para avaliar como os indivíduos da região Nordeste tem sua satisfação impactada de forma diferenciada pela taxa de desemprego, por exemplo, usa-se a soma dos coeficientes da taxa de desemprego e da variável de *dummy* de intercepto. Tal valor é estimado em $-1,29585 + 0,079 = -1,21685$. De forma análoga, tem-se o valor de $-0,24792$ para a soma entre a taxa de inflação e a respectiva variável *dummy* de intercepto. Esses resultados mostram que para os indivíduos residentes na região Nordeste seria necessário uma queda de, aproximadamente, cinco pontos percentuais (resultante da seguinte fração: $\frac{-1,21685}{-0,24792}$) na taxa de inflação para compensar, em termos de satisfação com a vida, um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego, enquanto que para os residentes das demais regiões do país este valor seria de quatro pontos percentuais. Porém, quando considera-se o plano amostral na estimativa do modelo II, os resultados mostram ausência de significância estatística para as variáveis *dummies* de intercepto, revelando efeitos não existir heterogeneidade entre os brasileiros.

No caso do Modelo III, no qual se considera as taxas regionais de desemprego e inflação, os resultados vão na direção de efeitos semelhantes seja considerando ou não o plano amostral e indicam que os indivíduos não observam as taxas de desemprego e inflação da sua respectiva região. Ou seja, o nível de satisfação não apresenta influência das taxas de desemprego e inflação regional sugerindo que os brasileiros prestam maior atenção nas variáveis agregadas nacionais, talvez pela maior divulgação e discussão destas.

De forma geral, os resultados chamam atenção para a importância da utilização do plano amostral na estimação de modelos que levem em consideração dados oriundos de pesquisas de opinião, pois caso o plano amostral não fosse considerado, além de valores superestimados, levariam à conclusão de que os nordestinos enfrentam um *trade-off* inflação-desemprego diferenciado dos demais brasileiros.

⁵ Os resultados para as características pessoais são muito próximos aos encontrados pela estimação da equação 1 e, portanto foram omitidos no texto, mas estão disponíveis no anexo.

Tabela 3 – Efeitos marginais para os modelo de probabilidade ordenado calculado na média

Variáveis	Modelo II								Modelo III							
	Sem plano				Com plano				Sem plano				Com plano			
	Primeira Resposta		Quarta Resposta		Primeira Resposta		Quarta Resposta		Primeira Resposta		Quarta Resposta		Primeira Resposta		Quarta Resposta	
	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob	Coef.	Prob
Inflação Agregada	0.1320961	0.005	-0.31992	0.005	0.136327	0.023	-0.33089	0.021	X	X	X	X	X	X	X	X
Desemprego agregado	0.5350661	0.000	-1.29585	0.000	0.539426	0.003	-1.30929	0.001	X	X	X	X	X	X	X	X
Inflação x Reg. Sul	-0.0944941	0.285	0.228851	0.286	-0.10097	0.359	0.245078	0.357	X	X	X	X	X	X	X	X
Inflação x Reg. CO	-0.2001204	0.098	0.484663	0.099	-0.21092	0.175	0.511938	0.177	X	X	X	X	X	X	X	X
Inflação x Reg. Norte	-0.0203615	0.869	0.049313	0.869	-0.02467	0.854	0.059873	0.854	X	X	X	X	X	X	X	X
Inflação x Reg. Nordeste	-0.1387529	0.073	0.33604	0.072	-0.14058	0.126	0.341221	0.126	X	X	X	X	X	X	X	X
Desemprego x Reg. Sul	0.2195785	0.143	-0.53179	0.142	0.211504	0.341	-0.51336	0.343	X	X	X	X	X	X	X	X
Desemprego x Reg. CO	-0.0447981	0.822	0.108495	0.822	-0.05789	0.856	0.14052	0.856	X	X	X	X	X	X	X	X
Desemprego x Reg. Norte	-0.2360438	0.256	0.571664	0.255	-0.24053	0.253	0.583823	0.246	X	X	X	X	X	X	X	X
Desemprego x Reg. Nordeste	-0.2302441	0.080	0.557618	0.079	-0.23197	0.176	0.563033	0.173	X	X	X	X	X	X	X	X
Inflação por região	X	X	X	X	X	X	X	X	0.00047	0.117	-0.00113	0.116	0.000487	0.222	-0.00118	0.214
Desemprego por região	X	X	X	X	X	X	X	X	0.000205	0.527	-0.00049	0.527	0.000227	0.636	-0.00055	0.632

Fonte: Elaboração própria.

5 Considerações finais

O presente trabalho visou analisar o nível de bem-estar dos brasileiros por meio de informações sobre sua satisfação com a vida fornecida na pesquisa de opinião pública *Latinobarómetro*. Esta pesquisa se destaca por conter dados de diversos países, inclusive da América Latina há cerca de 20 anos. Partindo de uma amostra de 11.767 indivíduos brasileiros, estima-se modelos Logit ordenado com o intuito de observar como as taxas de inflação e desemprego impactam o nível de bem-estar no Brasil. De forma a tornar os resultados mais robustos, considera-se o plano amostral na discussão uma vez que sua ausência pode influenciar os resultados, ver [Vieira \(2012\)](#). De forma complementar, avalia-se uma possível heterogeneidade de bem-estar no que diz respeito às regiões do país. Os modelos são baseados em uma especificação microeconômica de bem-estar padrão, conforme destacado.

Os resultados vão ao encontro da literatura empírica nacional e internacional no que diz respeito ao fato das variáveis taxa de desemprego e taxa de inflação serem relevantes na determinação do bem-estar, ver [Tella, MacCulloch e Oswald \(2001\)](#), [Wolfers \(2003\)](#), [Tella e MacCulloch \(2006\)](#) e [Corbi e Menezes-Filho \(2006\)](#). Ainda, a taxa de desempregado torna-se mais importante para os brasileiros do que a taxa de inflação quando se diz respeito ao seu bem-estar. Outro resultado interessante é a influência positiva da renda, mas menor quando considera-se quartis superiores. A literatura destaca que o impacto marginal de uma unidade monetária adicional diminui à medida que a renda aumenta, como apresentado em [Deaton \(2008\)](#) e [Stevenson e Wolfers \(2013\)](#).

Já a consideração do plano amostral mostrou-se relevante, evitando valores super ou subestimados e efeitos consequentes sobre o *trade-off* inflação-desemprego. Evitando, assim, uma inexistente diferença relativa à região nordeste.

Resumidamente, o trabalho mostra um *trade-off* maior do que o encontrado por [Corbi e Menezes-Filho \(2006\)](#) para a economia brasileira (3, 38) e por [Tella e MacCulloch \(2006\)](#) para OCDE (4, 7). Mas, próximo ao valor encontrado por [Ruprah e Luengas \(2011\)](#), onde a taxa de desemprego é cerca de oito vezes mais importante que a taxa de inflação para uma amostra da América Latina. Contudo, todos os resultados apontam para a mesma direção em que o desemprego, em termos de satisfação com a vida, é mais custoso aos indivíduos, inclusive para os brasileiros, do que é a taxa de inflação. Logo, existirá sempre um maior custo político quando o Banco Central do Brasil necessitar exercer uma política monetária mais restritiva para reduzir e estabilizar os preços na economia, uma vez que este considera a estabilidade de preços uma condição necessária, mas não suficiente, para o crescimento econômico sustentado.

Referências

- 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.; 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.
- CLARK, A. E.; OSWALD, A. J. Unhappiness and unemployment. *The Economic Journal*, JSTOR, p. 648–659, 1994.
- 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, 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.
- FREY, B. S.; STUTZER, A. The economics of happiness. *World Economics*, Citeseer, v. 3, n. 1, p. 1–17, 2002.
- GREENE, W. H.; HENSHER, D. A. *Modeling ordered choices: a primer*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2010.
- JACKMAN, S. Models for ordered outcomes political science 200c. *Political Science*, v. 150, p. 350C, 2000.
- PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. N. Análise de dados amostrais complexos. *São Paulo: Associação Brasileira de Estatística*, v. 1, 1998.
- ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 12, p. 297–346, 1997.
- 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.
- 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. Happiness for central banks. In: *Federal Reserve Bank of Boston Behavioral Policy Conference, September*. <http://www.bos.frb.org/BehavioralPolicy2007/papers/DiTella.pdf>. [S.l.: s.n.], 2007.
- 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. Is happiness relative? *Social indicators research*, Springer, v. 24, n. 1, p. 1–34, 1991.
- VIEIRA, M. d. T. *A Consideração da Amostragem Complexa na Análise de Dados Longitudinais*. [S.l.: s.n.], 2012.
- 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.
- WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, Wiley Online Library, v. 67, p. 1–35, 1999.
- WOODFORD, M. Inflation stabilization and welfare. *Contributions in Macroeconomics*, De Gruyter, v. 2, n. 1, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. [S.l.]: MIT press, 2010.

APÊNDICE

Tabela 4 – Resultados para os modelos de região

Variáveis	Modelo I				Modelo II			
	Sem plano		Com plano		Sem plano		Com plano	
	Coefficiente	Prob	Coefficiente	Prob	Coefficiente	Prob	Coefficiente	Prob
rendasuff2	0.542146	0.000	0.536798	0.000	0.521784	0.000	0.516604	0.000
rendasuff3	1.21407	0.000	1.209199	0.000	1.180497	0.000	1.175651	0.000
rendasuff4	1.602481	0.000	1.599552	0.000	1.573223	0.000	1.57013	0.000
homem	0.103473	0.017	0.106007	0.008	0.10353	0.017	0.106027	0.008
idade	-0.03521	0.000	-0.03511	0.000	-0.03606	0.000	-0.03584	0.000
idadeq	0.000447	0.000	0.000445	0.000	0.000452	0.000	0.000449	0.000
casado	0.11727	0.025	0.118083	0.025	0.107807	0.038	0.108358	0.039
divorciado	-0.26403	0.001	-0.26797	0.002	-0.27181	0.001	-0.276	0.002
empregadopub	0.184032	0.030	0.183929	0.042	0.172829	0.041	0.173248	0.055
empregadopriv	0.21676	0.000	0.216988	0.000	0.191138	0.001	0.191144	0.000
desempregado	-0.54912	0.000	-0.55032	0.000	-0.54883	0.000	-0.55009	0.000
aposentado	-0.02586	0.764	-0.02448	0.757	-0.03179	0.713	-0.02989	0.709
donacasa	0.005089	0.939	0.00292	0.961	-0.00245	0.971	-0.00459	0.939
estudante	0.241342	0.032	0.241182	0.036	0.24779	0.026	0.247731	0.031
primario	0.013972	0.813	0.012561	0.841	-0.00961	0.870	-0.0109	0.861
secundario	-0.09369	0.085	-0.09344	0.115	-0.11333	0.035	-0.11345	0.060
superior	0.255385	0.014	0.249257	0.016	0.228145	0.027	0.221078	0.030
c510	-0.10494	0.400	-0.10701	0.568	-0.05074	0.683	-0.05359	0.782
c1020	-0.00783	0.944	-0.01125	0.944	0.026523	0.809	0.022443	0.888
c2040	-0.17955	0.100	-0.1799	0.242	-0.10628	0.321	-0.10636	0.484
c4050	-0.35736	0.002	-0.35903	0.026	-0.31064	0.007	-0.3135	0.053
c50100	-0.32261	0.002	-0.32364	0.026	-0.29903	0.003	-0.29994	0.037
c100up	-0.52048	0.000	-0.52185	0.000	-0.45587	0.000	-0.45728	0.002
capit	-0.24793	0.031	-0.24858	0.085	-0.2164	0.054	-0.21702	0.128
tempo	-0.04241	0.005	-0.04241	0.032	0.015651	0.080	0.015747	0.177
txinflap	-5.50319	0.005	-5.69803	0.021	X	X	X	X
txdesempp	-22.2911	0.000	-22.5463	0.002	X	X	X	X
infregsul	3.936674	0.285	4.220296	0.357	X	X	X	X
infregcoeste	8.33712	0.098	8.815676	0.176	X	X	X	X
infregnort	0.848272	0.869	1.031028	0.854	X	X	X	X
infregnord	5.780519	0.072	5.875901	0.126	X	X	X	X
desregsul	-9.14775	0.142	-8.84017	0.341	X	X	X	X
desregcoeste	1.866313	0.822	2.419775	0.856	X	X	X	X
desregnort	9.83371	0.255	10.05355	0.250	X	X	X	X
desregnord	9.59209	0.079	9.695544	0.176	X	X	X	X
infreg	X	X	X	X	-0.01934	0.116	-0.02008	0.217
desreg	X	X	X	X	-0.00841	0.527	-0.00936	0.634