

Determinantes da felicidade: dados individuais de Maringá-PR, 2007-2009

Joilson Dias*

Florian Immanuel Schumacher**

Daniela Serrante de Almeida***

RESUMO - O objetivo deste artigo é compreender como algumas variáveis socioeconômicas afetam o nível de bem-estar dos indivíduos, utilizando a felicidade declarada como uma aproximação do bem-estar individual. Os dados são provenientes da aplicação de questionários a 19.421 indivíduos da cidade de Maringá – PR, entre set. 2007 e dez. 2009. Os resultados mostram que: (i) a partir do ensino superior, as pessoas possuem uma probabilidade maior de serem felizes; (ii) a idade exerce uma influência negativa sobre a probabilidade do indivíduo ser feliz, e essa influência atinge seu ponto máximo entre 51 e 65 anos; (iii) pessoas casadas tendem a ser mais felizes e pessoas solteiras menos felizes do que as demais; (iv) o fato de uma pessoa, ou alguém de sua família, ter sido vítima de violência, roubo, assalto, furto, estelionato, acidente de trânsito, ou outra violação de segurança, afeta negativamente a probabilidade de declarar-se feliz; (v) pessoas com contas em atraso tendem a ser menos felizes do que pessoas sem contas em atraso; (vi) a satisfação com a atual situação econômico-financeira eleva substancialmente a probabilidade do indivíduo declarar-se feliz; (vii) expectativas positivas em relação à renda familiar futura e em relação à economia nacional estão associadas a maior probabilidade de ser feliz; (viii) mulheres tendem a ser ligeiramente mais felizes que os homens, mantidas as demais características; (ix) a renda influencia positivamente a felicidade.

Palavras-chave: Felicidade. Bem-estar. Maringá. *Logit*.

1 INTRODUÇÃO

Como assinalaram Kahneman e Krueger (2006), tradicionalmente os economistas têm estudado os indivíduos através da observação de suas decisões e escolhas. No entanto, uma ampla literatura da economia do comportamento e da psicologia tem demonstrado que essas escolhas muitas vezes são inconsistentes e que a racionalidade é de fato limitada. Com isso, não há garantia de que as escolhas reflitam as “verdadeiras” preferências dos indivíduos.

Uma alternativa amplamente utilizada desde os anos 2000 são dados sobre o bem-estar subjetivo dos indivíduos, geralmente provenientes de perguntas de questionário do tipo “Em geral, você se considera muito feliz, pouco feliz ou infeliz?”. Kahneman e Krueger

* Doutor em Economia pela University of South Carolina. É professor titular da Universidade Estadual de Maringá. Endereço eletrônico: jdias@uem.br.

** Mestrando do Programa de Pós-Graduação da Universidade Estadual de Maringá.

*** Mestranda do Programa de Pós-Graduação da Universidade Estadual de Maringá.

(2006) mostram que os níveis de bem-estar autorreportados estão sujeitos a efeitos de contexto, humor e negligência de duração. Mas os autores também argumentam que, apesar das limitações desse tipo de medida, os efeitos individuais provavelmente sejam aleatórios e se compensem em amostras suficientemente grandes, e que as avaliações retrospectivas são relevantes para algumas decisões subsequentes.

Segundo Corbi e Filho (2006), desde que pesquisas de opinião começaram a ser conduzidas na década de 60, teve início um grande debate quanto à melhor maneira de avaliar a felicidade. A felicidade não pode ser medida simplesmente de forma quantitativa, porém é possível correlacionar variáveis a partir de questionários e entrevistas aplicadas a amostras representativas de diversas sociedades, visando o entendimento de como se determina o bem-estar subjetivo dos indivíduos.

Abdel-Khalek (2006) examina a precisão das medidas de bem-estar que usam a felicidade autorreportada numa escala de 0 a 10. O autor compara esse tipo de medida com outras mais amplas, como o *Oxford Happiness Inventory* (Argyle; Martin; Lu, 1995; Hills, Argyle, 1998) e o *Satisfaction with Life Scale* (Diener; Emmons; Larsen; Griffin, 1985; Pavot; Diener, 1993), e encontra correlações positivas e altamente significantes entre os indicadores. Além disso, o autor encontrou elevada estabilidade temporal do indicador e uma correlação positiva e altamente significativa da medida de item único com otimismo, esperança, autoestima, afeto positivo, extroversão, saúde mental e física autorreportada, bem como correlação negativa e altamente significativa com ansiedade, pessimismo, afeto negativo e insônia. A conclusão é que a medição da felicidade por um item único de questionário é confiável e válida, e viável tanto em pesquisas comunitárias quanto em comparações entre países. Cummins (1995) e Cummins e Gullone (2000) também justificam o uso de uma questão única com escala de 10 pontos e definida pelos extremos.

O objetivo deste artigo é compreender como variáveis algumas socioeconômicas afetam o nível de bem-estar dos indivíduos, utilizando a felicidade declarada numa escala de 11 pontos (0-10) como uma aproximação do bem-estar individual. Os dados são provenientes da aplicação de questionários a 19.421 indivíduos da cidade de Maringá – PR, entre set. 2007 e dez. 2009. Apesar da forma intervalar dos dados de felicidade, nossa análise se restringe a buscar compreender como alguns fatores influenciam a decisão do indivíduo de declarar-se feliz (≥ 7) ou não (< 7). A próxima seção mostra alguns resultados empíricos sobre a relação do nível de felicidade reportada individual com outros fatores. Em seguida são apresentados os dados utilizados no artigo e a metodologia de regressão por *logit*, adequada para modelos de

regressão com variável dependente categórica e limitada. Os resultados, apresentados em seguida, mostram que várias das variáveis incluídas na regressão são relevantes na explicação da felicidade reportada; em especial, a satisfação financeira e a idade parecem exercer um papel importante.

2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O termo felicidade pode ser compreendido de diversas formas, mas o foco aqui é na apreciação individual da vida como um todo, de acordo com a concepção de Veenhoven (1997), que define a felicidade como “*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.*” (grifos nossos).

Os determinantes da felicidade são diversos, e sua inter-relação ainda não bem compreendida. Easterlin (1974) foi o primeiro a mostrar a relação entre renda e felicidade, sendo relevante a renda relativa do indivíduo em comparação com seus semelhantes ou um grupo de referência, não o nível absoluto de renda. A esse respeito, Campbell, Converse e Rodgers (1976) chegam a afirmar que a porcentagem de pessoas que se consideram felizes diminui à medida que a economia cresce.

Easterlin (1974), partindo da análise de dados provenientes do *General Social Survey* (GSS) dos Estados Unidos, encontrou uma correlação positiva e significativa entre as variáveis renda e bem-estar. O autor afirma que indivíduos que dispõem de uma renda superior são, em média, mais felizes que os outros. Quando o foco do estudo passa a ser o ciclo de vida, o resultado da análise muda, há uma contradição aparente na relação positiva entre felicidade e renda. O nível de bem-estar subjetivo tende a permanecer relativamente estável durante o ciclo de vida, enquanto a renda e as condições econômicas em geral tendem a melhorar ao longo do ciclo de vida.

Visando o entendimento de como se determina o bem-estar subjetivo dos indivíduos, Corbi e Filho (2006) avaliaram de forma empírica 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, a partir dos microdados retirados do *World Values Survey* para cinco países, enfatizando o caso brasileiro. Segundo os autores, as pessoas que dispõem de níveis de renda mais elevados, em geral, têm mais oportunidades de alcançar o que desejam, isto é, elas podem comprar mais bens materiais e serviços, o que em um primeiro momento os tornariam mais felizes. Entretanto, a renda adicional não aumenta a felicidade infinitamente. A renda tende a apresentar uma utilidade marginal decrescente em

relação ao bem-estar. Os níveis de felicidade também são afetados pelo desemprego. Corbi e Filho (2006) encontraram uma correlação negativa entre desemprego e felicidade, e que há aumento da felicidade individual pelo fato do indivíduo ter um emprego. Em geral, os autores concluem que, no Brasil, são mais felizes as pessoas que estão empregadas e também aquelas que dispõem de rendas mais altas.

A partir da análise de Kreiner e Gundelach (2004), é possível afirmar que felicidade e satisfação estão altamente relacionadas, mas não são idênticas e estas variáveis estão relacionadas com o país de residência. Drummond (2000 *apud* KREINER; GUNDELACH, 2004) define felicidade como mais emocional e satisfação de vida como mais concreta e agrega mais elementos específicos. Uma pessoa pode ser feliz, porém pode não estar completamente satisfeita com algum componente de sua vida. O autor relata que as principais influências sobre o nível de felicidade são o país de residência e o relacionamento conjugal estável. Já sobre nível de satisfação, é a liberdade, ou seja, estar no controle sobre os rumos de sua vida, e o país de residência.

A importância do relacionamento e da família é vista no estudo de Drummond (2000), para o qual o relacionamento com amigos não compensa um relacionamento conjugal quanto à percepção de felicidade do indivíduo. Acerca desta afirmação, Kreiner e Gundelach (2004) argumenta que pessoas com um relacionamento estável são mais felizes que pessoas solteiras e que casamento e relações sociais aumentam os níveis de felicidade, que variam com o país, visto que alguns países possuem melhores ambientes para interação social.

De acordo com Zidanseki (2006), Veenhoven (1995) e outros autores atestaram que a felicidade está relacionada também com a qualidade de vida. Além disso, Diener e Oishi (2000) teriam constatado que as pessoas felizes valorizam mais o amor que o dinheiro.

3 METODOLOGIA

Métodos de estimação especiais são exigidos em modelos de variável dependente discreta e limitada, principalmente porque os modelos do modelo de regressão linear estimado por mínimos quadrados ordinários ou mínimos quadrados generalizados não permite restringir os valores da variável dependente a determinados valores, como probabilidades, por exemplo, que só podem variar no intervalo (0,1). Em geral, os modelos com variável dependente binária são chamados de modelos de escolha binária, e seus principais representantes são o modelo *logit* e o modelo *probit*.

Uma abordagem comum na literatura econômica para lidar com modelos de variável dependente binária é a da variável latente. Conforme Baum (2006), suponha o seguinte modelo comportamental probabilístico:

$$y_i^* = x_i \beta_i + u_i$$

onde y_i^* é uma magnitude não observável que pode ser entendida como o benefício líquido obtido pelo indivíduo i em decorrência de determinada decisão e, dessa forma, como a probabilidade *ex post* do indivíduo de tomar essa decisão; x_i é um vetor de variáveis que acredita-se influenciarem a probabilidade do indivíduo decidir-se por uma resposta ou outra; β_i é um vetor de coeficientes que estabelece uma relação linear entre a variável de resposta e as variáveis explicativas; e u_i é um termo de distúrbio estocástico. Mesmo que não possamos observar a variável latente y_i^* , é possível observar a decisão ou o comportamento do indivíduo que seguiu uma regra de decisão do tipo

$$y_i = 0 \text{ se } y_i^* < c$$

$$y_i = 1 \text{ se } y_i^* \geq c$$

Relacionando a nossa questão do indivíduo se declarar feliz ou não, observamos se o indivíduo considera-se feliz ($y = 1$) ou não ($y = 0$), e podemos pensar em encontrar o ponto c a partir do qual o benefício líquido do indivíduo é tão elevado que se considera feliz. A probabilidade de um indivíduo ser feliz, dadas as suas características, é uma função da distribuição acumulada da variável latente:

$$\Pr(y = 1|x) = \Psi(y_i^*) .$$

De modo mais geral, a probabilidade individual de observar y condicionado a x é

$$\Pr(y|x) = \{\Psi(x_i \beta)\}^{y_i} \{1 - \Psi(x_i \beta)\}^{1-y_i}, y_i = 0, 1 ,$$

a qual pode ser transformada em probabilidade logarítmica,

$$\ell_i(\beta) = y_i \log\{\Psi(x_i \beta)\} + (1 - y_i) \log\{1 - \Psi(x_i \beta)\} .$$

A probabilidade logarítmica da amostra é $L(\beta) = \sum_{i=1}^N \ell(\beta)$, a qual pode ser maximizada com respeito aos k elementos de β por meio do método da máxima verossimilhança¹. Para o modelo *probit*, $\Psi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição normal. Já para o modelo *logit*, $\Psi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição logarítmica:

$$\Pr(y = 1|x) = \frac{\exp(x\beta)}{1 + \exp(x\beta)} .$$

¹ Para mais detalhes sobre o método da máxima verossimilhança, consultar Greene (2007), por exemplo.

Diferentemente do caso da regressão linear, no modelo da variável latente não é possível estimar a variância do termo de erro, o que nos leva à necessidade de assumi-la conhecida e igual a determinado valor. Por convenção, o desvio padrão do erro é igual a um no modelo *probit* e igual a $\pi/\sqrt{3}$ no modelo *logit*. Ambos os modelos produzem resultados similares no caso da distribuição dos valores amostrais de y_i não ser demasiadamente extrema. No entanto, a distribuição logarítmica possui caudas um pouco mais grossas do que a distribuição normal. Se a proporção de valores $y_i = 1$ (ou a proporção $y_i = 0$) for muito pequena, então os resultados serão sensíveis à escolha da função de distribuição acumulada, mas nenhum dos dois modelos descritos será realmente adequado nesse caso (BAUM, 2006).

Um aspecto importante do modelo de escolha binária é a relação não linear entre as variáveis explanatórias e a probabilidade de y_i ser igual a um, apesar do efeito linear de x_j sobre y_i^* . Isso ocorre por causa da transformação da variável latente para a probabilidade de que $y_i = 1$ por meio da função $\Psi(y_i^*)$. Dessa forma, o efeito marginal de x_j sobre a probabilidade de que $y_i = 1$ é

$$\frac{\partial \Pr(y = 1|x)}{\partial x_j} = \frac{\partial \Pr(y = 1|x)}{\partial x\beta} \times \frac{\partial x\beta}{\partial x_j} = \Psi'(x\beta) \times \beta_j = \psi(x\beta) \times \beta_j,$$

e, portanto, varia continuamente com cada x_j . A consequência prática disso é que precisamos avaliar o efeito marginal em algum ponto específico. Uma opção usual é calculá-lo para um indivíduo médio, isto é, para os valores médios de \mathbf{x} . Também é possível calculá-lo para valores representativos de \mathbf{x} como, por exemplo, mulheres solteiras e sem filhos. Outra opção interessante é calcular o efeito marginal médio, isto é, a média de todos os efeitos marginais individuais. Por fim, é possível analisar toda a distribuição dos efeitos marginais calculados para cada indivíduo.

4 DADOS

Os dados são provenientes de uma pesquisa de campo, a qual consiste na aplicação mensal de um questionário a cerca de 540 moradores da cidade de Maringá - PR. A maior parte das questões é repetida a cada mês, e o restante é alterado de acordo com demandas e períodos específicos. O questionário abrange aspectos pessoais (idade, gênero, estado civil e escolaridade), aspectos econômicos (ocupação, setor de atuação, renda, satisfação financeira), expectativas (sobre a renda familiar, o nível de emprego, o gasto familiar e a economia brasileira), a autoavaliação do nível de felicidade, e outros (situação do imóvel, se alugado,

próprio etc., gastos mensais familiares com diversos itens, contas em atraso, restrições de crédito, segurança - efetiva e percebida). Especificamente, o banco de dados é um pseudopainel desbalanceado de periodicidade mensal, abrangendo dados de set. 2007 a dez. 2009, num total de 19.421 observações. Ainda que se tenha a característica de pseudopainel, os dados foram apenas agregados verticalmente para os fins deste artigo, constituindo o que se tem denominado de dados transversais repetidos ou *repeated cross-section*. Os dados são desbalanceados porque o número de indivíduos entrevistados variou ligeiramente de um mês para outro, e porque algumas questões foram aplicadas apenas num subperíodo da amostra. Esse último ponto é devido à realização de pequenos ajustes à formulação de algumas das questões.

A tabela a seguir resume as principais características da amostra, depois de realizadas algumas transformações nas variáveis que podem ser verificadas entrando em contato com o autor. Para facilitar a comparação entre especificações diferentes do modelo, e porque o teste de máxima verossimilhança o requer, foram excluídas as observações que não tinham valores para todas as variáveis listadas na tabela. Além disso, também foram excluídos os indivíduos que informaram possuir renda familiar mensal acima de R\$ 20 mil. Dessa forma, sobraram 9.994 observações “completas”, com as quais foi efetuada a análise. Com exceção da variável renda familiar mensal, que varia de um mínimo de R\$ 100 e cujo máximo foi restrito a R\$ 20 mil, todas as variáveis são binárias. No caso das variáveis binárias, a média que consta na tabela representa a proporção de respostas positivas, isto é, a proporção de valores 1 do total de observações.

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

Variável	Descrição	Média	Mínimo	Máximo
feliz	Nível de felicidade ≥ 7	.8667	0	1
rendacat	Faixa de renda familiar mensal (R\$)			
_Irendacat_1	Sem renda	.001601	0	1
_Irendacat_2	Até R\$ 1.395	.3509	0	1
_Irendacat_3	R\$ 1.395 – 2.790	.3944	0	1
_Irendacat_4	R\$ 2.790 – 4.650	.1536	0	1
_Irendacat_5	R\$ 4.650 – 9.300	.08175	0	1
_Irendacat_6	Acima de R\$ 9.300	.01771	0	1
rendaval	Renda familiar mensal (R\$)	2075	100	20000
escol	Nível de escolaridade			
_Iescol_1	Até primário completo	.3262	0	1
_Iescol_2	Secundário (in)completo	.4566	0	1
_Iescol_3	Pelo menos cursando superior	.2172	0	1
idade	Idade (anos)			
_Iidade_1	18-24 anos	.1172	0	1
_Iidade_2	25-30 anos	.1433	0	1
_Iidade_3	31-40 anos	.2178	0	1
_Iidade_4	41-50 anos	.2255	0	1
_Iidade_5	51-65 anos	.2216	0	1

Variável	Descrição	Média	Mínimo	Máximo
_idade_6	Acima de 65 anos	.07454	0	1
estcivil	Estado civil			
_Iestcivil_1	Casado	.6196	0	1
_Iestcivil_2	Solteiro	.2424	0	1
_Iestcivil_3	Divorciado ou separado	.07264	0	1
_Iestcivil_4	Viúvo	.05743	0	1
_Iestcivil_5	Outro	.007905	0	1
sexo	Gênero sexual			
_Isexo_1	Sexo masculino	.486	0	1
_Isexo_2	Sexo feminino	.514	0	1
violseg	Nos últimos 30/90 dias, a sua segurança ou de alguém da sua família foi violada?	.08665	0	1
seguro	Com relação à segurança de Maringá, você se sente seguro?	.03462	0	1
atr	A família possui alguma conta em atraso?	.1649	0	1
isf	Situação econômico-financeira			
_Iisf_0	Insatisfatória	.321	0	1
_Iisf_1	Satisfatória	.5508	0	1
_Iisf_2	Excelente / boa	.1282	0	1
ier	Nos próximos 3 meses, acredita que a renda de sua família vai...			
_Iier_0	Diminuir	.06714	0	1
_Iier_1	Continuar a mesma	.6055	0	1
_Iier_2	Aumentar	.3274	0	1
ice	Nos próximos 3 meses, acredita que o nível de emprego na sua empresa ou onde trabalha vai...			
_Iice_0	Diminuir	.06594	0	1
_Iice_1	Continuar o mesmo	.6394	0	1
_Iice_2	Aumentar	.2947	0	1
iec	Nos próximos 3 meses, acredita que o gasto com a família vai...			
_Iiec_0	Diminuir	.05203	0	1
_Iiec_1	Continuar o mesmo	.4683	0	1
_Iiec_2	Aumentar	.4797	0	1
ien	Nos próximos 3 meses, acredita que a economia brasileira vai...			
_Iien_0	Piorar	.2084	0	1
_Iien_1	Continuar a mesma coisa	.4329	0	1
_Iien_2	Melhorar	.3587	0	1
Nº de obs.		9994		

FONTE: Elaboração própria a partir de dados coletados na cidade de Maringá - PR.

A tabela nos permite observar que 86,67% da amostra se declararam felizes, ou melhor, classificaram seu nível de felicidade igual ou acima de 7, numa escala que vai de 0 (menos feliz) a 10 (mais feliz). Outras características da amostra são a preponderância de indivíduos com renda familiar de até R\$ 2.790 por mês (75%), com ensino secundário incompleto ou completo (45%), com mais de 30 anos (73%), casados (62%) e satisfeitos financeiramente (68%).

Com o objetivo de avaliar melhor qual o impacto de algumas variáveis de interesse sobre o nível de felicidade autodeclarado do indivíduo, utilizou-se um modelo *logit*, adequado para mensurar impactos de covariantes sobre alguma variável categórica. No nosso caso, a

variável dependente é uma variável binária que assume valor 1, caso o indivíduo tenha avaliado seu nível de felicidade igual ou superior a determinado nível (no caso, 7, como descrito anteriormente). A ideia é que o indivíduo avalie seu nível de felicidade numa escala contínua que esperamos aproximar através de uma variável discreta.

5 RESULTADOS

Partiu-se da estimação um modelo mais completo, a partir do qual seriam observadas as características mais marcantes e o qual serviria de base para construir um modelo mais parcimonioso que incluísse apenas os determinantes mais importantes. Vale mencionar que o objetivo aqui proposto é descobrir fatores que influenciam a decisão de uma pessoa se autodeclarar feliz ou não; como não se objetiva a previsão, o ajuste do modelo é de importância apenas secundária.

O primeiro modelo propõe que a felicidade individual seja determinada pela sua renda, seu nível de escolaridade, sua idade, seu estado civil, seu gênero sexual, sua segurança física e psicológica, sua satisfação financeira, e por suas expectativas quanto ao emprego, à renda, ao consumo e à economia brasileira, além de outros fatores não observados. Nesse primeiro modelo, foram incluídas todas as categorias de cada variável na regressão por meio do uso de variáveis binárias². Testes do tipo quiquadrado e Wald indicaram a significância estatística das variáveis *rendacat*, *escol*, *idade*, *estcivil*, *atr*, *isf*, *ier* e *ien*, ao nível de 5%, e das variáveis *sexo*, *violseg* e *iee*, ao nível de 10%. O único fator que não se mostrou estatisticamente significativo na explicação da felicidade foi a sensação de segurança (variável *seguro*). Quanto à aderência aos dados, é possível dizer que a estatística R² de McKelvey e Zavoina (1975) é de 0,153; essa estatística é, de acordo com Hagle e Mitchell (1992) e Windmeijer (1995), citados por Long (1997, p. 105), a estatística que no modelo *logit* mais se aproxima do R² da regressão contra a variável latente. Ainda assim, não deve ser interpretado como a proporção de variância da variável dependente explicada pelos regressores.

² Na verdade, foram incluídas $k_j - 1$ variáveis binárias para cada variável, onde k_j é o número de categorias da variável x_j , de modo a evitar a chamada “armadilha das variáveis binárias” (Greene, 2009).

TABELA 2 - REGRESSÃO LOGIT EXPLICANDO A FELICIDADE AUTO-DECLARADA;
RESULTADOS DO MODELO 1

Logistic Regression							Number of obs= 9994 Wald chi2= 594.72 Prob > chi2= 0.0000 Pseudo R2= 0.0835	
Log pseudolikelihood= - 3595.8349								
Feliz	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval.]			
_Irendacat_2	1,13198	0,7394164	0,19	0,849	,3146505	4,072386		
_Irendacat_3	1,496406	0,9800813	0,62	0,538	,4145236	5,401939		
_Irendacat_4	1,548613	1,022585	0,66	0,508	0,4244971	5,649512		
_Irendacat_5	2,720866	1,839839	1,48	0,139	,722983	10,23968		
_Irendacat_6	1,902139	1,395234	0,88	0,381	,4517304	8,009498		
_Iescol_2	1,076599	0,0799656	0,99	0,32	,9307441	1,245312		
_Iescol_3	1,368498	0,1504132	2,85	0,004	1,103284	1,697464		
_Iidade_2	0,8101444	0,1116359	-1,53	0,127	0,6183993	1,061343		
_Iidade_3	0,6569522	0,852879	-3,24	0,001	0,5093633	0,8473052		
_Iidade_4	0,506451	0,0663896	-5,19	0	0,3917015	0,6548166		
_Iidade_5	0,4639937	0,0629465	-5,66	0	0,3556608	0,6053245		
_Iidade_6	0,563273	0,0953617	-3,39	0,001	0,4042139	0,7849224		
_Iestcivil_2	0,6379103	0,0509036	-5,63	0	0,5455517	0,7459045		
_Iestcivil_3	0,6582227	0,0712388	-3,86	0	0,5324125	0,8137623		
_Iestcivil_4	0,8967812	0,1165129	-0,84	0,402	0,6951771	1,156851		
_Iestcivil_5	4,172039	2,513855	2,37	0,018	1,280732	13,5906		
_Isexo_2	1,113672	0,0709144	1,69	0,091	0,9830056	1,261707		
violseg	0,8215827	0,0842979	-1,92	0,055	0,6719151	1,004588		
seguro	0,9939078	0,1823406	-0,03	0,973	0,6937231	1,423987		
atr	0,7584213	0,0589489	-3,56	0	0,6512536	0,883224		
_Iisf_1	2,712831	0,181428	14,92	0	2,379558	3,092781		
_Iisf_2	3,425841	0,4247679	9,93	0	2,68675	4,368246		
_Iier_1	1,192504	0,1368039	1,53	0,125	0,9523796	1,493171		
_Iier_2	1,358886	0,1690404	2,47	0,014	1,06487	1,734081		
_Iiee_1	1,225352	0,1459994	1,71	0,088	0,9701551	1,547678		
_Iiee_2	1,329729	0,1727296	2,19	0,028	1,030846	1,715272		
_Iien_1	1,093254	0,0847038	1,15	0,25	0,9392279	1,272538		
_Iien_2	1,363075	0,1144806	3,69	0	1,156191	1,606977		

FONTE: Elaboração própria a partir de dados coletados na cidade de Maringá - PR.

NOTA: Erros padrão robustos contra heterocedasticidade. As variáveis representadas por *_I<var>_#* na tabela, onde *<var>* é o nome da variável e *#* o número da categoria, são consideradas categorias e não variáveis. A sua significância estatística foi determinada em conjunto, e não isoladamente.

O segundo passo consistiu em buscar isolar os fatores mais relevantes por trás do resultado encontrado, sem perder muita aderência aos dados amostrais. O modelo que atendeu a esses critérios relativamente bem foi o modelo 2, cujos resultados estão reproduzidos na Tabela 3. Em comparação com o primeiro modelo, a variável faixa de renda foi substituída pela variável valor da renda, da variável *estcivil* permaneceram apenas duas categorias, *casado* (1 se casado; 0 caso contrário) e *solteiro* (1 se solteiro; 0 caso contrário), e as variáveis *ier* e *ien* foram substituídas pelas suas categorias mais elevadas apenas, isto é,

ieralto (1 se há expectativa de que a renda aumente; 0 caso contrário) e *ienalto* (1 se há expectativa de que a economia brasileira melhore; 0 caso contrário). O ajuste do segundo modelo aos dados permanece praticamente o mesmo, sendo a estatística R^2 de McKelvey e Zavoina de 0,146, e todas as variáveis³ foram significantes ao nível de 5%, pelo teste quiquadrado ou pelo teste do tipo Wald, com exceção da variável *sexo*, significante apenas ao nível de 10,2%.

TABELA 3 - REGRESSÃO LOGIT EXPLICANDO A FELICIDADE AUTODECLARADA; RESULTADOS DO MODELO 2

Logistic Regression							Number of obs= 9994 LR chi2(17)= 614.08 Prob > chi2= 0.0000 Pseudo R2= 0.0783	
Log likelihood= -3616.3478								
Feliz	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval.]			
rendaval	1,000127	0,0000324	3,93	0	1,000064	1,000191		
_Iescol_2	1,076637	0,0791914	1	0,315	0,9320943	1,243595		
_Iescol_3	1,350461	0,1498357	2,71	0,007	1,086525	1,67851		
_Iidade_2	0,8029171	0,1104334	-1,6	0,111	0,6131917	1,051345		
_Iidade_3	0,6430299	0,0833761	-3,41	0,001	0,4987274	0,829085		
_Iidade_4	0,4899829	0,0639217	-5,47	0	0,3794336	0,6327412		
_Iidade_5	0,4418745	0,0595276	-6,06	0	0,3393347	0,5753996		
_Iidade_6	0,5401689	0,0901871	-3,69	0	0,3894146	0,7492847		
casado	1,26692	0,1113383	2,69	0,007	1,06646	1,505059		
solteiro	0,8029685	0,085158	-2,07	0,039	0,6522668	0,9884889		
_Isexo_2	1,108822	0,0700515	1,64	0,102	0,9796835	1,254983		
violseg	0,8022685	0,0812852	-2,17	0,03	0,6577739	0,9785045		
atr	0,7587356	0,0587473	-3,57	0,000	0,6519042	0,8830743		
_Iisf_1	2,8000040	0,1855958	15,53	0,000	2,458881	3,188451		
_Iisf_2	3,4844410	0,4267386	10,19	0,000	2,740859	4,429754		
ieralto	1,200175	0,0827515	2,65	0,008	1,048466	1,373834		
ienalto	1,3195440	0,0885752	4,13	0,000	1,156875	1,505086		

FONTE: Elaboração própria a partir de dados coletados na cidade de Maringá - PR.

NOTAS: Erros padrão robustos contra heterocedasticidade. As variáveis representadas por *_I<var>_#* na tabela, onde *<var>* é o nome da variável e *#* o número da categoria, são consideradas categorias e não variáveis. A sua significância estatística foi determinada em conjunto, e não isoladamente.

A Tabela 3 mostra as razões de chances (*odds ratios*) para as variáveis binárias, bem como seu desvio padrão, sua significância e o intervalo de confiança de 95%. Para a variável *sexo*, por exemplo, a interpretação é a seguinte: A probabilidade condicional de um indivíduo do sexo feminino ser feliz é superior à probabilidade de um indivíduo do sexo masculino o ser, pois a razão de chances é superior a um. No caso da variável *rendaval*, a interpretação é um pouco mais difícil por causa da escala contínua do regressor. Entretanto, é importante

³ As variáveis representadas por *_I<var>_#* na tabela, onde *<var>* é o nome da variável e *#* o número da categoria, são consideradas categorias e não variáveis. A sua significância estatística foi determinada em conjunto, e não isoladamente.

estar atento ao intervalo de confiança, o qual, no presente exemplo, nos diz que é possível que a chance da mulher ser feliz pode não ser maior que a mesma chance para o homem. Além do que foi exposto, os principais resultados da regressão são: (i) pessoas com maior nível de escolaridade, que estejam pelo menos cursando o ensino superior, possuem uma probabilidade maior de serem felizes do que pessoas com menor escolaridade; (ii) a idade exerce uma influência negativa sobre a probabilidade do indivíduo ser feliz, e essa influência atinge seu ponto máximo entre 51 e 65 anos de idade; (iii) pessoas casadas tendem a ser mais felizes e pessoas solteiras menos felizes do que as demais; (iv) o fato de uma pessoa, ou alguém de sua família, ter sido vítima de violência, roubo, assalto, furto, estelionato, acidente de trânsito, ou outra violação de segurança, afeta negativamente a probabilidade de declarar-se feliz; (v) pessoas com contas em atraso tendem a ser menos felizes do que pessoas sem contas em atraso; (vi) a satisfação com a situação econômico-financeira eleva substancialmente a probabilidade do indivíduo declarar-se feliz; (vii) expectativas positivas em relação à renda familiar futura e em relação à economia nacional estão associadas a maior probabilidade de ser feliz.

TABELA 4 - REGRESSÃO LOGIT EXPLICANDO A FELICIDADE AUTODECLARADA; $\Pr(y = 1|x)$

Variável	Prob.	[Intervalo Conf. 95%]	
Renda familiar	-	-	-
Escolaridade*			
Secundário (in)completo	79.1%	70.3%	85.8%
Superior cursando ou +	82.6%	73.4%	89.1%
Idade*			
25-30	73.8%	60.8%	83.7%
31-40	69.3%	55.8%	80.1%
41-50	63.2%	49.0%	75.5%
51-65	60.8%	46.2%	73.7%
>65	65.5%	49.7%	78.5%
Estado civil*			
Casado	81.6%	73.0%	88.0%
Solteiro	73.8%	62.3%	82.8%
Gênero Feminino*	79.6%	71.3%	85.9%
Segurança violada*	73.8%	62.5%	82.7%
Contas em atraso*	72.7%	62.3%	81.1%
Situação econ.-financeira*			
Satisfatória	90.8%	86.2%	93.9%
Excelente	92.4%	87.4%	95.6%
Exp. de aumento da renda*	80.8%	72.7%	87.0%
Exp. de melhora da economia*	82.3%	74.6%	88.0%
Constante	77.8%	71.7%	83.0%

FONTE: Elaboração própria a partir de dados coletados na cidade de Maringá - PR.

NOTA: (-) Não se aplica.

Uma forma de analisar os resultados é através das probabilidades condicionais para os vários grupos de indivíduos distinguidos por meio das variáveis binárias. Essas probabilidades são calculadas a partir dos coeficientes da estimação *logit*, conforme fórmula exibida anteriormente. A Tabela 4 mostra essas probabilidades. A constante mostra a probabilidade de um indivíduo declarar-se feliz condicionada aos regressores, isto é, $\Pr(y = 1|x = 0) = 77,8\%$. A probabilidade sobe para 82,6% no caso de pessoas que estejam pelo menos cursando o ensino superior. Quando a pessoa sofre uma violação de segurança, a probabilidade cai para 73,8%, e quando ela possui contas em atraso, a probabilidade é de 72,7%. Essas probabilidades oferecem uma visão ampla das magnitudes de probabilidades envolvidas, mas aplicam-se de fato apenas ao indivíduo de referência, o qual no nosso caso não é muito representativo. A análise das razões de chances é útil para verificar a direção da influência de determinados regressores sobre as variáveis. A magnitude do impacto, por sua vez, pode ser mais bem avaliada analisando-se os efeitos marginais.

TABELA 5 - REGRESSÃO *LOGIT* EXPLICANDO A FELICIDADE AUTODECLARADA; EFEITOS MARGINAIS

Variável	Efeitos Marginais Médios	
	$\hat{\partial}y/\hat{\partial}x$ (p.p.)	σ (p.p.)
Renda familiar ¹	1.37	0.35
Escolaridade*		
Secund. (in)completo	0.82	0.80
Superior cursando ou +	3.12	1.04
Idade*		
25-30	-1.78	1.20
31-40	-3.88	1.32
41-50	-6.92	1.57
51-65	-8.22	1.73
>65	-5.77	1.90
Estado civil*		
Casado	2.60	0.89
Solteiro	-2.46	1.27
Gênero Feminino*	1.12	0.66
Segurança violada*	-2.52	1.24
Contas em atraso*	-3.15	0.96
Situação econ.-financeira*		
Satisfatória	12.47	0.54
Excelente	14.12	0.83
Exp. de aumento da renda*	1.93	0.68
Exp. de melhora da economia*	2.91	0.64

FONTE: Elaboração própria a partir de dados coletados na cidade de Maringá-PR.

NOTA: (*) dy/dx é para uma mudança discreta da variável binária de 0 para 1. (1) Efeitos marginais para variações de R\$ 1.000.

A Tabela 5 apresenta os efeitos marginais médios. A coluna σ_x indica os respectivos erros padrão dos efeitos marginais. Observa-se que os efeitos marginais sobre o indivíduo médio e os efeitos marginais médios apresentam valores semelhantes. A influência mais significativa sobre a probabilidade de um indivíduo ser feliz é exercida pela satisfação econômico-financeira; tomando-se os demais fatores como dados, um indivíduo altamente satisfeito com sua situação econômico-financeira possui uma probabilidade de ser feliz em torno de 13-15 pontos percentuais (p.p.) acima do indivíduo que não está satisfeito. O mesmo não se observa para o valor da renda, pois um aumento de mil reais na renda eleva a probabilidade de ser feliz em apenas cerca de 1.3 p.p. Um pouco mais forte é o impacto da expectativa de aumento da renda familiar por parte do indivíduo, o qual tende a elevar a probabilidade em 1,0-2,5 p.p., em comparação com o indivíduo que possui expectativa da renda familiar diminuir, e dados os demais fatores. A idade também exerce um papel importante sobre a probabilidade de o indivíduo declarar-se feliz: Em relação a uma pessoa de 18-24 anos de idade, uma pessoa da faixa de idade entre 51-65 anos possui uma probabilidade de 6 a 10 p.p. inferior. Pessoas casadas tendem a ser 1,5-3,5 p.p. mais felizes do que pessoas separadas, viúvas ou divorciadas, e pessoas solteiras tendem a ser de 1,0 a 3,5 p.p. menos felizes.

6 CONCLUSÃO

A partir do reconhecimento de que o nível de bem-estar subjetivo dos indivíduos pode ser mensurado de forma válida por meio da aplicação de questionários e com perguntas diretas acerca do nível de felicidade atual do indivíduo, utilizaram-se dados individuais da cidade de Maringá – PR, obtidos por meio da aplicação de questionário e com uma questão única para avaliação da felicidade numa escala de 0 (menor) a 10 (maior), para descobrir se variáveis socioeconômicas influenciam a probabilidade do indivíduo declarar-se feliz ou não, e, no caso afirmativo, qual a magnitude desse efeito. Encontrou-se que a variável renda, tradicionalmente relacionada à felicidade, influencia positivamente a probabilidade de o indivíduo declarar-se feliz, porém é menos relevante do que outras variáveis como idade, escolaridade, estado civil, segurança e contas atrasadas. Em especial, os resultados indicam que não é a renda em si um determinante importante da felicidade, mas antes o quanto o indivíduo está satisfeito com a sua renda, o que, por sua vez, depende de sua renda relativa,

entre outros fatores. No mesmo sentido aponta o resultado de que indivíduos com contas atrasadas são menos felizes, independentemente de sua renda.

Outro resultado interessante foi a importância das expectativas dos indivíduos acerca do emprego, da renda e da economia nacional. Isso indica que pessoas com boas expectativas quanto ao futuro tendem a ser mais felizes, ainda que a causação possa ser reversa ou recíproca. O aspecto mais notável é a significância da expectativa em relação à economia nacional, já que essa está apenas marginal e indiretamente relacionada à vida cotidiana da maioria dos indivíduos. O consumo, por sua vez, parece não tornar as pessoas mais felizes. Esses resultados mostram claramente a natureza subjetiva da felicidade.

Também obtivemos resultados que indicam a importância da vida afetiva sobre a felicidade, com pessoas casadas sendo significativamente mais felizes e pessoas solteiras menos felizes do que as demais. Apesar disso, a felicidade apresentou uma correlação negativa com a idade do indivíduo, sendo os indivíduos mais jovens (18-24 anos) mais felizes e os adultos com 51-65 anos de idade menos felizes. É nessa última faixa etária que parece atingir-se o nível mínimo de felicidade, voltando a subir a probabilidade após essa idade. As mulheres parecem ser ligeiramente mais felizes do que os homens, dadas as demais características, mas esse resultado foi menos convincente do ponto de vista estatístico.

Por fim, a segurança do indivíduo é um determinante importante da felicidade percebida do indivíduo. Pessoas que tiveram a sua segurança violada em período recente, ou de alguém de sua família, apresentam níveis de felicidade menores do que as demais. E o interessante é que nesse caso não é a sensação ou o sentimento de segurança que importam, mas se houve violação efetiva da segurança. Por outro lado, como colocado por Kahneman e Krueger (2006), a percepção retrospectiva da felicidade parece estar pouco relacionada à intensidade dos acontecimentos ou com a sua duração, pois a felicidade não parece ser afetada pelo tipo de violação de segurança.

REFERÊNCIAS

- ABDEL-KHALEK, A. M. Measuring Happiness with a Single-Item Scale. **Social Behavior and Personality**, v. 34, n. 2, p. 139-149, jan. 2006.
- ARGYLE, M.; MARTIN, M.; LU, L. Testing for stress and happiness: The role of social and cognitive factors. In: SPIELBERGER, C. D.; SARASON, I. G. (Eds.). **Stress and Emotion**. Washington DC: Taylor & Francis, 1995, p. 173-187.
- BAUM, C. F. **An Introduction to Modern Econometrics Using Stata**. College Station, Texas: Stata Press, 2006.

CAMPBELL, A.; CONVERSE, P. E.; RODGERS, W. L. **The Quality of American Life**. New York: Sage Foundation, 1976.

CORBI, R. B.; MENEZES-FILHO, N. A. Os Determinantes Empíricos da Felicidade no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 26, n. 4, out./dez. 2006.

CUMMINS, R. A. On the trail of the gold standard for subjective well-being. **Social Indicators Research**, v. 35, p. 179-200, 1995.

INTERNATIONAL CONFERENCE ON QUALITY OF LIFE IN CITIES, 2, 2000, Singapore. **Why we should not use 5-point Likert scales: The case for subjective quality of life measurements**. Singapore: National University of Singapore, 2000.

DIENER, E.; EMMONS, R. A.; LARSEN, R. J.; GRIFFIN, S. The Satisfaction with Life Scale. **Journal of Personality Assessment**, v. 49, p. 71-75, 1985.

DIENER, E.; OISHI, S. Money and happiness: income and subjective well-being across nations. In: DIENER, E.; SUH, E. M. (Eds.). **Culture and subjective well-being**. Cambridge, MA: MIT Press, 2000. p. 185–218.

DRUMMOND, N. Quality of life with asthma: The existential and the aesthetic. **Sociology of Health and Illness**, v. 22, n. 2, p. 235-253, 2000.

EASTERLIN, R. A. Does Economic Growth Improve the Human Lot? In: DAVID, P. A.; REDER, M. W. (Eds.). **Nations and Households in Economic Growth**. New York: Academic Press, 1974.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2007.

HAGLE, T. M.; MITCHELL, G. E. Goodness-of-fit Measures for Probit and Logit. **American Journal of Political Science**, v. 36, p. 762–784, 1992.

HILLS, P.; ARGYLE, M. Positive moods derived from leisure and their relation to happiness and personality. **Personality and Individual Differences**, v. 25, p. 523-535, 1998.

KAHNEMAN, D.; KRUEGER, A. B. Developments in the Measurement of Subjective Well-Being. **Journal of Economic Perspectives**, v. 20, n. 1, p. 3-24, 2006.

KREINER, S. GUNDELACH, P. Happiness and Life Satisfaction in Advanced European Countries. **Cross-Cultural Research**, v. 38, n. 4, p. 359-386, nov. 2004.

LONG, J. S. **Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables**. Thousand Oaks: Sage, 1997.

PAVOT, W.; DIENER, E. Review of the Satisfaction with Life Scale. **Psychological Assessment**, v. 5, p. 164-172, 1993.

VEENHOVEN, R. Advances in Understanding Happiness. **Revue Québécoise de Psychologie**, v. 18, p. 29-79, 1997.

VEENHOVEN, R. World database of happiness. **Social Indicators Research**, v. 34, n. 3, p. 299–313, mar. 1995.

WINDMEIJER, F. A. G. Goodness-of-fit measures in Binary Choice Models. **Econometric Reviews**, v. 14, p. 101–116, 1995.

ZIDANSÊK, A. Sustainable development and happiness in nations. **Energy**, v. 32, n. 6, p. 891-897, jun. 2007.

