

Luis Antonio Fantozzi Alvarez

Consumo e Expectativas de Inflação no Brasil

São Paulo

2016

Luis Antonio Fantozzi Alvarez

Consumo e Expectativas de Inflação no Brasil

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da FEA-USP como pré-requisito à obtenção de diploma de bacharel em Economia.

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Departamento de Economia

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Fabiana Rocha

São Paulo
2016

Agradecimentos

Agradeço à Fundação Getúlio Vargas pela disponibilização dos dados utilizados neste trabalho. Em particular, agradeço a Viviane Bittencourt pela presteza no envio dos dados e na resposta a minhas dúvidas referentes à base.

Agradeço também a minha orientadora, Professora Fabiana Rocha, pelo suporte na elaboração deste trabalho e, sobretudo, por ter despertado em mim o interesse pelos estudos de cunho econométrico.

Aos meus colegas de graduação, Gabriel, Lucas, Matias, Rodrigo, Thais, Victor e Vinicius, agradeço-lhes pelas discussões que, direta ou indiretamente, me auxiliaram neste trabalho e pelo fato de, antes que colegas, terem sido meus amigos durante estes quatro anos de graduação.

Por fim, agradeço a minha mãe, Ana, e a meu pai, Vicente, sem cujo apoio, dedicação e confiança minha formação não teria sido possível.

Resumo

O papel estabilizador das expectativas de inflação sobre o nível de atividade é enfatizado em modelos recentes de inspiração novo-keynesiana. Ao reduzir o juro real *ex-ante*, um aumento da inflação esperada estimularia a demanda agregada – ênfase é feita, com frequência, ao efeito positivo sobre o consumo via substituição intertemporal. O presente trabalho objetiva coletar evidência econométrica acerca da relação entre expectativas de inflação e consumo no Brasil. Utilizando microdados da Sondagem do Consumidor da Fundação Getúlio Vargas, pretende-se avaliar como a atitude dos entrevistados em relação ao seu consumo (sua propensão a consumir) varia conforme a inflação que esperam no horizonte de um ano. A metodologia utilizada consiste na estimação de modelos *probit* ordenados. Os resultados indicam que a expectativa de inflação exerce um efeito negativo sobre a propensão ao consumo de duráveis, e um efeito insignificante sobre a propensão a poupar. Essas conclusões são robustas a diferentes especificações e sugerem que o papel estabilizador das expectativas de inflação, pelo menos no que toca ao canal do consumo tal qual avaliado pela percepção dos consumidores, deve ser tomado com cautela.

Palavras-chave: expectativa de inflação; consumo de bens duráveis; sondagem do consumidor.

Classificação JEL: D12, D84, E31.

Abstract

Inflation expectations play a stabilizing role in many recent New-Keynesian models. By reducing real expected interest rates, a rise in inflation expectations, all else equal, may expand product through its positive effects on current consumption. This paper aims to collect econometric evidence on the relationship between inflation expectations and consumption prospects in Brazil. Using underlying microdata from the Fundação Getúlio Vargas Consumer Survey, we estimate ordered probits to assess whether consumer readiness to spend reacts positively to expected inflation. Overall, we find a negative and significant effect of inflation expectations on the readiness to spend on durables, and a statistically insignificant effect on the readiness to save. These results are robust across specifications and suggest the stabilizing role of inflation expectations, inasmuch as it works through the consumption channel, should be analyzed cautiously.

Keywords: inflation expectations; durable goods spending; consumer survey data.

JEL classification: D12, D84, E31.

Lista de ilustrações

| | |
|---|----|
| Figura 1 – Inflação esperada e IPCA corrente | 17 |
| Figura 2 – Correlações cruzadas entre expectativas dos consumidores e (a) defasagens do IPCA realizado; (b) defasagens da projeção média de especialistas. | 18 |
| Figura 3 – Diagramas de dispersão dos índices de difusão contra a expectativa de inflação dos consumidores | 20 |
| Figura 4 – Propensão a consumir duráveis: coeficiente associado à expectativa de inflação e efeito marginal médio sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ao longo do tempo | 34 |
| Figura 5 – Propensão a poupar: coeficiente associado à expectativa de inflação e efeito marginal médio sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ao longo do tempo | 35 |
| Figura 6 – Resposta (e IC 95%) de $\log(\textit{producao.duraveis})$ a um choque ortogonal em $\textit{prop.duraveis}$ correspondente ao efeito de uma elevação de um ponto na expectativa média de inflação dos consumidores | 48 |

Lista de tabelas

| | |
|---|----|
| Tabela 1 – Estatísticas descritivas das expectativas e da inflação realizada | 18 |
| Tabela 2 – Estatísticas descritivas: primeiras entrevistas | 23 |
| Tabela 3 – <i>Probits</i> ordenados para a propensão a consumir duráveis | 26 |
| Tabela 4 – Propensão a consumir duráveis: efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação | 28 |
| Tabela 5 – <i>Probits</i> ordenados para a propensão a poupar | 30 |
| Tabela 6 – Propensão a poupar: efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação | 32 |
| Tabela 7 – Estatísticas descritivas: painel | 37 |
| Tabela 8 – Propensão a consumir duráveis: estimação em painel | 38 |
| Tabela 9 – Propensão a poupar: estimação em painel | 40 |
| Tabela 10 – <i>Logits</i> ordenados: coeficientes associados à expectativa de inflação em subamostras dos dados | 43 |
| Tabela 11 – Estimação para segundas entrevistas: expectativa da primeira entrevista como instrumento | 46 |

Sumário

| | | |
|-------|--|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 8 |
| 2 | REVISÃO DE LITERATURA | 11 |
| 3 | DADOS | 15 |
| 3.1 | Base de dados | 15 |
| 3.2 | Estatísticas descritivas | 16 |
| 4 | ANÁLISE ECONOMETRICA | 21 |
| 4.1 | Modelo Econométrico | 21 |
| 4.2 | Estimação Econométrica | 22 |
| 4.2.1 | Especificações para a propensão a consumir duráveis | 23 |
| 4.2.2 | Especificações para a propensão a poupar | 28 |
| 5 | ROBUSTEZ E EXTENSÕES | 33 |
| 5.1 | Estabilidade dos resultados ao longo do tempo | 33 |
| 5.2 | Especificações para dados em painel | 36 |
| 5.3 | Resultados para subamostras dos dados | 42 |
| 5.4 | Resultados para variável instrumental | 44 |
| 5.5 | Efeito agregado das estimativas obtidas | 47 |
| 6 | DISCUSSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS | 49 |
| | APÊNDICES | 52 |
| | APÊNDICE A – SONDAAGEM DO CONSUMIDOR: QUESTÕES UTILIZADAS | 53 |
| | APÊNDICE B – ESTIMADOR <i>BLOW-UP AND CLUSTER</i> PARA O MODELO <i>LOGIT</i> ORDENADO COM EFEITO FIXOS | 56 |
| | REFERÊNCIAS | 58 |

1 Introdução

Há, na literatura estrangeira recente, sugestões de que uma elevação das expectativas de inflação, ao reduzir o juro real *ex-ante*, pode vir a estimular o nível de atividade, atuando de forma estabilizadora sobre o produto (WOODFORD, 2011; CHRISTIANO; EICHENBAUM; REBELO, 2011)¹. Um canal comumente enfatizado é aquele da substituição intertemporal do consumo: dado o juro real menor, *ceteris paribus*, consome-se mais no presente. O tema tornou-se especialmente relevante nos cenários norte-americano e europeu recentes, caracterizados por taxas de juros próximas a zero. Nesse contexto, o apelo a medidas que visem a elevar as expectativas de inflação, de modo a estimular a demanda agregada, se faz presente. O efeito das expectativas de inflação sobre a atividade (e, em especial, sobre o consumo) não é, entretanto, totalmente livre de controvérsias. Na medida em que a inflação constitui um imposto sobre saldos monetários, pode-se esperar um efeito negativo sobre a atividade produtiva (ARUOBA; SCHORFHEIDE, 2011). Além disso, a depender do grau de rigidez nominal, a elevação das expectativas inflacionárias pode acarretar um efeito-riqueza adverso (BACHMANN; BERG; SIMS, 2015). Trata-se, dessa forma, de uma questão eminentemente empírica.

O presente estudo objetiva apresentar evidência econométrica acerca da relação entre expectativas de inflação e consumo no Brasil. Em especial, busca-se avaliar se uma elevação das expectativas de inflação tem um impacto positivo sobre a propensão a consumir bens – sobretudo bens duráveis –, em consonância com a literatura estrangeira recente. A propensão a consumir, ou *willingness to spend*, é uma variável que indica, qualitativamente, se um consumidor crê tratar-se de um bom momento para consumir. Trata-se, assim, da resposta a uma pergunta acerca de suas perspectivas de consumo. A predileção da literatura empírica estrangeira pelo efeito sobre bens duráveis centra-se na evidência de que parecem estes constituir a categoria mais sensível às taxas de juros².

Para avaliar a relação acima definida, são utilizados microdados da Sondagem do Consumidor, realizada mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). O questionário da pesquisa apresenta tanto perguntas de natureza qualitativa – percepção do indivíduo acerca de sua situação financeira e do estado geral da economia – como um questionamento quantitativo acerca da inflação esperada para os próximos doze meses. A amostra compreende o período entre setembro de 2005 e outubro de 2015. A metodologia proposta

¹ No que toca à política fiscal, por exemplo, afirmam Christiano, Eichenbaum e Rebelo (2011, p. 93-94; grifo nosso) que “[t]he intuition for why the multiplier can be large when the nominal interest rate is constant, say because the zero bound binds, is as follows. A rise in government spending leads to a rise in output, marginal cost, and expected inflation. With the nominal interest rate equal to zero, *the rise in expected inflation drives down the real interest rate, leading to a rise in private spending*. This rise in spending generates a further rise in output, marginal cost, and expected inflation and a further decline in the real interest rate. The net result is a large rise in inflation and output.”

² Esse tipo de evidência é encontrada, por exemplo, em Mankiw, 1985.

consiste na utilização de modelos *probit* ordenados.

Este trabalho se insere na literatura recente que visa a estimar, através de microdados, o efeito das expectativas de inflação sobre a propensão a consumir bens duráveis. Bachmann, Berg e Sims (2015) utilizam dados de pesquisa do consumidor da Universidade de Michigan para avaliar, através de *probits* ordenados, essa relação nos Estados Unidos; D’Acunto, Hoang e Weber (2016) aplicam metodologia similar à Europa; e Ichiue e Nishiguchi (2015) avaliam a relação entre inflação esperada e propensão a consumir em geral para o Japão. Os resultados encontrados por esses autores são discutidos no capítulo 2.

É interessante elencar, seguindo Bachmann, Berg e Sims (2015), as vantagens do uso de microdados na avaliação da relação entre consumo e expectativas de inflação. Primeiramente, o uso de dados desse tipo permite verificar a tomada de decisão no nível individual. Ademais, problemas de simultaneidade na determinação do consumo e das expectativas de inflação – que se fazem presentes em estimações com dados agregados – são mitigados pelo uso de microdados (é pouco razoável admitir que as decisões de consumo de um indivíduo influenciem a trajetória agregada do nível de preços)³. Finalmente, a existência de controles sociodemográficos nas bases de dados permite avaliar a presença de heterogeneidades na relação de interesse.

Em geral, os resultados encontrados neste estudo sugerem a existência de um efeito negativo das expectativas de inflação sobre o consumo de duráveis, e um efeito insignificante sobre a propensão a poupar (ou a consumir, uma vez que se controla pela renda). Os resultados são robustos a diferentes especificações e sugerem que uma elevação da expectativa de inflação implica, *ceteris paribus*, uma substituição intratemporal do consumo em direção a bens não duráveis – mas sem alteração significativa do consumo global corrente. Nesse sentido, há indícios de que, pelo menos no que toca ao canal do consumo tal qual avaliado pela percepção dos próprios consumidores, o papel estabilizador das expectativas deve ser tomado com cautela no caso brasileiro. Além disso, estimativas reportadas neste texto indicam que um choque de um ponto percentual na expectativa média de inflação dos consumidores acarreta uma queda entre -0.4% e -1.1% na produção mensal de bens duráveis, o que sugere a existência de efeitos setoriais potencialmente relevantes.

Este trabalho se relaciona a um pequeno grupo de estudos que utilizam os microdados da Sondagem do Consumidor da FGV. Campelo et al. (2014) usam essa base para verificar como os consumidores formam suas expectativas de inflação. Concluem que, no

³ Além disso, o uso das expectativas reportadas pelos consumidores evita a necessidade de hipóteses auxiliares acerca do processo de formação das mesmas, que são comuns em estudos sobre implicações da regra de Euler do consumo baseados em dados agregados. Nesses estudos, esse tipo de hipótese auxiliar é necessária à identificação de instrumentos para realizar a estimação – justamente pelo problema de simultaneidade a que se referiu. Uma consequência é que a rejeição de hipóteses, nessas análises, não pode ser separada da hipótese auxiliar acerca da formação das expectativas. Esses pontos se encontram em Crump et al. (2015). Para um estudo recente que avalia a optimalidade, dada pela regra de Euler, do consumo com base em dados agregados brasileiros, veja-se Gutierrez (2015).

nível individual, as expectativas parecem depender tanto da inflação corrente como das previsões de especialistas. Há, entretanto, grande heterogeneidade individual, no sentido de que a magnitude com que essas informações são incorporadas depende de aspectos sociodemográficos. A evidência seria consistente, assim, com hipóteses “epidemiológicas” de formação de expectativas, nas quais a informação é rígida e os consumidores se informam, sobretudo, através da mídia. Dutra (2015) usa os microdados para avaliar se as expectativas dos consumidores são consistentes com a regra de Taylor. Conclui que os consumidores parecem entender a relação entre inflação e juros, mas não entre juros e desemprego. Além disso, períodos em que o Banco Central desvia significativamente do princípio de Taylor parecem estar associados a queda de consistência nas expectativas dos consumidores.

O restante deste texto está organizado da seguinte maneira. No capítulo 2, apresenta-se um breve resumo do papel das expectativas de inflação em alguns modelos de corte novo-keynesiano recentes. Além disso, introduz-se a literatura empírica – na qual este trabalho se inspira – que visa a estimar a relação entre propensão ao consumo e expectativas de inflação através de microdados. No capítulo 3, é apresentada a base de dados utilizada e estatísticas descritivas. No capítulo 4, reportam-se os resultados das especificações *baseline* para a propensão a consumir duráveis e a poupar. O capítulo 5 apresenta testes de robustez adicionais e extensões das especificações iniciais. O capítulo 6 discute os principais resultados encontrados e conclui.

2 Revisão de Literatura

É na existência de um efeito positivo da redução do juro real sobre o consumo presente que se sustenta o efeito estabilizador das expectativas de inflação¹. Para fins expositivos, considere o seguinte problema de um consumidor representativo:

$$\begin{aligned} & \max_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty}; \{A_t\}_{t=1}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \\ \text{s.a.} \quad & P_t \cdot c_t + A_{t+1} \leq P_t \cdot y_t + A_t \cdot R_t \end{aligned} \quad (2.1)$$

onde omitimos, por simplicidade, a dimensão estocástica. O consumo em t é c_t ; P_t , o seu preço; A_t , o estoque nominal de ativos em t ; e $R_t = (1 + i_t)$, o retorno nominal bruto. Para qualquer t , o problema pode ser reescrito como:

$$V(A_t) = \max_{A_{t+1}} \left[U \left(y_t + A_t \frac{R_t}{P_t} - \frac{A_{t+1}}{P_t} \right) + \beta V(A_{t+1}) \right] \quad (2.2)$$

Valendo-se da condição de primeira ordem (2.3) e do teorema do envelope (2.4), chegamos à equação de Euler (2.5), que expressa a relação entre o consumo em t e $t+1$:

$$\frac{U'(c_t)}{P_t} = \beta V'(A_{t+1}) \quad (2.3)$$

$$V'(A_{t+1}) = U'(c_{t+1}) \frac{R_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (2.4)$$

$$\frac{U'(c_t)}{U'(c_{t+1})} = \beta \frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \quad (2.5)$$

com $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ a taxa de inflação. Suponha que os choques na taxa real de juros sejam suficientemente curtos, de modo que podemos tratar c_{t+1} como fixo em seu valor de estado estacionário². Então, uma elevação de Π_{t+1} reduz, via equação de Fisher, o juro real $\frac{R_{t+1}}{\Pi_{t+1}}$ e aumenta o consumo em t . Essa substituição intertemporal do consumo – aqui apresentada de forma bastante simplificada – está no cerne do efeito estabilizador das expectativas de inflação.

¹ No que toca ao efeito do juro real sobre o consumo, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) mostram que um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com graus moderados de rigidez nominal e fricções no setor real consegue replicar a resposta em forma de lombada (*hump-shaped*) do consumo – dada pela função impulso-resposta de modelos VAR estimados – a um choque expansionista da política monetária.

² Essa restrição simplificadora permite que se centre atenção sobre o impacto da substituição intertemporal. Em ponto análogo, sugere Mankiw (1985, p. 357) que “[n]ote that all temporary changes in the interest rates and prices affect future decisions only through their effect upon the state variable wealth. For a short-run elasticity, this effect is small enough to be ignored.”

Esse arcabouço pode ser alterado para incluir um bem de caráter explicitamente durável. Seguindo Mankiw (1985), redefinimos o problema do consumidor como:

$$\begin{aligned} & \max_{\{C_t\}_{t=0}^{\infty}; \{D_t\}_{t=1}^{\infty}; \{A_t\}_{t=1}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(C_t) + V(D_t)] \\ \text{s.a.} & P_t^C \cdot C_t + P_t^D \cdot [D_t - (1 - \theta) \cdot D_{t-1}] + A_{t+1} \leq Y_t + A_t \cdot R_t \end{aligned} \quad (2.6)$$

onde C_t agora é o consumo do bem não durável em t ; D_t é o consumo do bem durável, e θ é sua taxa de depreciação. Valendo-se das condições de primeira ordem e do envelope, chegam-se às seguintes equações de movimento:

$$\frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} = \beta R_{t+1} \frac{P_t^C}{P_{t+1}^C} \quad (2.7)$$

$$\frac{V'(D_t)}{U'(C_{t+1})} = \frac{\beta}{P_{t+1}^C} [R_{t+1} \cdot P_t^D - (1 - \theta) P_{t+1}^D] \quad (2.8)$$

A equação 2.7 é análoga à equação de Euler do consumo expressa em 2.5. Por outro lado, a relação expressa em 2.8 nos dá um efeito adicional: fixado C_{t+1} , uma elevação equiproporcional dos preços futuros P_{t+1}^C e P_{t+1}^D reduz o lado direito da equação, implicando um aumento do consumo do bem durável em t .

Dos canais explicitados acima decorrem implicações relevantes para a política econômica. Woodford (2011) analisa o multiplicador fiscal em modelos microfundamentados novo-keynesianos e conclui que, num contexto em que existe alguma forma de rigidez (preços, salários, informação), o multiplicador depende crucialmente da trajetória esperada do juro real. Se a autoridade monetária segue uma regra de Taylor, por exemplo, o multiplicador é menor que a unidade. Por outro lado, se a autoridade monetária é acomodatória – no sentido de que aceita alguma redução do juro real –, um aumento temporário de gastos, ao aumentar a inflação esperada, reduz o juro real e permite, via equação de Euler do agente representativo, um aumento do consumo corrente, podendo gerar, dados os parâmetros, multiplicadores superiores a um. Christiano, Eichenbaum e Rebelo (2011) chegam a resultados análogos em modelo DSGE mais complexo, que incorpora, além do consumo, o canal do investimento.

Os pontos acima levantados ganham especial relevância no *zero lower bound*: num contexto recessivo em que a taxa de juros está no limite inferior, a política fiscal pode ter efeitos importantes sobre o produto. Além disso, nesse cenário, os mecanismos acima explicitados também produzem implicações importantes para a política monetária. Eggertsson (2006), por exemplo, mostra que uma armadilha de liquidez pode ser analisada como um problema de credibilidade, decorrente da incapacidade da autoridade monetária de gerar expectativas inflacionárias de maneira crível³. Por outro lado, de um ponto de vista

³ Referindo-se ao contexto japonês à época, afirma o autor que “[t]his can help explain why BOJ

histórico, Romer e Romer (2013) apresentam evidência narrativa de que a postura do *Federal Reserve* no período 1930-1931 influenciava as expectativas de inflação de observadores bem-informados – no caso analisado, a revista *Business Week* – e, conseqüentemente, suas percepções sobre a trajetória da economia.

Não obstante os canais acima explicitados, o efeito das expectativas de inflação sobre o nível de atividade não é totalmente livre de controvérsias. Pode haver mecanismos de transmissão, para além do juro real, através dos quais as expectativas inflacionárias afetem negativamente o consumo. Se a economia é caracterizada por um alto grau de rigidez nominal, o aumento da inflação esperada pode acarretar um efeito-riqueza adverso. Além disso, na medida em que a inflação constitui um imposto sobre saldos monetários, pode-se esperar um efeito negativo sobre a atividade produtiva. Esse canal é enfatizado por Aruoba e Schorfheide (2011). Tem-se, assim, uma questão aberta à análise empírica, e sobre a qual a literatura microeconométrica a que se referiu no capítulo 1 vai se debruçar.

Bachmann, Berg e Sims (2015) utilizam dados de Pesquisa do Consumidor da Universidade de Michigan (*cross-sections* empilhadas de janeiro de 1984 a dezembro de 2012) para avaliar, através de um *probit* ordenado, a relação entre inflação esperada e propensão a consumir duráveis. Chegam à conclusão de que o efeito das expectativas sobre a propensão ao consumo é estatisticamente insignificante durante boa parte da amostra – e levemente negativo durante o período em que a taxa básica de juros norte-americana se manteve próxima de zero. O resultado é robusto a diversas especificações e se mantém em diferentes subgrupos sociodemográficos – o que corroboraria a interpretação de que inflação sinaliza incerteza (“maus tempos adiante”) ou, ainda, a existência de alguma forma de ilusão monetária⁴. D’Acunto, Hoang e Weber (2016) realizam estudo com metodologia similar para quatro países europeus (Alemanha, Suécia, França e Reino Unido), chegando à relação positiva prevista pela literatura recente. Adicionalmente, valem-se de um aumento antecipado do imposto sobre valor agregado (IVA) na Alemanha como forma de, através de um experimento natural, verificar o impacto das expectativas de inflação sobre a propensão a consumir duráveis. Também nessa estimação encontram um efeito positivo e significativo das expectativas sobre a disposição a consumir nos meses anteriores à implementação do imposto. Ichiue e Nishiguchi (2015) replicam os *probits* ordenados ao caso japonês, mas tomam como variável dependente a propensão ao consumo de bens em geral. Chegam ao efeito esperado pela abordagem recente: as expectativas de inflação têm um efeito positivo e significativo sobre a propensão a consumir no presente. Concluem que a divergência

aggressive increase in the monetary base has had little effect. It cannot credibly promise higher future money supply – the private sector expects the BOJ to contract as soon as there is any sign of inflation” (EGGERTSSON, 2006, p. 308).

⁴ Em estudo similar, Burke e Ozdagli (2013) também encontram um efeito insignificante da expectativa individual de inflação sobre o consumo de duráveis nos Estados Unidos. No estudo, os autores usam dados em painel de pesquisa do consumidor do Fed de Nova Iorque para o período de abril de 2009 a novembro de 2012. Uma diferença em relação a Bachmann, Berg e Sims (2015) é que a variável dependente é o consumo de duráveis familiar em dólares, tal qual reportado pelo respondente da pesquisa.

em relação aos resultados de Bachmann, Berg e Sims (2015) pode se dever a um fator institucional: os consumidores norte-americanos podem estar “acostumados” ao princípio de Taylor, que não foi totalmente controlado na estimação (se vale o princípio de Taylor e não se controla corretamente pelos juros nominais, a um aumento da inflação corresponde um aumento do juro real); enquanto no Japão, em que as taxas de juros se mantêm baixas há muito tempo, esse efeito não é relevante.

3 Dados

3.1 Base de dados

Este trabalho usa os microdados da Sondagem do Consumidor da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Dispõe-se de uma amostra que cobre o período de setembro de 2005 a outubro de 2015. Desde 2005, a FGV entrevista mensalmente, por telefone, cerca de 2.050 pessoas acima de 18 anos vivendo nas sete principais capitais brasileiras. As perguntas são, em sua maioria, de caráter qualitativo, permitindo cinco respostas possíveis (em conformidade com uma escala Likert). Os entrevistados são questionados sobre o que esperam de sua situação econômico-financeira pessoal, bem como sobre sua trajetória futura de consumo e sua opinião acerca do cenário econômico nacional. Além disso, são coletados dados sociodemográficos como nível de renda familiar mensal e gênero. O tamanho da amostra foi selecionado de modo a obter, a um nível de confiança de 95%, um erro amostral absoluto de 2.19 pontos percentuais na construção de proporções agregadas de resposta às alternativas (Instituto Brasileiro de Economia, 2012). A amostra é estratificada por faixas de renda familiar mensal e capitais de interesse, quais sejam, Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre, Recife, Salvador, Rio de Janeiro e São Paulo. A seleção dos entrevistados é, seguindo a estratificação acima, aleatória. Parte dos entrevistados é reentrevistada nos meses seguintes (CAMPELO et al., 2014). Trata-se, assim, de dados num painel desbalanceado.

O objetivo deste trabalho é avaliar a relação entre a propensão a consumir bens duráveis e a inflação esperada pelo consumidor, valendo-se de controles adicionais oferecidos pela pesquisa. No questionário¹, a propensão a consumir duráveis é aferida pela seguinte pergunta:

Q.1. (1154) Nos próximos seis meses, em relação aos seis meses anteriores, os seus gastos com bens de consumo duráveis (eletroeletrônicos, utilidades domésticas ou outros) serão:

1. Muito maiores
2. Um pouco maiores
3. Iguais
4. Um pouco menores
5. Muito menores

¹ As questões são numeradas pela ordem em que são introduzidas no trabalho. Entre parênteses, é apresentado o código original da pergunta, conforme fornecido pela FGV.

Quanto à expectativa de inflação, a pergunta é de natureza quantitativa:

Q.2. (1190) Na sua opinião, de quanto será a inflação brasileira em 12 meses?

Adicionalmente, quer-se avaliar se a propensão a poupar (ou a propensão a consumir em geral, uma vez que se controle pela renda) reage à inflação esperada:

Q.3. (1165) Comparando receitas e despesas, no momento atual sua família está:

1. Pougando muito
2. Pougando pouco
3. Equilibrada
4. Endividando-se pouco
5. Endividando-se muito

3.2 Estatísticas descritivas

Na figura 1, são apresentadas as médias mensais da expectativa de inflação 12 meses à frente dos consumidores² (resposta à questão 2), a média mensal das projeções de especialistas do setor privado para o mesmo horizonte³ e a variação acumulada do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) nos 12 meses anteriores⁴. Observa-se que, à exceção de um breve período no segundo semestre de 2011 e no final da amostra, as expectativas de inflação dos consumidores são consistentemente mais altas que a inflação corrente – e sempre superiores às projeções dos especialistas. Não obstante projeções médias mais altas que a inflação realizada, as expectativas dos consumidores apresentam menor volatilidade que a variação interanual do IPCA, conforme as estatísticas descritivas da tabela 1⁵. O erro de previsão, dado pela raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE), é maior entre os consumidores do que entre especialistas. Além disso, a distribuição das expectativas dos consumidores é fortemente leptocúrtica.

Na figura 2, reportam-se as correlações cruzadas das expectativas médias dos consumidores com, respectivamente, as defasagens da taxa de inflação realizada e das

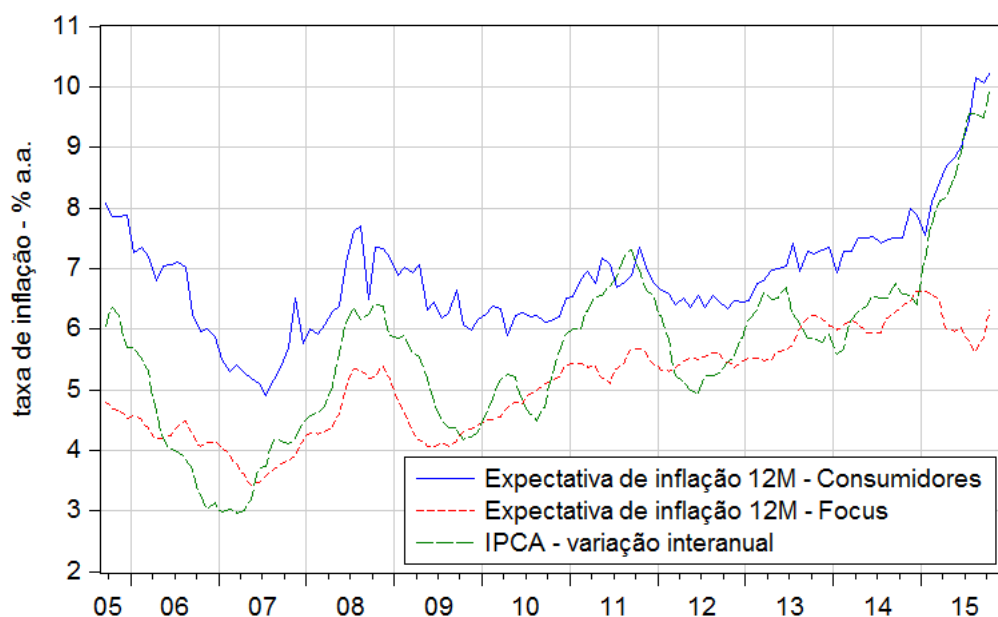
² Excluíram-se, no cálculo das médias mensais, os *outliers*, definidos como aqueles cujas projeções, pelo critério do *boxplot*, excederam o terceiro quartil da distribuição de respostas mensal em mais que 1.5 vez a distância interquartil ou ficaram abaixo do primeiro quartil em mais que a mesma distância. Trata-se da mesma metodologia que a FGV usa na divulgação da expectativa de inflação dos consumidores agregada (Instituto Brasileiro de Economia, 2012).

³ Informações da Pesquisa Focus, do Banco Central do Brasil (BCB), disponíveis em <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>>. A Pesquisa Focus reporta medianas diárias das previsões de analistas e instituições financeiras privadas para uma série de indicadores. Na construção da expectativa de inflação média mensal, foram usadas as projeções para a variação do IPCA no horizonte de 12 meses.

⁴ Informações do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE)

⁵ Rejeita-se, a 1%, a hipótese nula de igualdade das variâncias do IPCA e das expectativas dos consumidores nos testes de Levene e Brown-Forsythe.

Figura 1 – Inflação esperada e IPCA corrente



Nota: O gráfico apresenta, para o período de setembro/2005 a outubro/2015, a expectativa de inflação média dos consumidores para 12 meses à frente, a expectativa de inflação média de especialistas para o mesmo horizonte e a variação no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulada nos últimos 12 meses. A expectativa média dos consumidores foi calculada com base nos microdados da Sondagem do Consumidor, excluindo-se do cômputo os *outliers* mensais (definidos como aqueles cujas projeções excederam o terceiro quartil da distribuição de respostas mensal em mais que 1.5 vezes a distância interquartil ou ficaram abaixo do primeiro quartil em mais que a mesma distância). A expectativa de inflação média dos especialistas foi calculada com base na Pesquisa Focus, do Banco Central do Brasil, que apresenta medianas diárias das projeções de especialistas do setor privado para o IPCA. A variação interanual do IPCA foi calculada com base nos dados disponíveis no *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

projeções médias da pesquisa Focus. Conforme observado por Campelo et al. (2014), o pico da correlação entre expectativas de consumidores e inflação realizada se dá entre observações do mesmo período, i.e. as expectativas dos consumidores estão fortemente correlacionadas com o IPCA corrente. Quanto às projeções de especialistas, o pico se dá por volta do quarto mês, i.e. projeções de especialistas de meses anteriores são as mais fortemente correlacionadas com as expectativas correntes de consumidores. Segundo os autores, esses comovimentos forneceriam evidências da plausibilidade de hipóteses “epidemiológicas” de formação de expectativas, nas quais a informação é rígida e os consumidores se informam sobretudo pela mídia.

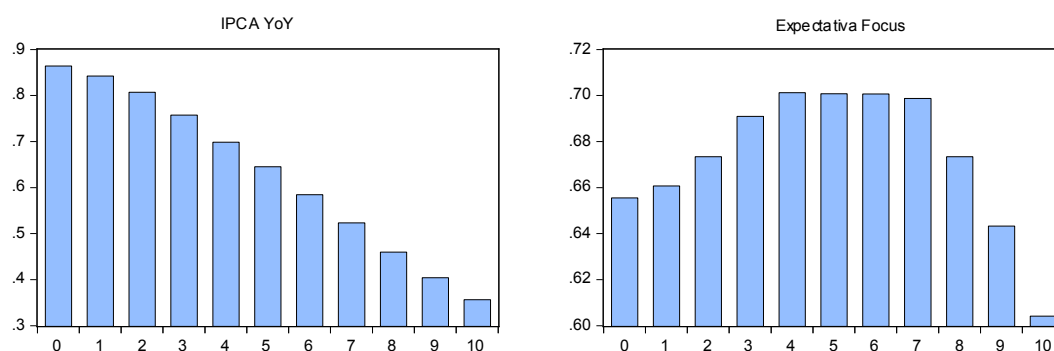
Ainda em nível agregado, é interessante avaliar qual a correlação entre a expectativa de inflação média dos consumidores e as propensões agregadas ao consumo de duráveis e à poupança. Para isso, computamos índices de difusão para as questões 1 e 3, definidos

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das expectativas e da inflação realizada

| | Exp. consumidor | Exp. Focus | IPCA YoY |
|---------------------|-----------------|------------|----------|
| Média | 6.861547 | 5.075186 | 5.635186 |
| Mediana | 6.789558 | 5.215087 | 5.694987 |
| Máximo | 10.22965 | 6.628095 | 9.929322 |
| Mínimo | 4.896612 | 3.432727 | 2.957193 |
| Desvio padrão | 0.964096 | 0.812217 | 1.410281 |
| Coef. de Var. | 0.140507 | 0.160037 | 0.250263 |
| Assimetria | 1.031746 | -0.077405 | 0.513668 |
| Curtose | 5.213365 | 1.993337 | 3.821571 |
| p-valor Jarque-Bera | 0.000000 | 0.071607 | 0.012301 |
| RMSE | 1.43808 | 1.09709 | - |
| Observações | 122 | 122 | 122 |

Nota: A tabela apresenta estatísticas descritivas para as seguintes variáveis: expectativa de inflação média dos consumidores para 12 meses à frente, expectativa de inflação média de especialistas para o mesmo horizonte e a variação no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulada nos últimos 12 meses. A amostra cobre o período de setembro/2005 a outubro/2015. As fontes dos dados e o método de construção das médias das expectativas dos consumidores estão descritos na nota da figura 1.

Figura 2 – Correlações cruzadas entre expectativas dos consumidores e (a) defasagens do IPCA realizado; (b) defasagens da projeção média de especialistas.



Nota: O gráfico à esquerda apresenta a correlação cruzada entre a expectativa média de inflação dos consumidores e defasagens da variação interanual do IPCA: $corr(exp_cons_t, ipca_yoy_{t-i}); i = 0, 1...10$. O gráfico à direita apresenta a correlação cruzada entre a expectativa média de inflação dos consumidores e defasagens da expectativa média de especialistas, captada pela pesquisa Focus: $corr(exp_cons_t, exp_focus_{t-i}); i = 0, 1...10$. A amostra cobre o período de setembro/2005 a outubro/2015. As fontes dos dados e o método de construção das médias das expectativas dos consumidores estão descritos na nota da figura 1.

como:

$$prop.duraveis_t = \sum_{i=1}^{N_t} \frac{dur_{i,t}}{N_t}; dur_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{se indivíduo respondeu (1) na Q1} \\ 0.5 & \text{se indivíduo respondeu (2) na Q1} \\ 0 & \text{se indivíduo respondeu (3) na Q1} \\ -0.5 & \text{se indivíduo respondeu (4) na Q1} \\ -1 & \text{se indivíduo respondeu (5) na Q1} \end{cases}$$

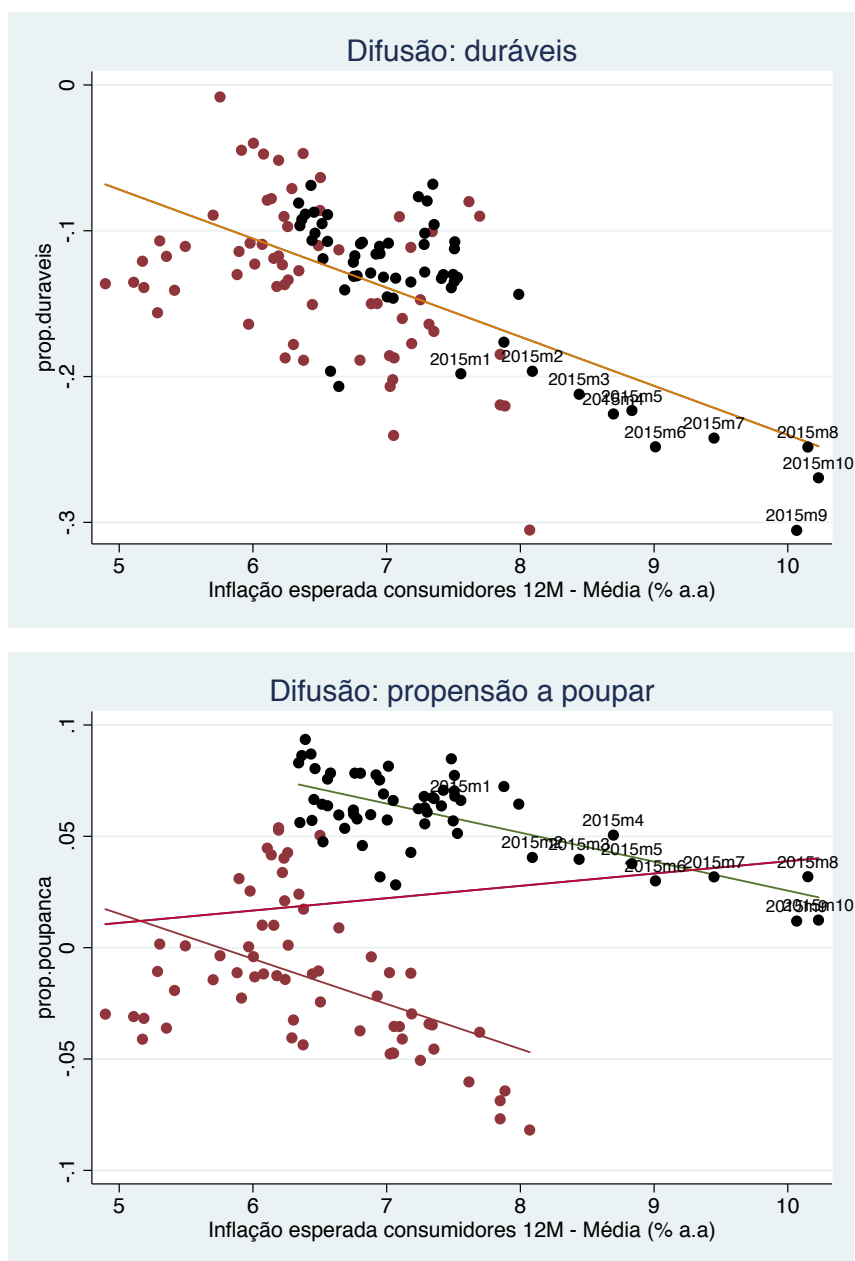
$$prop.poupanca_t = \sum_{i=1}^{N_t} \frac{poup_{i,t}}{N_t}; poup_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{se indivíduo respondeu (1) na Q3} \\ 0.5 & \text{se indivíduo respondeu (2) na Q3} \\ 0 & \text{se indivíduo respondeu (3) na Q3} \\ -0.5 & \text{se indivíduo respondeu (4) na Q3} \\ -1 & \text{se indivíduo respondeu (5) na Q3} \end{cases}$$

onde, para manter a consistência na análise, excluímos, no cômputo das difusões, os indivíduos classificados como *outliers* quanto às expectativas de inflação. O índice *prop.duraveis* reflete a “propensão agregada” dos entrevistados a aumentar o consumo de duráveis no horizonte próximo (seis meses); enquanto *prop.poupanca* agrega a avaliação qualitativa dos indivíduos acerca de sua poupança. Valores maiores refletem, respectivamente, uma maior propensão a aumentar o consumo de duráveis e uma maior poupança atual (na avaliação qualitativa dos entrevistados).

A figura 3 apresenta os diagramas de dispersão dos índices de difusão contra a expectativa de inflação dos consumidores. Pintaram-se de preto as observações a partir de janeiro/2011, quando houve mudança no comando do Banco Central do Brasil. Também são destacadas as observações para 2015. *Observa-se uma relação negativa entre propensão a consumir duráveis e inflação esperada, contrariamente ao que se poderia esperar da discussão sobre a substituição intertemporal do consumo em modelos de corte novo-keynesiano*⁶. No que toca à propensão a poupar, ainda que não pareça haver, para a amostra inteira, uma relação bem definida entre expectativas de inflação e poupança, quando dividimos os dados nos dois subperíodos referidos, *observa-se uma relação negativa entre inflação esperada e propensão a poupar*. Além disso, quando se observa o subperíodo mais recente (janeiro/2011 a outubro/2015) parece ter havido, em relação ao subperíodo inicial (setembro/2005 a dezembro/2010), um deslocamento para a direita dessa relação.

⁶ Evidentemente, como não se estão fazendo controles adicionais, não se está negando a existência da relação prevista. Apenas se enfatiza a inobservância dessa relação numa análise descritiva inicial dos dados agregados.

Figura 3 – Diagramas de dispersão dos índices de difusão contra a expectativa de inflação dos consumidores



Nota: A figura superior apresenta o diagrama de dispersão mensal da propensão a consumir duráveis agregada contra as expectativas de inflação dos consumidores. A figura inferior apresenta a dispersão da propensão a poupar agregada contra as expectativas de inflação dos consumidores. Em preto estão pintadas as observações a partir de janeiro/2011, quando houve mudança no comando do Banco Central do Brasil. Observações para o ano de 2015 são destacadas nos gráficos. A amostra cobre o período de setembro/2005 a outubro/2015. As fontes dos dados e o método de construção das médias das expectativas dos consumidores estão descritos na nota da figura 1. A construção dos índices de difusão é apresentada no corpo deste trabalho.

4 Análise Econométrica

4.1 Modelo Econométrico¹

Para verificar se a relação entre propensão a consumir e expectativa de inflação é aquela prevista pela literatura teórica recente, faz-se uso de *probits* ordenados aplicados à amostra (*cross-section*) definida pela primeira entrevista de um indivíduo no período de análise (setembro/2005 a outubro/2015)². Ignora-se, assim, numa especificação inicial, as reentrevistas posteriores realizadas com um mesmo indivíduo³. Um *probit* ordenado permite estimar a probabilidade de ocorrência de uma resposta em função dos controles, no caso em que as respostas possíveis são ordenáveis conforme algum critério. O procedimento parte da definição de uma variável latente na forma:

$$y^* = X\beta + \epsilon; \epsilon \sim N(0; 1) \quad (4.1)$$

onde X é um vetor de controles. Definindo $j = 1, 2, \dots, m$ as possíveis respostas (ordenadas), fazemos:

$$y = j \leftrightarrow \alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j \quad (4.2)$$

com $\alpha_0 = -\infty$ e $\alpha_m = \infty$. Ou seja, uma resposta j está associada à presença da variável latente no intervalo definido pelos *cut-offs* α_{j-1} e α_j . Com essas definições, a probabilidade de ocorrência de uma resposta j para o indivíduo i é dada por:

$$P(y_i = j) = F(\alpha_j - x_i'\beta) - F(\alpha_{j-1} - x_i'\beta) \quad (4.3)$$

onde $F(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de uma normal-padrão. Os *cut-offs* α e os coeficientes β são estimados por máxima verossimilhança. O efeito marginal de x_i sobre a probabilidade de ocorrência de uma resposta j é dado por:

$$\frac{\partial P(y_i = j)}{\partial x_i} = [f(\alpha_{j-1} - x_i'\beta) - f(\alpha_j - x_i'\beta)]\beta \quad (4.4)$$

¹ Esta seção resume o procedimento apresentado em Cameron e Trivedi (2005, p. 519-520).

² Na seleção da primeira entrevista de um indivíduo e em todas as estimações posteriores – inclusive com dados em painel –, sempre se trabalha com amostras livres de *outliers*, definidos e excluídos conforme o critério apresentado no capítulo 3.

³ A opção pela dimensão de *cross-sections* é comum entre os autores da literatura estrangeira na qual este trabalho se inspira, mesmo quando dados em painel estão disponíveis (por exemplo, em Bachmann, Berg e Sims, 2015). Tal escolha decorre, possivelmente, dos problemas que modelos de escolha ordenada têm em painéis curtos (e.g. inconsistência dos estimadores de efeitos fixos ou impossibilidade de cálculo de efeitos marginais). Esses problemas, bem como possíveis contornos, são discutidos em maior detalhe no capítulo 5, onde se faz uso das reentrevistas posteriores como teste de robustez. Para uma introdução didática a modelos de escolha ordenada no contexto de dados em painel, veja-se Cameron e Trivedi (2005, p. 779-799) e, sobretudo, Greene (2012, p. 794-802).

onde $f(\cdot)$ é a função densidade de probabilidade da normal padrão. Cabe notar que, embora o sinal do coeficiente associado a uma variável explicativa não seja por si só informativo da direção do efeito marginal nas categorias intermediárias, é possível, a partir dele, inferir o sinal do efeito marginal nas categorias “extremas”. Em especial, o efeito marginal de uma variável sobre a categoria mais “alta” terá o mesmo sinal do coeficiente a ela associado; e o sinal oposto a seu coeficiente na categoria mais “baixa”⁴. Esse fato será útil, uma vez que permitirá interpretar as implicações dos modelos estimados sobre as probabilidades extremas sem a necessidade de computar a todo momento os efeitos marginais.

Nesse sentido, para facilitar a interpretação dos resultados dos *probits* ordenados, definem-se, com base nas questões 1 e 3, as seguintes variáveis individuais:

$$d_duraveis_{i,t} = \begin{cases} 2 & \text{se indivíduo respondeu (1) na Q1} \\ 1 & \text{se indivíduo respondeu (2) na Q1} \\ 0 & \text{se indivíduo respondeu (3) na Q1} \\ -1 & \text{se indivíduo respondeu (4) na Q1} \\ -2 & \text{se indivíduo respondeu (5) na Q1} \end{cases} \quad (4.5)$$

$$d_poupar_{i,t} = \begin{cases} 2 & \text{se indivíduo respondeu (1) na Q3} \\ 1 & \text{se indivíduo respondeu (2) na Q3} \\ 0 & \text{se indivíduo respondeu (3) na Q3} \\ -1 & \text{se indivíduo respondeu (4) na Q3} \\ -2 & \text{se indivíduo respondeu (5) na Q3} \end{cases}$$

A normalização escolhida não altera as estimações, mas facilita a interpretação dos resultados: devemos esperar um coeficiente *positivo* associado à expectativa de inflação individual nos modelos em que a propensão a consumir duráveis é a variável dependente (um aumento da inflação esperada deve elevar a probabilidade de se aumentar muito o consumo de duráveis no horizonte próximo); e um coeficiente *negativo* na especificação para a propensão a poupar (um aumento da expectativa de inflação, *ceteris paribus*, reduz o juro real e diminui a probabilidade de se responder que se está poupando muito).

4.2 Estimação Econométrica

Nas seções que seguem, apresentam-se as estimações *baseline* para a propensão a consumir duráveis (4.2.1) e para a propensão a poupar (4.2.2), aplicadas à dimensão

⁴ Isso decorre do fato de que, para a função densidade de probabilidade considerada, $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = 0$ e $f(x) \geq 0 \forall x$.

cross-section dos dados. A amostra, conforme discutido anteriormente, constitui-se da primeira entrevista de cada indivíduo no período, já excluídos os *outliers* (em termos de expectativa de inflação, conforme definido no capítulo 3). Na tabela 2, são apresentadas algumas estatísticas descritivas da amostra restrita. Observa-se que a expectativa média de inflação, nas primeiras entrevistas, pouco difere da expectativa média agregada (tabela 1), que inclui reentrevistas. As medianas das propensões a consumir duráveis e a poupar são “neutras”, i.e. não indicam nem piora nem melhora nos padrões de consumo e poupança. Pouco menos da metade (48.4%) da amostra é do sexo feminino. O indivíduo mediano tem ensino superior completo, renda familiar mensal entre R\$ 4,800 e R\$ 9,600 e idade entre 45 e 60 anos.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas: primeiras entrevistas

| Variável | Média | Mediana | Mínimo | Máximo | Desv. Padrão | N |
|--------------|--------|-------------------------|-------------------|---------------------|--------------|--------|
| exp_infl | 7.004 | 6.500 | 0.000 | 17.000 | 2.806 | 13,104 |
| d_poupar | -0.043 | 0 | -2 | 2 | 0.813 | 13,069 |
| d_duraveis | -0.284 | 0 | -2 | 2 | 0.991 | 12,835 |
| dum_fem | 0.484 | 0 | 0 | 1 | 0.500 | 10,973 |
| renda | - | entre R\$ 4.8 e 9.6 mil | até R\$ 2.1 mil | mais de R\$ 9.6 mil | - | 13,102 |
| escolaridade | - | superior completo | até prim. incomp. | pós-graduação | - | 11,514 |
| idade | - | entre 45 e 60 anos | menos de 35 anos | mais de 61 anos | - | 13,100 |

Nota: A tabela apresenta estatísticas descritivas para a amostra restrita à primeira entrevista de cada indivíduo no período de análise (setembro/2005 a outubro/2015). Na seleção das primeiras entrevistas, trabalha-se com os dados já excluídos de *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. Para renda, escolaridade e idade, não são reportadas médias ou desvios padrão, pois a pesquisa as trata como categorias.

4.2.1 Especificações para a propensão a consumir duráveis

As tabelas 3 e 4 resumem os resultados das especificações para a propensão a consumir duráveis. Na tabela 3, apresentam-se os coeficientes estimados; na tabela 4, os efeitos marginais médios da expectativa de inflação sobre a probabilidade de se responder cada alternativa. A primeira coluna reporta os resultados para a especificação em que a única variável explicativa é a expectativa individual de inflação. O coeficiente associado à expectativa é negativo e significativo, e o efeito marginal médio é negativo para as alternativas que representam elevação da propensão a consumir ($d_duraveis$ igual a 2 ou 1) ou manutenção do patamar atual ($d_duraveis$ igual a 0). Em particular, uma elevação de um ponto percentual na expectativa de inflação implica, em média, uma elevação de 0.98 ponto percentual na probabilidade de se responder que o consumo de duráveis será muito menor no horizonte próximo.

A discussão no capítulo 2 deixa claro que é através da redução do juro real *ex-ante* que um aumento da expectativa de inflação pode vir a produzir um efeito positivo sobre o consumo corrente. Numa economia em que a autoridade monetária segue o princípio

de Taylor, uma elevação das expectativas de inflação é acompanhada de uma *elevação* do juro real. Nesse sentido, de modo a isolar o efeito da expectativa de inflação, é importante controlar-se pelas expectativas quanto ao juro nominal. A sondagem do consumidor apresenta, em seu questionário, uma pergunta desse tipo:

Q.4. (1189) Na sua opinião, nos próximos seis meses a taxa de juros irá:

1. Subir
2. Manter-se
3. Cair

Na segunda coluna, controla-se por essas alternativas. Incluem-se *dummies* para a expectativa de subida (alternativa 1) e queda (alternativa 3) das taxas de juros. O coeficiente associado à expectativa de inflação permanece negativo e significativo, bem como os efeitos marginais médios sobre as alternativas associadas à elevação do consumo. O coeficiente associado à subida da taxa de juros é negativo e significativo, e aquele associado à queda é insignificante⁵.

Na terceira coluna, adicionam-se controles para as expectativas do indivíduo quanto a sua situação financeira presente (Q.5) e futura (Q.6). Presume-se que essas expectativas sejam relevantes na explicação da propensão a consumir e possam estar relacionados com a expectativa de inflação. O texto completo e as alternativas dessas questões estão presentes no Apêndice A. Em todos os casos, a alternativa de referência é aquela, na escala Likert, “neutra” (nem boa nem ruim, nem melhor nem pior). No modelo estimado, o coeficiente associado à expectativa de inflação mantém-se negativo e significativo; não obstante, os efeitos marginais reduzem de magnitude em todas as categorias.

A quarta coluna inclui, além das variáveis anteriores, controles para as expectativas do indivíduo acerca da economia em sua região. Em especial, incluem-se *dummies* que captam a percepção dos indivíduos acerca da situação econômica atual (Q.7) e futura (Q.8) em sua cidade, bem como expectativas quanto à facilidade de se obter emprego naquele momento (Q.9) e nos próximos seis meses (Q.10). Continua havendo um efeito negativo e significativo da expectativa de inflação sobre a propensão a consumir duráveis. Na quinta coluna, busca-se controlar por características individuais. É de se esperar que haja heterogeneidade sociodemográfica nas expectativas de inflação (CAMPELO et al., 2014). Além disso, é razoável esperar que essas variáveis – em especial, a faixa de renda em que se encontra o indivíduo – afetem a propensão ao consumo de duráveis no horizonte próximo. Incluem-se, assim, *dummies* para idade, escolaridade e nível de renda familiar

⁵ No capítulo 6, discutem-se as implicações dos coeficientes obtidos para os juros nominais sobre a interpretação dos resultados.

mensal dos indivíduos⁶. O efeito da expectativa da inflação sobre a propensão a consumir permanece negativo e significativo, na medida em que reduz a probabilidade de aumento ou manutenção do consumo de duráveis no horizonte próximo.

Em seguida, prossegue-se à inclusão de *dummies* de tempo ($T - 1$ *dummies*), de modo a controlar por possíveis variações agregadas durante o período de análise. Também incluímos *dummies* para a cidade de residência dos indivíduos. Os resultados são reportados na sexta coluna. O coeficiente associado à expectativa de inflação permanece negativo e significativo, bem como os efeitos marginais médios sobre a probabilidade de se aumentar o consumo de duráveis. Não obstante, a magnitude dos efeitos marginais é inferior à reportada nos modelos anteriores: uma elevação de um ponto percentual na expectativa de inflação acarreta uma elevação de 0.22 ponto percentual na probabilidade de se reduzir muito o consumo de duráveis. Trata-se de 22% do efeito reportado na primeira especificação.

Por fim, na última coluna, opta-se por uma abordagem alternativa para controlar por tendências agregadas. Retiram-se os efeitos fixos mensais, e incluem-se agregados macroeconômicos entre os regressores, quais sejam: primeira diferença da taxa mensal de desemprego (dessazonalizada), medida pela extinta Pesquisa Mensal de Emprego (PME)⁷; primeira diferença da variação interanual do IPCA; primeira diferença da Selic média no mês⁸; e primeira diferença da expectativa média de inflação entre especialistas para 12 meses à frente, tal qual captada pela pesquisa Focus. Inclui-se, além disso, a primeira diferença da variação interanual do IPCA para a categoria de bens duráveis⁹, de modo a controlar por possíveis efeitos de preço relativo entre categorias de bens que possam estar afetando os resultados¹⁰. O coeficiente do IPCA de duráveis é reportado ao final da tabela 3. Mantêm-se as *dummies* geográficas. O coeficiente associado à expectativa de inflação permanece negativo e significativo, e a expectativa de inflação continua a afetar negativamente a propensão a consumir duráveis.

⁶ Em todas as especificações *baseline* que incluíam controles sociodemográficos – tanto para duráveis como para poupança –, rodaram-se inicialmente especificações que incluíam também *dummies* para o sexo feminino. Em todos os casos, estas eram insignificantes. Como a variável de gênero não foi preenchida nos primeiros meses da sondagem – quando uma parte importante das primeiras entrevistas se deu –, resolveu-se não a incluir nas especificações aqui apresentadas, de modo a não induzir o leitor a interpretar os coeficientes encontrados – em especial na subseção seguinte – como fruto de uma amostra menor. Esse ponto é revisitado no capítulo 5, onde usamos dados em painel como teste de robustez e repartimos a amostra por gênero.

⁷ Informações do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). Optou-se pela PME, pois esta media o desemprego nas seis principais regiões metropolitanas brasileiras – coincidindo assim com as capitais, à exceção de Brasília, nas quais a sondagem é realizada.

⁸ Informações disponíveis no *site* do Banco Central do Brasil.

⁹ Série disponível em <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub>>.

¹⁰ Observe-se que o efeito relevante para este estudo é o da aceleração da taxa de crescimento do *nível geral* de preços, pois é este que afeta diretamente o juro real, alterando o benefício marginal da poupança. O objetivo, aqui, não é captar variações do consumo de duráveis decorrentes de variações nos preços relativos entre categorias de bens específicos, e sim entre o preço relativo de consumo hoje e de consumo amanhã.

Tabela 3 – *Probits* ordenados para a propensão a consumir duráveis

| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (5) | Modelo (6) | Modelo (7) |
|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| Expectativa de Inflação | -0.0432*** (0.00335) | -0.0413*** (0.00341) | -0.0316*** (0.00346) | -0.0233*** (0.00355) | -0.0195*** (0.00401) | -0.0105** (0.00423) | -0.0157*** (0.00406) |
| (Q4) 1. Subir | | -0.0585*** (0.0209) | -0.0419** (0.0211) | -0.0174 (0.0215) | -0.0287 (0.0229) | -0.0171 (0.0239) | -0.0207 (0.0233) |
| (Q4) 3. Cair | | 0.00264 (0.0272) | -0.00111 (0.0274) | 0.00711 (0.0277) | -0.00142 (0.0309) | -0.00303 (0.0320) | 0.000391 (0.0314) |
| (Q5) 1. Muito boa | | | 0.292*** (0.0525) | 0.223*** (0.0550) | 0.143** (0.0575) | 0.137** (0.0579) | 0.136** (0.0576) |
| (Q5) 2. Boa | | | 0.193*** (0.0224) | 0.161*** (0.0232) | 0.113*** (0.0250) | 0.106*** (0.0252) | 0.109*** (0.0250) |
| (Q5) 4. Ruim | | | -0.304*** (0.0303) | -0.256*** (0.0312) | -0.222*** (0.0346) | -0.229*** (0.0349) | -0.225*** (0.0346) |
| (Q5) 5. Muito ruim | | | -0.494*** (0.0766) | -0.376*** (0.0777) | -0.388*** (0.0845) | -0.394*** (0.0853) | -0.405*** (0.0847) |
| (Q6) 1. Muito melhor | | | 0.168*** (0.0453) | 0.116** (0.0476) | 0.102** (0.0500) | 0.139*** (0.0507) | 0.126** (0.0502) |
| (Q6) 2. Um pouco melhor | | | 0.176*** (0.0209) | 0.138*** (0.0219) | 0.125*** (0.0238) | 0.129*** (0.0241) | 0.127*** (0.0239) |
| (Q6) 4. Um pouco pior | | | -0.189*** (0.0414) | -0.111*** (0.0427) | -0.156*** (0.0456) | -0.154*** (0.0460) | -0.161*** (0.0457) |
| (Q6) 5. Muito pior | | | -0.527*** (0.137) | -0.240* (0.142) | -0.321** (0.148) | -0.351** (0.150) | -0.331** (0.149) |
| (Q7) 1. Muito boa | | | | 0.0665 (0.0648) | 0.0668 (0.0658) | 0.0812 (0.0667) | 0.0816 (0.0661) |
| (Q7) 2. Boa | | | | 0.0453* (0.0258) | 0.0270 (0.0270) | 0.0283 (0.0275) | 0.0233 (0.0271) |
| (Q7) 4. Ruim | | | | -0.0180 (0.0243) | -0.0228 (0.0265) | -0.0141 (0.0274) | -0.0210 (0.0267) |
| (Q7) 5. Muito ruim | | | | -0.188*** (0.0477) | -0.155*** (0.0510) | -0.124** (0.0529) | -0.139*** (0.0513) |
| (Q8) 1. Muito melhor | | | | 0.129* (0.0737) | 0.122 (0.0758) | 0.137* (0.0765) | 0.122 (0.0760) |
| (Q8) 2. Um pouco melhor | | | | 0.0549** (0.0244) | 0.0587** (0.0260) | 0.0637** (0.0263) | 0.0604** (0.0260) |

| | | | | | | | |
|--------------------------------|-------|-------|-------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| (Q8) 4. Um pouco pior | | | | -0.00777 (0.0277) | 0.00445 (0.0302) | 0.000996 (0.0308) | -0.00367 (0.0303) |
| (Q8) 5. Muito pior | | | | -0.162*** (0.0627) | -0.103 (0.0675) | -0.0902 (0.0690) | -0.115* (0.0676) |
| (Q9) 1. Muito fácil | | | | 0.103 (0.0993) | 0.0760 (0.100) | 0.0691 (0.101) | 0.0761 (0.100) |
| (Q9) 2. Fácil | | | | 0.0231 (0.0352) | 0.0170 (0.0358) | 0.0254 (0.0362) | 0.0181 (0.0359) |
| (Q9) 4. Difícil | | | | 0.0189 (0.0246) | 0.0186 (0.0257) | 0.0262 (0.0266) | 0.0257 (0.0259) |
| (Q9) 5. Muito difícil | | | | -0.0968*** (0.0361) | -0.0630 (0.0393) | -0.0609 (0.0407) | -0.0578 (0.0397) |
| (Q10) 1. Muito mais fácil | | | | 0.0481 (0.0803) | 0.137 (0.0888) | 0.174* (0.0894) | 0.153* (0.0890) |
| (Q10) 2. Um pouco mais fácil | | | | 0.0680** (0.0273) | 0.0756*** (0.0283) | 0.0786*** (0.0286) | 0.0737*** (0.0283) |
| (Q10) 4. Um pouco mais difícil | | | | -0.0823*** (0.0249) | -0.0410 (0.0275) | -0.0182 (0.0281) | -0.0273 (0.0277) |
| (Q10) 5. Muito mais difícil | | | | -0.253*** (0.0387) | -0.253*** (0.0443) | -0.171*** (0.0457) | -0.213*** (0.0448) |
| características individuais | Não | Não | Não | Não | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> de tempo | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Não |
| <i>dummies</i> geográficas | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Sim |
| agregados macroeconômicos | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Sim |
| dipca_duraveis_yoy | | | | | | | 0.0768*** |
| Observações | 12835 | 12704 | 12629 | 12445 | 10870 | 10870 | 10870 |
| Pseudo R^2 | 0.005 | 0.005 | 0.018 | 0.025 | 0.022 | 0.032 | 0.024 |

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os coeficientes dos *probits* ordenados estimados para a propensão a consumir duráveis ($d_{duraveis}$). A amostra é restrita à primeira entrevista de cada indivíduo no período de análise (setembro/2005 a outubro/2015). Na seleção das primeiras entrevistas, trabalha-se com os dados já excluídos de *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. As características individuais incluídas são idade, renda e escolaridade. *Dummies* de tempo são incluídas para os $T - 1$ períodos da amostra. *Dummies* geográficas indicam a cidade de residência do entrevistado. Os agregados macroeconômicos incluídos são: primeira diferença da taxa de desemprego dessazonalizada, medida pela Pesquisa Mensal de Emprego; primeira diferença da variação interanual do IPCA; primeira diferença da Selic média mensal; primeira diferença da expectativa Focus média para 12 meses à frente; e primeira diferença do IPCA – categoria bens duráveis. As fontes dessas séries se encontram nas notas de rodapé deste texto.

Tabela 4 – Propensão a consumir duráveis: efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação

| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (5) | Modelo (6) | Modelo (7) |
|---|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| $\partial P(d_duraveis = 2)/\partial exp_infl$ | -0.00259*** (0.000236) | -0.00248*** (0.000236) | -0.00188*** (0.000224) | -0.00139*** (0.000222) | -0.00119*** (0.000253) | -0.000639** (0.000258) | -0.000957*** (0.000253) |
| $\partial P(d_duraveis = 1)/\partial exp_infl$ | -0.00907*** (0.000706) | -0.00869*** (0.000719) | -0.00650*** (0.000715) | -0.00474*** (0.000724) | -0.00406*** (0.000835) | -0.00216** (0.000866) | -0.00325*** (0.000842) |
| $\partial P(d_duraveis = 0)/\partial exp_infl$ | -0.00428*** (0.000363) | -0.00408*** (0.000366) | -0.00303*** (0.000348) | -0.00219*** (0.000344) | -0.00165*** (0.000347) | -0.000875** (0.000353) | -0.00132*** (0.000347) |
| $\partial P(d_duraveis = -1)/\partial exp_infl$ | 0.00610*** (0.000477) | 0.00587*** (0.000488) | 0.00441*** (0.000487) | 0.00324*** (0.000496) | 0.00281*** (0.000578) | 0.00150** (0.000601) | 0.00225*** (0.000584) |
| $\partial P(d_duraveis = -2)/\partial exp_infl$ | 0.00984*** (0.000770) | 0.00939*** (0.000780) | 0.00699*** (0.000770) | 0.00508*** (0.000777) | 0.00410*** (0.000843) | 0.00217** (0.000873) | 0.00327*** (0.000850) |

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta, para os modelos *probit* estimados para a propensão a consumir duráveis, os efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação sobre a probabilidade de se responder cada alternativa. Os modelos estimados, bem como informações sobre a amostra e as variáveis utilizadas em cada especificação, encontram-se no rodapé da tabela 3.

4.2.2 Especificações para a propensão a poupar

As tabelas 5 e 6 resumem os resultados para a propensão a poupar. Segue-se a mesma sequência de passos das especificações para o consumo de duráveis. Na primeira coluna, o único controle é a expectativa de inflação individual. Obtém-se um coeficiente negativo e significativo, associado a efeitos marginais médios negativos (e significantes) sobre a probabilidade de se responder que se está poupando muito ($d_poupar = 2$), pouco ($d_poupar = 1$) ou que se está mantendo o orçamento familiar equilibrado ($d_poupar = 0$). Em particular, um aumento de um ponto percentual na expectativa de inflação individual implica, em média, uma elevação de 0.2 ponto percentual na probabilidade de se responder que a família está se endividando muito ($d_poupar = -2$).

Na coluna (2), incluem-se as *dummies* relativas à trajetória esperada do juro nominal. O coeficiente negativo associado à expectativa de inflação continua significativa, e os efeitos marginais médios associados pouco mudam. O coeficiente associado a uma expectativa de elevação dos juros nominais é negativo e significativo, e o coeficiente associado à queda é positivo, mas insignificante.

Na terceira coluna, adicionam-se os controles relativos à percepção do indivíduo acerca de sua situação financeira presente e futura. O efeito da expectativa de inflação sobre a propensão a poupar permanece negativo e significativo, ainda que haja uma queda expressiva de magnitude. O resultado se mantém quando, na quarta coluna, são incluídos controles para a expectativa do indivíduo acerca da situação econômica de sua localidade. No entanto, quando se incluem, na coluna (5), controles sociodemográficos para idade, renda e escolaridade, o coeficiente associado à expectativa de inflação torna-se insignificante,

bem como os efeitos marginais médios associados. Estes últimos apresentam uma queda expressiva de magnitude em relação às especificações anteriores: um aumento de um ponto percentual na expectativa de inflação aumenta a probabilidade de estar endividando-se muito em 0.01 ponto percentual. Os resultados indicam que, uma vez que se faz o controle por variáveis sociodemográficas, o efeito da inflação esperada sobre a propensão a poupar desaparece. Em outras palavras, há indícios de diferenças sistemáticas, entre os grupos sociodemográficos, tanto na expectativa de inflação como na propensão a poupar¹¹.

O controle por fatores agregados e pelo local de moradia dos entrevistados pouco muda o resultado anterior. Na sexta coluna, em que se controla por *dummies* de tempo e localidade, o efeito da expectativa de inflação sobre a propensão a poupar só é significativa a 10%. Nessa especificação, a *point estimate* do efeito marginal médio da inflação esperada sobre a probabilidade de se endividar muito é de 0.05 ponto percentual. A substituição das *dummies* de tempo por agregados macroeconômicos (os mesmos utilizados para a propensão a consumir duráveis, à exceção do IPCA-duráveis) pouco muda a conclusão: o coeficiente e os efeitos marginais associados à expectativa individual de inflação continuam insignificantes.

¹¹ Nesse sentido, os resultados sugerem que grupos com expectativa de inflação mais alta têm, em média, propensão a poupar mais baixa. Ponto análogo a este é feito em Burke e Ozdagli (2013) ao discutir o impacto da inclusão de efeitos fixos (trabalha-se num contexto de dados em painel) nas estimativas do efeito da expectativa individual de inflação sobre o consumo de duráveis.

Tabela 5 – *Probits* ordenados para a propensão a poupar

| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (5) | Modelo (6) | Modelo (7) |
|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| Expectativa de Inflação | -0.0269*** (0.00336) | -0.0255*** (0.00342) | -0.00766** (0.00351) | -0.00708** (0.00361) | -0.00140 (0.00407) | -0.00778* (0.00429) | -0.00331 (0.00411) |
| (Q4) 1. Subir | | -0.0553*** (0.0210) | -0.0387* (0.0214) | -0.0478** (0.0218) | -0.0572** (0.0232) | -0.0458* (0.0243) | -0.0458* (0.0237) |
| (Q4) 3. Cair | | 0.000391 (0.0275) | 0.0148 (0.0280) | 0.0202 (0.0283) | -0.00264 (0.0315) | -0.0212 (0.0326) | -0.0143 (0.0320) |
| (Q5) 1. Muito boa | | | 0.934*** (0.0540) | 0.894*** (0.0565) | 0.777*** (0.0589) | 0.806*** (0.0594) | 0.785*** (0.0590) |
| (Q5) 2. Boa | | | 0.400*** (0.0230) | 0.375*** (0.0238) | 0.317*** (0.0255) | 0.318*** (0.0258) | 0.318*** (0.0256) |
| (Q5) 4. Ruim | | | -0.786*** (0.0310) | -0.777*** (0.0318) | -0.690*** (0.0351) | -0.697*** (0.0354) | -0.695*** (0.0351) |
| (Q5) 5. Muito ruim | | | -1.312*** (0.0769) | -1.274*** (0.0781) | -1.170*** (0.0847) | -1.194*** (0.0854) | -1.186*** (0.0847) |
| (Q6) 1. Muito melhor | | | -0.114** (0.0464) | -0.108** (0.0486) | -0.0623 (0.0511) | -0.0437 (0.0517) | -0.0538 (0.0513) |
| (Q6) 2. Um pouco melhor | | | -0.0296 (0.0213) | -0.0253 (0.0222) | -0.000827 (0.0242) | 0.0116 (0.0244) | 0.00254 (0.0242) |
| (Q6) 4. Um pouco pior | | | -0.223*** (0.0416) | -0.223*** (0.0429) | -0.223*** (0.0458) | -0.223*** (0.0462) | -0.221*** (0.0458) |
| (Q6) 5. Muito pior | | | -0.379*** (0.132) | -0.456*** (0.137) | -0.448*** (0.144) | -0.427*** (0.145) | -0.454*** (0.144) |
| (Q7) 1. Muito boa | | | | 0.0259 (0.0661) | -0.0212 (0.0671) | 0.0427 (0.0680) | 0.00346 (0.0673) |
| (Q7) 2. Boa | | | | 0.0158 (0.0263) | 0.00880 (0.0275) | 0.0322 (0.0280) | 0.0168 (0.0276) |
| (Q7) 4. Ruim | | | | -0.0255 (0.0247) | -0.0414 (0.0269) | -0.0824*** (0.0277) | -0.0517* (0.0270) |
| (Q7) 5. Muito ruim | | | | -0.00904 (0.0478) | -0.0145 (0.0511) | -0.0932* (0.0530) | -0.0232 (0.0514) |
| (Q8) 1. Muito melhor | | | | 0.0428 (0.0752) | 0.0900 (0.0773) | 0.113 (0.0779) | 0.103 (0.0774) |
| (Q8) 2. Um pouco melhor | | | | -0.0146 | 0.00592 | 0.00172 | 0.00806 |

| | | | | | | | |
|--------------------------------|-------|-------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| (Q8) 4. Um pouco pior | | | | (0.0248) | (0.0264) | (0.0267) | (0.0265) |
| | | | | -0.0177 | -0.0435 | -0.0627** | -0.0462 |
| | | | | (0.0281) | (0.0305) | (0.0312) | (0.0306) |
| (Q8) 5. Muito pior | | | | 0.176*** | 0.127* | 0.0897 | 0.135** |
| | | | | (0.0622) | (0.0670) | (0.0685) | (0.0671) |
| (Q9) 1. Muito fácil | | | | 0.167 | 0.153 | 0.145 | 0.150 |
| | | | | (0.102) | (0.103) | (0.104) | (0.103) |
| (Q9) 2. Fácil | | | | 0.0795** | 0.0813** | 0.0835** | 0.0818** |
| | | | | (0.0359) | (0.0365) | (0.0369) | (0.0365) |
| (Q9) 4. Difícil | | | | -0.0418* | -0.0348 | -0.0382 | -0.0341 |
| | | | | (0.0251) | (0.0261) | (0.0270) | (0.0263) |
| (Q9) 5. Muito difícil | | | | -0.121*** | -0.123*** | -0.134*** | -0.122*** |
| | | | | (0.0366) | (0.0397) | (0.0412) | (0.0401) |
| (Q10) 1. Muito mais fácil | | | | -0.225*** | -0.218** | -0.222** | -0.217** |
| | | | | (0.0815) | (0.0898) | (0.0904) | (0.0899) |
| (Q10) 2. Um pouco mais fácil | | | | 0.00233 | 0.00126 | -0.00474 | 0.00159 |
| | | | | (0.0277) | (0.0287) | (0.0290) | (0.0287) |
| (Q10) 4. Um pouco mais difícil | | | | 0.0385 | 0.0539* | 0.0395 | 0.0481* |
| | | | | (0.0254) | (0.0280) | (0.0285) | (0.0281) |
| (Q10) 5. Muito mais difícil | | | | -0.0261 | -0.00990 | -0.0196 | -0.00453 |
| | | | | (0.0391) | (0.0447) | (0.0461) | (0.0451) |
| características individuais | Não | Não | Não | Não | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> de tempo | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Não |
| <i>dummies</i> geográficas | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Sim |
| agregados macroeconômicos | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Sim |
| Observações | 13069 | 12935 | 12861 | 12666 | 11092 | 11092 | 11092 |
| Pseudo R^2 | 0.002 | 0.002 | 0.064 | 0.067 | 0.068 | 0.076 | 0.069 |

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os coeficientes dos *probits* ordenados estimados para a propensão a poupar (d_poupar). A amostra é restrita à primeira entrevista de cada indivíduo no período de análise (setembro/2005 a outubro/2015). Na seleção das primeiras entrevistas, trabalha-se com os dados já excluídos de *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. As características individuais incluídas são idade, renda e escolaridade. *Dummies* de tempo são incluídas para os $T - 1$ períodos da amostra. *Dummies* geográficas indicam a cidade de residência do entrevistado. Os agregados macroeconômicos incluídos são: primeira diferença da taxa de desemprego dessazonalizada, medida pela Pesquisa Mensal de Emprego; primeira diferença da variação interanual do IPCA; primeira diferença da Selic média mensal; e primeira diferença da expectativa Focus média para 12 meses à frente.

Tabela 6 – Propensão a poupar: efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação

| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (5) | Modelo (6) | Modelo (7) |
|--|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| $\partial P(d_{\text{poupar}} = 2)/\partial \text{exp_infl}$ | -0.00198*** (0.000260) | -0.00188*** (0.000264) | -0.000548** (0.000252) | -0.000506* (0.000259) | -0.000106 (0.000309) | -0.000585* (0.000324) | -0.000251 (0.000312) |
| $\partial P(d_{\text{poupar}} = 1)/\partial \text{exp_infl}$ | -0.00565*** (0.000707) | -0.00534*** (0.000719) | -0.00148** (0.000678) | -0.00136** (0.000692) | -0.000265 (0.000773) | -0.00146* (0.000806) | -0.000627 (0.000779) |
| $\partial P(d_{\text{poupar}} = 0)/\partial \text{exp_infl}$ | -0.000771*** (0.000152) | -0.000745*** (0.000150) | -0.000151** (0.0000758) | -0.000146* (0.0000797) | -0.0000206 (0.0000603) | -0.000113 (0.0000702) | -0.0000487 (0.0000622) |
| $\partial P(d_{\text{poupar}} = -1)/\partial \text{exp_infl}$ | 0.00617*** (0.000772) | 0.00585*** (0.000787) | 0.00163** (0.000748) | 0.00151** (0.000767) | 0.000292 (0.000850) | 0.00161* (0.000887) | 0.000691 (0.000858) |
| $\partial P(d_{\text{poupar}} = -2)/\partial \text{exp_infl}$ | 0.00222*** (0.000290) | 0.00211*** (0.000294) | 0.000546** (0.000251) | 0.000506* (0.000258) | 0.0001000 (0.000291) | 0.000549* (0.000303) | 0.000237 (0.000294) |

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta, para os modelos *probit* estimados para a propensão a poupar, os efeitos marginais médios da expectativa individual de inflação sobre a probabilidade de se responder cada alternativa. Os modelos estimados, bem como informações sobre a amostra e as variáveis utilizadas em cada especificação, encontram-se no rodapé da tabela 5.

5 Robustez e extensões

No capítulo 4, encontrou-se um efeito negativo e significativo da expectativa de inflação sobre a propensão a consumir duráveis; e um efeito insignificante sobre a propensão a poupar. Trata-se, assim, de resultado contrário ao que poderia se esperar da discussão feita no capítulo 2 acerca do papel estabilizador das expectativas de inflação em modelos de corte novo-keynesiano recentes. Neste capítulo, busca-se avaliar a robustez desses resultados. Na seção 5.1, o objetivo é verificar se os resultados anteriormente obtidos são estáveis ao longo do tempo. Na seção 5.2, a análise é estendida para a dimensão de painel dos dados — isto é, passamos a incluir na amostra as reentrevistas posteriores de um mesmo indivíduo. Na seção 5.3, busca-se verificar se os resultados se alteram em diferentes recortes sociodemográficos da amostra. As segundas entrevistas de um indivíduo no período de análise são utilizadas, na seção 5.4, para avaliar em que medida a possível presença de endogeneidade na expectativa de inflação pode estar afetando as estimativas obtidas. Por fim, na seção 5.5, segue-se metodologia proposta em Bachmann, Berg e Sims (2015) para avaliar o impacto, em nível agregado, das estimativas obtidas.

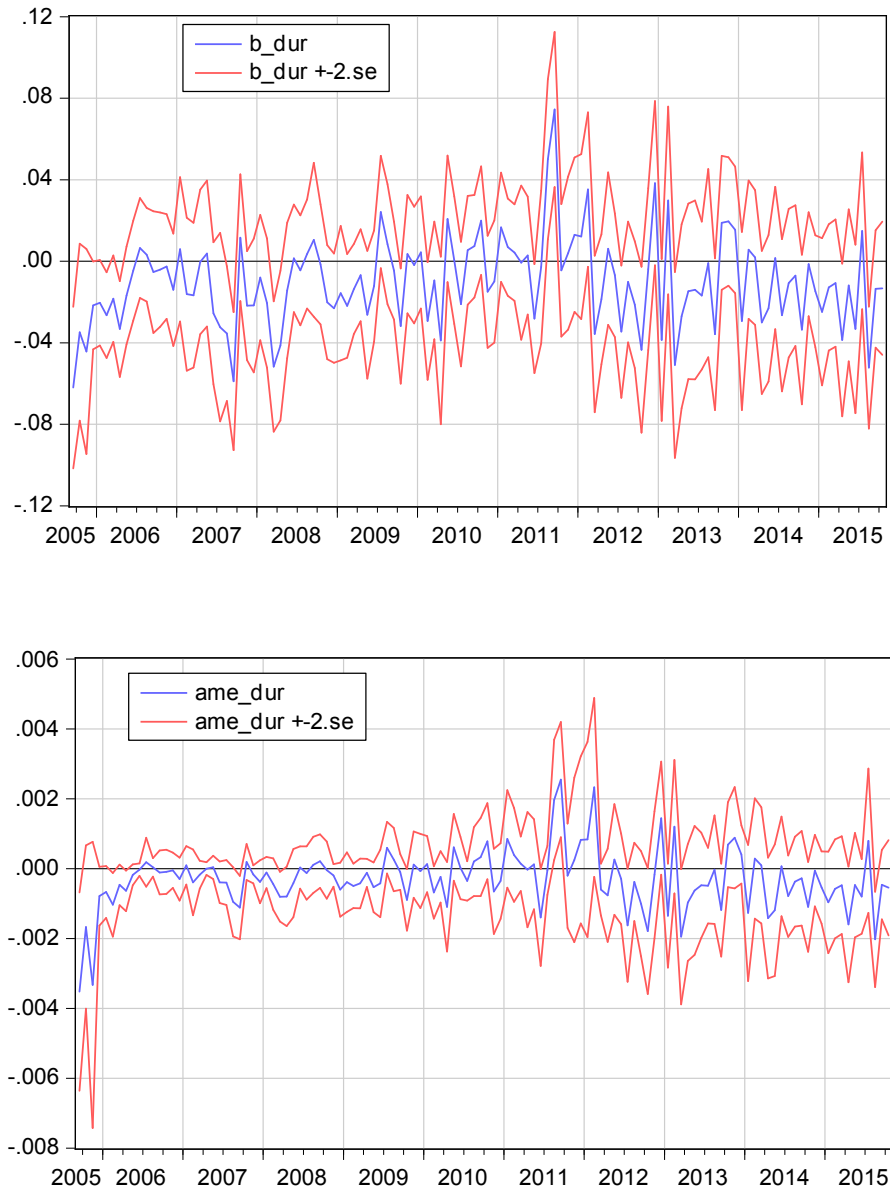
5.1 Estabilidade dos resultados ao longo do tempo

Para avaliar a estabilidade dos resultados ao longo do tempo, a seguinte estratégia é adotada: valendo-se da amostra que inclui as reentrevistas posteriores (mas exclui os *outliers*), rodam-se *probits* ordenados numa janela móvel de um mês, i.e. para cada mês na amostra, um modelo é rodado, e os coeficientes extraídos¹. A especificação utilizada é aquela das colunas (6) e (7) das tabelas 3 e 5, mas excluindo-se os controles temporais (*dummies* de tempo e agregados macroeconômicos). Além disso, é incluída como controle a variável *experiência*, que indica quantas vezes o indivíduo havia sido anteriormente entrevistado pela sondagem. Busca-se, dessa forma, controlar por possíveis efeitos de aprendizagem. Nas figuras 4 e 5, são reportados, respectivamente, os coeficientes associados à expectativa de inflação para a propensão a consumir duráveis e para a propensão a poupar. Além disso, são apresentados intervalos de confiança de dois erros-padrão para as estimativas. Também são incluídos, nos gráficos inferiores, os efeitos marginais médios sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ($\partial P(d_duraveis = 2)/\partial exp_inflacao$ e $\partial P(d_poupar = 2)/\partial exp_inflacao$).

No que toca à propensão a consumir duráveis, observa-se que o efeito da expectativa de inflação se manteve negativo durante parte substancial da amostra, ainda que o intervalo de confiança mensal cruze o eixo das abscissas com frequência. A magnitude das estimativas

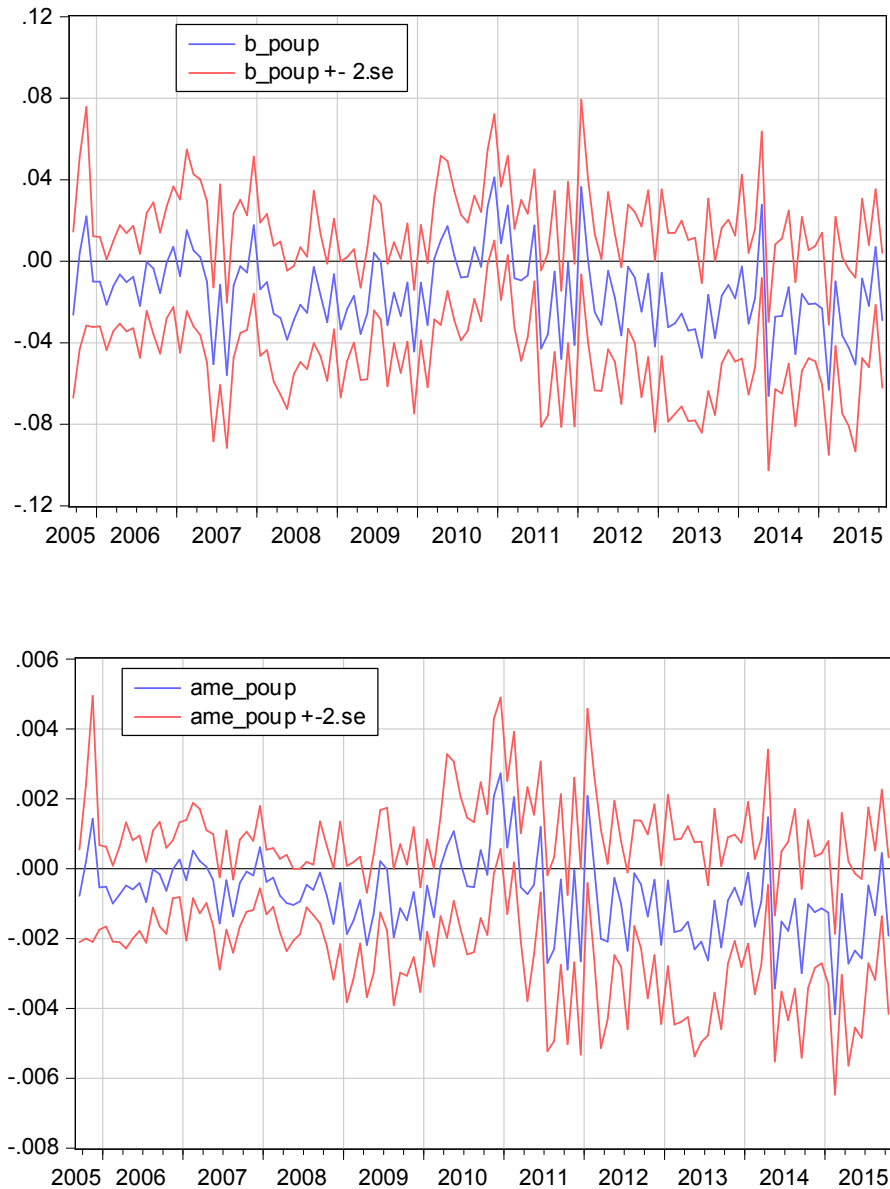
¹ Como um indivíduo é entrevistado somente uma vez num mesmo mês, ainda se está trabalhando com dados em *cross-section*. A amostra é repartida em *cross-sections* mensais.

Figura 4 – Propensão a consumir duráveis: coeficiente associado à expectativa de inflação e efeito marginal médio sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ao longo do tempo



Nota: Na figura, são apresentados os coeficientes associados à expectativa de inflação (e os intervalos de confiança de dois erros padrão correspondentes) dos *probits* ordenados estimados para a propensão a consumir duráveis numa janela móvel de um mês. Também são apresentados os efeitos marginais médios correspondentes sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ($\partial P(d_{duraveis} = 2)/\partial exp_inflacao$). As *cross-sections* mensais incluem reentrevistas posteriores dos indivíduos, mas excluem os *outliers* em termos de expectativa de inflação, conforme definidos no capítulo 3. A especificação utilizada é a mesma das colunas (6) e (7) da tabela 3, sendo excluídos os controles temporais (*dummies* de tempo e agregados macroeconômicos). Inclui-se, além disso, uma variável que denota o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo, para controlar por possíveis efeitos de aprendizagem.

Figura 5 – Propensão a poupar: coeficiente associado à expectativa de inflação e efeito marginal médio sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ao longo do tempo



Nota: Na figura, são apresentados os coeficientes associados à expectativa de inflação (e os intervalos de confiança de dois erros padrão correspondentes) dos *probits* ordenados estimados para a propensão a poupar numa janela móvel de um mês. Também são apresentados os efeitos marginais médios correspondentes sobre a probabilidade de resposta da categoria mais alta ($\partial P(d_poupar = 2)/\partial exp_inflacao$). As *cross-sections* mensais incluem reentrevistas posteriores dos indivíduos, mas excluem os *outliers* em termos de expectativa de inflação, conforme definidos no capítulo 3. A especificação utilizada é a mesma das colunas (6) e (7) da tabela 5, sendo excluídos os controles temporais (*dummies* de tempo e agregados macroeconômicos). Inclui-se, além disso, uma variável que denota o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo, para controlar por possíveis efeitos de aprendizagem.

mensais do efeito marginal médio é compatível com os valores obtidos nas especificações (6) e (7) da tabela 4. Em 18 dos 122 meses sob análise, o coeficiente associado à expectativa de inflação mostrou-se estatisticamente significativo. Somente em dois casos – nos meses de agosto e setembro de 2011 –, o coeficiente associado à expectativa de inflação e o efeito marginal associado foram positivos e significantes; isto é, indicaram um efeito positivo da expectativa de inflação sobre a propensão a consumir duráveis. Interessantemente, trata-se de período em que, segundo Dutra (2015), a política monetária desviou-se do princípio de Taylor – e, de acordo com o autor, esse desvio foi captado pelas expectativas médias dos consumidores. O efeito marginal volta a apresentar-se significativo, mas desta vez negativo, em março/2013, mês em que se deu início a novo ciclo de elevação da Selic, que parara de cair em outubro/2012².

Os coeficientes estimados para a especificação da propensão a poupar apresentam comportamento similar ao anteriormente descrito: mantêm-se negativos durante boa parte do período, e somente em 24 dos 122 meses apresentam-se significantes. Diferentemente da propensão a consumir duráveis, não se observa, entretanto, nenhum padrão claro na significância dos coeficientes nem dos efeitos marginais.

5.2 Especificações para dados em painel

Nesta seção, são estimados modelos em painel para as propensões a consumir duráveis e poupar. Para isso, a amostra é estendida e passa a incluir as reentrevistas subsequentes de um mesmo indivíduo. A tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas desse painel. A inflação média esperada pelos indivíduos foi de 6.9%, contra 7% na *cross-section* das primeiras entrevistas. As propensões medianas foram “neutras” no período, e 46.9% das entrevistadas são mulheres (contra 48.4% na amostra das primeiras entrevistas). A mediana da experiência – variável definida como o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo – é igual a 12, e o número máximo de vezes que um mesmo indivíduo participou da pesquisa foi igual a 116.

Antes que se prossiga à apresentação dos resultados, é importante que se expliquem algumas alterações necessárias na metodologia econométrica. No contexto de painéis curtos (em que T é fixo e $N \rightarrow \infty$), a inclusão de efeitos fixos em modelos não lineares acaba por gerar o *problema dos parâmetros incidentais* (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 780-781). Como o número de efeitos fixos a serem estimados tende a infinito, mas o número de observações utilizadas na estimação de cada um desses efeitos é fixa em T , a estimação desses parâmetros acaba sendo inconsistente. No contexto de modelos lineares, essa inconsistência nos efeitos fixos (também chamados de parâmetros incidentais) não contamina a estimação dos demais coeficientes, que é consistente sob as hipóteses usuais

² Em outubro/2012, o coeficiente é negativo e significativo, mas o efeito marginal é insignificante. Recorde-se que, como se está no âmbito de modelos não lineares, a significância dos efeitos marginais médios e dos coeficientes estimados podem diferir.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas: painel

| Variável | Média | Mediana | Mínimo | Máximo | Desv. Padrão | N |
|--------------|--------|-----------------------------|-------------------------|---------------------|--------------|---------|
| exp_infl | 6.899 | 6.500 | 0.000 | 17.500 | 2.394 | 165,132 |
| d_poupar | 0.047 | 0 | -2 | 2 | 0.742 | 164,688 |
| d_duraveis | -0.272 | 0 | -2 | 2 | 0.895 | 162,294 |
| dum_fem | 0.469 | 0 | 0 | 1 | 0.499 | 161,012 |
| renda | - | entre R\$ 4.8 e R\$ 9.6 mil | até R\$ 2.1 mil | mais de R\$ 9.6 mil | - | 165,130 |
| escolaridade | - | superior completo | até primário incompleto | pós-graduação | - | 162,009 |
| idade | - | entre 45 e 60 anos | menos de 35 anos | mais de 61 anos | - | 165,126 |
| experiencia | 17.347 | 12 | 0 | 115 | 17.733 | 165,132 |

Nota: A tabela apresenta estatísticas descritivas para a amostra em painel, que inclui, além das primeiras entrevistas de um indivíduo, eventuais reentrevistas. O período de análise é de setembro/2005 a outubro/2015. São excluídos da amostra os *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. Para renda, escolaridade e idade, não são reportadas médias ou desvios padrão, pois a pesquisa as trata como categorias. A variável *experiencia* indica o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo.

acerca do processo gerador. Entretanto, em modelos não lineares – salvo algumas exceções conhecidas (e.g. modelo Poisson, *logit*) –, a inconsistência nos parâmetros incidentais contamina as demais estimativas.

Para modelos Probit e seus derivados, não há solução para o problema. Por outro lado, Baetschmann (2012) e Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015) derivam, com base nos resultados conhecidos para o modelo *logit*, um estimador de efeitos fixos consistente para o modelo *logit* ordenado. O “truque” consiste em encontrar estatísticas suficientes para os parâmetros incidentais: uma vez que se faz o condicionamento a essas estatísticas, eliminam-se os efeitos fixos da função verossimilhança a ser maximizada. O estimador, cujo nome é *blow-up and cluster estimator*³ (BUC), é apresentado em maiores detalhes no apêndice B. É interessante notar que, como os efeitos fixos são eliminados no condicionamento à estatística suficiente, não é possível encontrar estimativa de efeito marginal médio para esse modelo. Não obstante, para modelos da família *logit*, o coeficiente associado a uma variável explicativa tem uma interpretação direta. Seja k uma das K categorias da variável dependente y , então o coeficiente associado à variável x_j , num modelo *logit* ordenado, é igual ao efeito marginal da variável sobre o *log-odds ratio*, definido como $\beta_j = \partial(\ln[P(y > k)/P(y \leq k)])/\partial x_j$. Ou seja, ainda que não se disponha de efeitos marginais médios, tem-se como avaliar – assim como no capítulo 4 – os resultados em termos de compatibilidade com o que se espera da teoria: deveríamos esperar um coeficiente positivo da expectativa de inflação nos modelos em que a variável dependente é a propensão a consumir duráveis (aumenta a probabilidade de se aumentar o consumo vis-à-vis as demais opções), e um coeficiente negativo nos modelos para a propensão a poupar (cai

³ A ideia é que existem, para uma variável dependente de J categorias, $J-1$ estatísticas suficientes possíveis. Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015) recomendam, então, replicar (*blow up*) a amostra $J-1$ vezes para “aproveitar” todas as possibilidades de condicionamento. Como a amostra utilizada possui replicações, os erros padrão utilizados devem ser robustos a *clustering* no indivíduo. Esses pontos são aprofundados no apêndice B.

a probabilidade de se estar poupando vi-à-vis as demais opções). Para manter alguma comparabilidade entre os resultados, opta-se também, para os modelos *pooled* e de efeitos aleatórios estimados a seguir, por uma especificação logística, ainda que para estes haja *probits* ordenados.

As tabelas 8 e 9 apresentam os coeficientes estimados para os modelos em que, respectivamente, a propensão a consumir duráveis e a propensão a poupar são as variáveis dependentes. Os controles são os mesmos da sexta especificação das tabelas 3 e 5. Inclui-se, além disso, a variável *experiência*, definida anteriormente. Para o estimador BUC, os coeficientes associados às *dummies* geográficas não são identificados, pois o estimador de máxima verossimilhança condicional elimina variáveis para as quais não há variação para um mesmo indivíduo ao longo do tempo⁴.

No que toca à propensão a consumir duráveis, os resultados na tabela 8 indicam que, tanto para o modelo *pooled* como para os estimadores de efeitos aleatórios e efeitos fixos, o coeficiente associado à expectativa de inflação é negativo e significativo. Assim, nesses modelos, a expectativa de inflação tem um efeito negativo sobre a propensão ao consumo de duráveis, reduzindo a probabilidade de resposta das categorias mais “altas” vis-à-vis categorias mais “baixas”. Para a propensão a poupar, os resultados na tabela 9 apresentam o seguinte padrão: o coeficiente associado à inflação esperada nos modelos *pooled* e de efeitos aleatórios é negativo e significativo; mas insignificante no modelo de efeitos fixos. Assim, os resultados sugerem que, uma vez que se faz o controle pela heterogeneidade individual, o efeito negativo da inflação esperada sobre a propensão a poupar desaparece⁵. Esse resultado é consistente com diferenças sistemáticas tanto na propensão a poupar como nas expectativas de inflação entre indivíduos. Os resultados obtidos para ambas as propensões corroboram aqueles encontrados no capítulo 4.

Tabela 8 – Propensão a consumir duráveis: estimação em painel

| | (1) <i>Pooled</i> | (2) Efeitos aleatórios | (3) Efeitos fixos (BUC) |
|-------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Expectativa de Inflação | -0.0208*** (0.00431) | -0.0192*** (0.00371) | -0.0542*** (0.0151) |
| (Q4) 1. Subir | -0.0682*** (0.0176) | -0.0712*** (0.0155) | 0.180*** (0.0574) |
| (Q4) 3. Cair | -0.0466** (0.0212) | -0.0504** (0.0200) | -0.120 (0.0757) |

⁴ A demonstração da estatística suficiente para o efeito fixo apresentada no apêndice B clarifica esse ponto.

⁵ Cabe ressaltar que há uma queda no tamanho da amostra sob o estimador BUC. Isso se deve ao fato de que o estimador trabalha com dicotomizações da variável dependente. Em particular, para uma variável y com J categorias ordenadas, o estimador BUC constrói $J-1$ dicotomizações na forma $d_j = \mathbb{1}[y \geq j], j = 2 \dots J$. Se, para um mesmo indivíduo e dada uma dicotomização, não houver variação na *dummy* construída ao longo do tempo, as observações do indivíduo são descartadas. Esse ponto é explorado mais claramente no apêndice B.

| | | | |
|---------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|
| (Q5) 1. Muito boa | 0.235*** (0.0856) | 0.418*** (0.0739) | 0.424** (0.176) |
| (Q5) 2. Boa | 0.127*** (0.0222) | 0.181*** (0.0190) | -0.0215 (0.0663) |
| (Q5) 4. Ruim | -0.597*** (0.0333) | -0.651*** (0.0302) | 0.161 (0.105) |
| (Q5) 5. Muito ruim | -0.903*** (0.136) | -1.103*** (0.100) | 0.174 (0.246) |
| (Q6) 1. Muito melhor | 0.294*** (0.0700) | 0.294*** (0.0584) | 0.0309 (0.157) |
| (Q6) 2. Um pouco melhor | 0.0816*** (0.0200) | 0.109*** (0.0174) | 0.0322 (0.0629) |
| (Q6) 4. Um pouco pior | -0.260*** (0.0441) | -0.309*** (0.0382) | 0.178* (0.106) |
| (Q6) 5. Muito pior | -0.587*** (0.198) | -0.489*** (0.167) | 0.429 (0.349) |
| (Q7) 1. Muito boa | 0.120 (0.0997) | 0.0706 (0.0765) | 0.546*** (0.207) |
| (Q7) 2. Boa | 0.110*** (0.0206) | 0.111*** (0.0194) | 0.150** (0.0712) |
| (Q7) 4. Ruim | -0.0975*** (0.0198) | -0.0836*** (0.0179) | 0.131* (0.0673) |
| (Q7) 5. Muito ruim | -0.278*** (0.0466) | -0.226*** (0.0393) | -0.0732 (0.146) |
| (Q8) 1. Muito melhor | 0.0349 (0.0915) | 0.0399 (0.0702) | -0.0266 (0.200) |
| (Q8) 2. Um pouco melhor | 0.119*** (0.0184) | 0.103*** (0.0168) | 0.0355 (0.0592) |
| (Q8) 4. Um pouco pior | -0.0705*** (0.0223) | -0.0894*** (0.0202) | -0.0297 (0.0662) |
| (Q8) 5. Muito pior | -0.370*** (0.0616) | -0.378*** (0.0550) | -0.0890 (0.180) |
| (Q9) 1. Muito fácil | -0.00529 (0.0964) | 0.0856 (0.0972) | 0.0743 (0.236) |
| (Q9) 2. Fácil | 0.0234 (0.0298) | 0.0813*** (0.0254) | -0.110 (0.0846) |
| (Q9) 4. Difícil | -0.0756*** (0.0205) | -0.100*** (0.0183) | -0.0164 (0.0655) |
| (Q9) 5. Muito difícil | -0.177*** (0.0352) | -0.222*** (0.0309) | -0.0633 (0.116) |
| (Q10) 1. Muito mais fácil | 0.204** | 0.216*** | 0.419** |

| | | | |
|--------------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
| | (0.0966) | (0.0823) | (0.195) |
| (Q10) 2. Um pouco mais fácil | 0.0950*** (0.0183) | 0.0881*** (0.0165) | 0.00120 (0.0621) |
| (Q10) 4. Um pouco mais difícil | -0.185*** (0.0197) | -0.133*** (0.0180) | 0.0242 (0.0647) |
| (Q10) 5. Muito mais difícil | -0.556*** (0.0460) | -0.490*** (0.0395) | 0.0823 (0.128) |
| Experiência | 0.000245 (0.000852) | 0.00268*** (0.000986) | 0.0219*** (0.00703) |
| características individuais | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> de tempo | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> geográficas | Sim | Sim | Não |
| Observações | 155414 | 155414 | 174050 |

Erros padrão robustos a *clustering* no indivíduo entre parênteses.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os coeficientes dos *logits* ordenados estimados para a propensão a consumir duráveis (*d_duraveis*). O painel utilizado inclui, além das primeiras entrevistas de um indivíduo, eventuais reentrevistas. O período de análise é de setembro/2005 a outubro/2015. São excluídos das amostras os *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. O estimador *blow-up and cluster* (BUC) de efeitos fixos é aquele definido em Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015), e o código utilizado na estimação é fornecido por esses autores no apêndice *online* do referido artigo. O corpo completo das perguntas pelas quais se controlam as especificações é apresentado no Apêndice A. A variável *experiência* indica o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo. As características individuais incluídas são idade, renda e escolaridade. *Dummies* de tempo são incluídas para os $T - 1$ períodos da amostra. *Dummies* geográficas indicam a cidade de residência do entrevistado. Para o estimador BUC, as *dummies* geográficas não são identificadas, pois o estimador de máxima verossimilhança condicional utilizado elimina variáveis para as quais não há variação para um mesmo indivíduo ao longo do tempo (cf. Apêndice B).

Tabela 9 – Propensão a poupar: estimação em painel

| | (1) <i>Pooled</i> | (2) Efeitos aleatórios | (3) Efeitos fixos (BUC) |
|-------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Expectativa de Inflação | -0.0253*** (0.00552) | -0.0266*** (0.00456) | -0.0252 (0.0169) |
| (Q4) 1. Subir | -0.0309 (0.0225) | -0.0454** (0.0186) | 0.0967 (0.0714) |
| (Q4) 3. Cair | -0.000366 (0.0249) | 0.00630 (0.0230) | 0.0341 (0.0890) |
| (Q5) 1. Muito boa | 2.498*** (0.126) | 1.940*** (0.0905) | 1.869*** (0.142) |
| (Q5) 2. Boa | 1.040*** (0.0308) | 0.798*** (0.0239) | 0.426*** (0.0779) |
| (Q5) 4. Ruim | -2.220*** | -2.049*** | 0.222 |

| | | | |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (0.0449) | (0.0454) | (0.137) |
| (Q5) 5. Muito ruim | -4.093*** (0.190) | -3.462*** (0.135) | 0.347 (0.287) |
| (Q6) 1. Muito melhor | -0.133* (0.0802) | 0.0600 (0.0620) | 0.765*** (0.137) |
| (Q6) 2. Um pouco melhor | -0.0117 (0.0247) | 0.102*** (0.0198) | 0.0722 (0.0731) |
| (Q6) 4. Um pouco pior | -0.691*** (0.0492) | -0.670*** (0.0408) | -0.00708 (0.147) |
| (Q6) 5. Muito pior | -1.024*** (0.300) | -1.122*** (0.199) | 0.225 (0.378) |
| (Q7) 1. Muito boa | 0.132 (0.110) | 0.115 (0.0912) | 0.576*** (0.215) |
| (Q7) 2. Boa | 0.0579** (0.0243) | 0.101*** (0.0216) | 0.138* (0.0817) |
| (Q7) 4. Ruim | -0.183*** (0.0256) | -0.205*** (0.0215) | -0.00428 (0.0830) |
| (Q7) 5. Muito ruim | -0.361*** (0.0600) | -0.339*** (0.0482) | -0.0000741 (0.161) |
| (Q8) 1. Muito melhor | 0.0578 (0.0893) | 0.159** (0.0807) | 0.132 (0.185) |
| (Q8) 2. Um pouco melhor | 0.0141 (0.0216) | 0.0459** (0.0190) | 0.144* (0.0752) |
| (Q8) 4. Um pouco pior | -0.0288 (0.0257) | -0.0525** (0.0219) | 0.0274 (0.0887) |
| (Q8) 5. Muito pior | 0.0936 (0.0813) | 0.0509 (0.0628) | 0.134 (0.185) |
| (Q9) 1. Muito fácil | -0.00537 (0.147) | 0.0124 (0.105) | 0.153 (0.233) |
| (Q9) 2. Fácil | 0.101*** (0.0357) | 0.118*** (0.0283) | 0.0114 (0.1000) |
| (Q9) 4. Difícil | -0.151*** (0.0270) | -0.189*** (0.0213) | 0.0182 (0.0850) |
| (Q9) 5. Muito difícil | -0.225*** (0.0434) | -0.307*** (0.0375) | 0.235* (0.137) |
| (Q10) 1. Muito mais fácil | -0.128 (0.0879) | -0.0486 (0.0906) | 0.121 (0.225) |
| (Q10) 2. Um pouco mais fácil | 0.0753*** (0.0222) | 0.0797*** (0.0190) | -0.0337 (0.0737) |
| (Q10) 4. Um pouco mais difícil | -0.00757 | -0.0641*** | -0.0363 |

| | | | |
|-----------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (0.0230) | (0.0196) | (0.0854) |
| (Q10) 5. Muito mais difícil | 0.00480 (0.0556) | -0.0803 (0.0489) | 0.0932 (0.158) |
| Experiência | 0.00172 (0.00108) | 0.00228* (0.00135) | -0.00488 (0.00600) |
| características individuais | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> de tempo | Sim | Sim | Sim |
| <i>dummies</i> geográficas | Sim | Sim | Não |
| Observações | 157744 | 157744 | 63377 |

Erros padrão robustos a *clustering* no indivíduo entre parênteses.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os coeficientes dos *logits* ordenados estimados para a propensão a poupar (d_poupar). O painel utilizado inclui, além das primeiras entrevistas de um indivíduo, eventuais reentrevistas. O período de análise é de setembro/2005 a outubro/2015. São excluídos das amostras os *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. O estimador *blow-up and cluster* (BUC) de efeitos fixos é aquele definido em Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015), e o código utilizado na estimação é fornecido por esses autores no apêndice *online* do referido artigo. O corpo completo das perguntas pelas quais se controlam as especificações é apresentado no Apêndice A. A variável *experiência* indica o número de entrevistas anteriormente realizadas pelo indivíduo. As características individuais incluídas são idade, renda e escolaridade. *Dummies* de tempo são incluídas para os $T - 1$ períodos da amostra. *Dummies* geográficas indicam a cidade de residência do entrevistado. Para o estimador BUC, as *dummies* geográficas não são identificadas, pois o estimador de máxima verossimilhança condicional utilizado elimina variáveis para as quais não há variação para um mesmo indivíduo ao longo do tempo (cf. Apêndice B).

5.3 Resultados para subamostras dos dados

Nesta seção, busca-se avaliar em que medida os resultados obtidos anteriormente – efeito negativo da inflação esperada sobre a propensão a consumir duráveis e efeito estatisticamente insignificante sobre a propensão a poupar – são estáveis em diferentes recortes dos dados. Para isso, são construídas subamostras com base na renda, idade, escolaridade e experiência dos entrevistados. O corte é feito com base na mediana dessas variáveis, avaliada no painel que inclui as reentrevistas posteriores de um mesmo indivíduo (as estatísticas descritivas desse painel são apresentadas na tabela 7). Também são construídas subamostras com base no gênero dos entrevistados e na gestão em vigor no Banco Central – neste último caso, a amostra é repartida em observações anteriores a janeiro/2011 (exclusive) e posteriores a esse mês (inclusive). São estimadas duas classes de modelos: um *logit* ordenado com efeitos fixos, valendo-se do estimador BUC definido na seção 5.2; e um *logit* ordenado aplicado somente à *cross-section* de primeiras entrevistas.

Os controles utilizados são os mesmos das tabelas 8 e 9⁶.

Tabela 10 – *Logits* ordenados: coeficientes associados à expectativa de inflação em subamostras dos dados

| | <i>d_duraveis</i> | | <i>d_poupar</i> | |
|---------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|
| | Efeitos fixos (BUC) | Primeiras Entrevistas | Efeitos fixos (BUC) | Primeiras Entrevistas |
| <i>Renda</i> | | | | |
| ≥ R\$ 4.8 mil | -0.0321 (0.0212) | -0.00778 (0.0114) | -0.0663 (NA) | -0.0170 (0.0119) |
| < R\$ 4.8 mil | -0.0772*** (0.0222) | -0.0273*** (0.00985) | 0.0169 (0.0230) | -0.0108 (0.0102) |
| <i>Idade</i> | | | | |
| ≥ 45 anos | -0.0573*** (0.0183) | -0.0203*** (0.0102) | -0.00486 (0.0230) | -0.00784 (0.0108) |
| < 45 anos | -0.0418 (0.0258) | -0.0169 (0.0108) | -0.0580** (0.0260) | -0.0186* (0.0110) |
| <i>Escolaridade</i> | | | | |
| ≥ superior completo | -0.0644*** (0.0198) | -0.0118 (0.0104) | -0.0473 (NA) | -0.0114 (0.0107) |
| < superior completo | -0.0482** (0.0240) | -0.0231** (0.0107) | 0.00546 (0.0235) | -0.0181 (0.0112) |
| <i>Experiência</i> | | | | |
| ≥ 12 entrevistas | -0.0649*** (0.0240) | - (-) | -0.0316 (0.0270) | - (-) |
| < 12 entrevistas | -0.0413** (0.0191) | -0.0205*** (0.00734) | -0.0384* (0.0210) | -0.0128* (0.00765) |
| <i>Gênero</i> | | | | |
| Feminino | -0.0664*** (0.0202) | -0.0177* (0.0105) | -0.00372 (0.0238) | -0.0229** (0.0109) |
| Masculino | -0.0346 (0.0221) | -0.0107 (0.0116) | -0.0550** (0.0247) | -0.000301 (0.0120) |
| <i>Período</i> | | | | |
| ≥ jan/2011 | -0.0268 (0.0200) | -0.00549 (0.0124) | 0.0151 (0.0280) | -0.0232* (0.0129) |
| < jan/2011 | -0.0592*** (0.0224) | -0.0282*** (0.00927) | -0.0767*** (0.0206) | -0.00867 (0.00971) |

Erros padrão entre parênteses.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os coeficientes associados à expectativa de inflação nos modelos *logit* ordenados estimados para subamostras dos dados. Estimam-se tanto modelos para os dados em painel, como para a *cross-section* das primeiras entrevistas. O período de análise é de setembro/2005 a outubro/2015. São excluídos das amostras os *outliers* – em termos de expectativa de inflação –, conforme definidos no capítulo 3. O estimador *blow-up and cluster* (BUC) de efeitos fixos é aquele definido em Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015), e o código utilizado na estimação é fornecido por esses autores no apêndice *online* do referido artigo. Os controles utilizados nas estimações são os mesmos das tabelas 8 e 9. O coeficiente associado à expectativa de inflação, nos modelos *logit* ordenados, tem uma interpretação direta: seja k uma das K categorias da variável dependente y , então o coeficiente associado à variável exp_infl é igual ao efeito marginal da variável sobre o *log-odds ratio*, definido como $\beta_{exp_infl} = \partial(\ln[P(y > k)/P(y \leq k)])/\partial exp_infl$. Os casos em que os erros padrão aparecem como *NA* são aqueles em que o algoritmo não conseguiu computar a matriz de variância-covariância.

No que toca à propensão a consumir duráveis, observa-se que o efeito negativo

⁶ Para a estimação na *cross-section* das primeiras entrevistas, a variável *experiência* não é incluída, uma vez que seu coeficiente não é identificado

e significativa da inflação permanece – tanto no painel como nas primeiras entrevistas – para as subamostras dos indivíduos com renda familiar mensal inferior à mediana dos dados (menor que R\$ 4.8 mil) e maiores de 45 anos. Entre as mulheres, somente o coeficiente do estimador BUC é significativo a 5%. Para os homens, ambos os coeficientes são insignificantes. O efeito negativo da expectativa individual sobre a propensão ao consumo de duráveis é encontrado durante o período correspondente à primeira gestão do Banco Central na amostra. No período referente à segunda gestão, o efeito é insignificante. Os coeficientes das especificações para a propensão a poupar não apresentam padrão claro de divergência entre subamostras.

5.4 Resultados para variável instrumental

Uma possível preocupação com os resultados obtidos no capítulo 4 envolve a possibilidade de endogeneidade na expectativa de inflação. Por um lado, é razoável supor que a inflação esperada pelos indivíduos seja medida com erro. Por outro, ainda que se tenha controlado por diversos determinantes individuais e agregados potencialmente correlacionados com a inflação esperada, não se pode descartar a presença de viés de variável omitida. Esse último ponto parece reforçado pelos resultados para a propensão ao consumo de duráveis na seção 5.1: nos momentos em que houve “choque” na postura do Banco Central, o coeficiente associado à expectativa de inflação mudou de sinal. Em especial, no mês em que, segundo Dutra (2015), tem início desvio do princípio de Taylor, a inflação afeta positivamente o consumo de duráveis; no mês em que se reinicia ciclo de elevação dos juros, a expectativa individual apresenta efeito negativo. Além disso, a insignificância, nas especificações finais do capítulo 4, dos coeficientes associados à expectativa quanto à trajetória do juro nominal pode indicar que não se dispõe de um bom controle para a postura esperada da autoridade monetária⁷. Nesta seção, busca-se verificar a extensão desses problemas através de uma abordagem de variável instrumental para modelos não lineares.

Antes de proceder aos dados, é útil apresentar o arcabouço em que – no contexto de um *probit* ordenado – os problemas acima descritos podem ser pensados. Seja y_1 a variável ordenada de interesse e y_2 a variável potencialmente medida com erro (ou correlacionada

⁷ Na discussão acerca do potencial viés de variável omitida, implicitamente se presume que a endogeneidade se apresenta somente na correlação entre a expectativa quanto à regra monetária omitida e a expectativa de inflação. Os demais controles são presumidos exógenos, e é este o tratamento que será dado durante toda esta seção. Essa abordagem parece razoável, uma vez que Dutra (2015) identifica que os entrevistados da sondagem compreendem a relação entre inflação e juro nominal, mas não entre juro nominal e desemprego. Assim, os controles relacionados às expectativas do indivíduo acerca de sua situação econômica futura, situação de emprego etc. são presumidos exógenos.

com as variáveis omitidas), então podemos definir⁸:

$$\begin{aligned}
 y_1^* &= \delta \cdot y_2 + x_1' \beta + \epsilon \\
 y_2 &= x_1' \theta_1 + x_2' \theta_2 + \nu = \mathbf{x}' \theta + \nu \\
 y_1 = j &\leftrightarrow \mu_{j-1} < y_1^* \leq \mu_j \\
 \begin{pmatrix} \epsilon \\ \nu \end{pmatrix} &\sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \eta \\ \eta & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right]
 \end{aligned} \tag{5.1}$$

onde (ϵ, ν) tem distribuição normal bivariada com covariância η e é independente do vetor \mathbf{x} . A potencial endogeneidade de y_2 é capturada pela correlação $\rho = \frac{\eta}{\sigma_2}$ entre os termos de erro da variável latente e de y_2 . O vetor x_2 constitui o conjunto de instrumentos disponíveis. De resto, y_1 – a variável observada – é definida em função da variável latente y_1^* e dos *cut-offs*, conforme apresentado no capítulo 4.

Introduzido o modelo, há duas maneiras de proceder a sua estimação. A primeira é estimar 5.1 por máxima verossimilhança. Serão obtidas estimativas dos coeficientes do modelo *probit* ordenado, multiplicados por um fator de escala⁹. Além disso, a forma como caracterizamos o modelo permite utilizar um teste de razão de verossimilhança no parâmetro ρ ($H0 : \rho = 0$; $H1 : \rho \neq 0$) para testar a exogeneidade de y_2 . A rejeição da hipótese nula indica que há um problema de endogeneidade. É importante frisar, no entanto, que esse teste de exogeneidade só é válido sob a hipótese de que o conjunto de instrumentos disponíveis também é válido (WOOLDRIDGE, 2010, p. 660).

Também seria possível adotar a abordagem conhecida como função controle, devida originalmente a Rivers e Vuong (1988). Este método¹⁰ é computacionalmente menos demandante que a estimação por máxima verossimilhança, ainda que menos eficiente. Em casos como deste estudo, em que o modelo é justamente identificado, os estimadores são numericamente idênticos. Assim, opta-se pela estimação por máxima verossimilhança.

Para implementar o método acima exposto, *trabalha-se com a amostra composta pelas segundas entrevistas dos indivíduos no período de análise*. Assim, o instrumento

⁸ A apresentação do modelo *probit* ordenado com variável contínua endógena resume Wooldridge (2010, p. 585-594, 660-662).

⁹ O coeficiente estimado será igual ao coeficiente associado à variável de interesse, multiplicado pelo fator de escala $(1 - \eta^2 \cdot \sigma_2^{-2})^{-0.5} \geq 1$. Pode-se realizar uma retransformação para obter o coeficiente de interesse, ainda que isto não seja necessário quando o objetivo se restringe, como neste estudo, a avaliar a significância do parâmetro.

¹⁰ A abordagem de função controle pode ser resumida brevemente da seguinte forma. Das propriedades da normal bivariada, podemos escrever $\epsilon = \kappa \cdot \nu + \xi$, onde $\kappa = \eta \cdot \sigma_2^{-2}$; e ξ é normal e independente de \mathbf{x} e y_2 . Esse resultado permite o seguinte procedimento: primeiramente, estima-se a forma reduzida de y_2 por mínimos quadrados ordinários; numa segunda etapa, estima-se o *probit* ordenado por máxima verossimilhança, mas inclui-se, entre os controles, o resíduo da estimação da primeira etapa. Sob as hipóteses anteriores, esse procedimento gera estimativas consistentes dos coeficientes do modelo *probit* ordenado, que também estarão ampliados pelo fator de escala referido anteriormente. Os erros padrão usualmente reportados não são válidos nesse caso, sendo *bootstrapping* uma alternativa possível. A abordagem de função controle também permite um teste de exogeneidade: um teste *t* no coeficiente associado ao resíduo incluído no *probit* ordenado permite avaliar essa hipótese.

para a expectativa de inflação no período da segunda entrevista é a expectativa reportada na primeira entrevista. A especificação utilizada é aquela da sexta coluna das tabelas 3 e 5 (especificação final com *dummies* de tempo). A estimação de 5.1 por máxima verossimilhança é realizada usando o código introduzido em Roodman (2011).

Tabela 11 – Estimação para segundas entrevistas: expectativa da primeira entrevista como instrumento

| | (1) | (2) |
|---|-----------------------|-----------------------|
| | <i>d_duraveis</i> | <i>d_poupar</i> |
| $y_1^* = \delta.exp_inflacao + x'\beta + \epsilon$ | | |
| Expectativa de Inflação | -0.0121 (0.0137) | 0.00152 (0.0141) |
| $exp_inflacao = \theta_1.exp_anterior + x'\theta_2 + \nu$ | | |
| Expectativa anterior | 0.327*** (0.00906) | 0.326*** (0.00898) |
| p-valor teste $\rho = 0$ (LR) | 0.903 | 0.349 |
| Observações | 8459 | 8597 |
| Log. Lkl. | -29134.2 | -27899.1 |

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: A tabela apresenta os resultados da estimação por máxima verossimilhança do modelo dado por 5.1. A amostra é aquela constituída pelas segundas entrevistas dos indivíduos no período de análise. O instrumento para a expectativa de inflação na segunda entrevista é aquela reportada na primeira entrevista. O vetor de controles \mathbf{x} é o mesmo das especificações da sexta coluna das tabelas 3 e 5. A estimação é realizada conforme código introduzido em Roodman (2011). Os coeficientes, na equação do *probit* ordenado, estão aumentados pelo fator de escala $(1 - \eta^2 \cdot \sigma_2^{-2})^{-0.5}$.

A tabela 11 resume os resultados encontrados. O coeficiente associado ao instrumento é positivo e significativo na estimação da forma reduzida da expectativa de inflação. No que toca aos *probits* ordenados, o coeficiente associado à expectativa individual de inflação é estatisticamente insignificante tanto para a propensão a consumir duráveis como para a propensão a poupar. Esse resultado poderia sugerir que, uma vez corrigida a endogeneidade, o efeito da expectativa de inflação sobre a propensão a consumir duráveis seria estatisticamente insignificante. Entretanto, *note-se que, em ambos os modelos, o teste LR não rejeita a hipótese nula de exogeneidade*¹¹. Assim, o resultado indica que o mais apropriado é trabalhar, como anteriormente feito, com a estimação dos *probits* ordenados sob a presunção de exogeneidade da expectativa de inflação¹².

¹¹ Para a abordagem de função controle, a estatística t do coeficiente associado ao resíduo na segunda etapa da estimação (veja-se rodapé 10) é igual a, respectivamente para a propensão a consumir duráveis e a poupar, 0.13 e -0.90 . Assim, mesmo a 10% de significância, também nessa abordagem não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade.

¹² Além disso, comparações entre resultados devem sempre ser feitas com cautela, uma vez que as amostras

5.5 Efeito agregado das estimativas obtidas

O objetivo desta seção é avaliar o impacto agregado do efeito negativo da expectativa de inflação obtido para a propensão a consumir duráveis. Para isso, segue-se abordagem similar à apresentada em Bachmann, Berg e Sims (2015). Com base na propensão a consumir duráveis agregada (*prop.duraveis*), definida no capítulo 3, e no logaritmo da produção de bens de consumo duráveis ($\log(\text{producao.duraveis})$) – avaliada pela Pesquisa Industrial Mensal, do IBGE¹³ –, estima-se, para o período de análise (setembro/2005 a outubro/2015), um modelo vetorial de correção de erros¹⁴. A função impulso-resposta, com erros decompostos por Choleski, de um choque em *prop.duraveis* sobre $\log(\text{producao.duraveis})$ é calculada. A ordenação de Choleski escolhida é (*prop.duraveis*, $\log(\text{producao.duraveis})$), isto é, impõe-se que inovações na produção de bens de consumo duráveis não afetem contemporaneamente a propensão agregada a consumir. A magnitude escolhida da inovação em *prop.duraveis* é aquela correspondente ao efeito, na sexta especificação da tabela 4, de uma elevação de um ponto percentual na expectativa de inflação¹⁵.

A figura 6 apresenta a função impulso-resposta calculada, bem como os intervalos de confiança de 95% para os valores obtidos. O efeito da inovação se estabiliza a partir do décimo mês posterior à ocorrência choque. Assim, os resultados indicam que, tudo o mais constante, uma elevação de um ponto percentual na expectativa média de inflação dos consumidores implica uma queda de aproximadamente 0.74% na produção de bens duráveis, com intervalo de confiança entre -1.1% e -0.4%.

utilizadas nesta seção e no capítulo 4 são diferentes. Em especial, a amostra de segundas entrevistas contém menos observações que a de primeiros entrevistados.

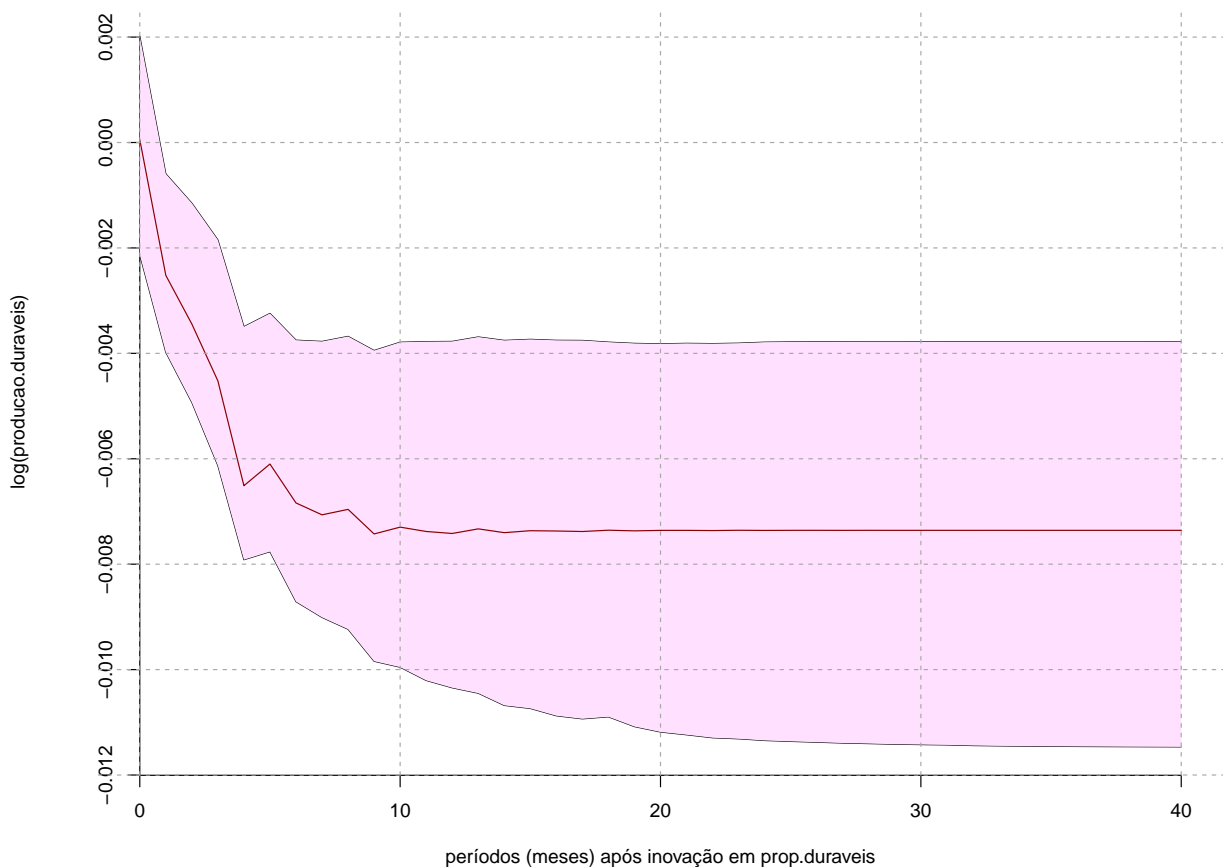
¹³ Série disponível em <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/indust/default.asp?z=t&o=22&i=P>>, categoria econômica 31 – bens de consumo duráveis.

¹⁴ A abordagem usual de séries temporais foi adotada. Primeiramente, realizaram-se testes de raiz unitária em ambas as variáveis, constatando-se a presença de uma raiz unitária em cada. Em seguida, realizou-se o procedimento de Johansen para avaliar a cointegração entre as séries. Os testes de traço e máximo autovalor indicaram a presença de cointegração. O VECM apropriado para os testes – e consequentemente aquele utilizado nos resultados apresentados no corpo deste trabalho –, em termos de não autocorrelação/correlação extemporânea dos resíduos e normalidade, foi um modelo com cinco defasagens (em nível), constante na equação de cointegração, *dummies* sazonais e de *outliers*. Não se conseguiu justificar a inclusão de *dummies* de *outliers* adicionais para corrigir o excesso de curtose associado ao resíduo de *prop.duraveis*. Para o resíduo associado à produção de bens duráveis, o teste de Jarque-Bera não rejeita a hipótese nula de normalidade. Os resultados dessas etapas intermediárias estão disponíveis mediante pedido ao autor.

¹⁵ Pela definição de *prop.duraveis* no capítulo 3 e pelos resultados da sexta coluna da tabela 4, o efeito sobre a propensão média dos consumidores de uma elevação marginal na expectativa média de inflação é igual a

$$\begin{aligned} & \frac{\partial P(d_duraveis = 2)}{\partial exp_inflacao} \cdot (1) + \frac{\partial P(d_duraveis = 1)}{\partial exp_inflacao} \cdot (0.5) + \frac{\partial P(d_duraveis = 0)}{\partial exp_inflacao} \cdot (0) + \\ & + \frac{\partial P(d_duraveis = -1)}{\partial exp_inflacao} \cdot (-0.5) + \frac{\partial P(d_duraveis = -2)}{\partial exp_inflacao} \cdot (-1) = (-0.000639) \cdot (1) + (-0.00216) \cdot (0.5) + \\ & + (-0.000875) \cdot (0) + (0.00150) \cdot (-0.5) + (0.00217) \cdot (-1) = -0.004639 \end{aligned}$$

Figura 6 – Resposta (e IC 95%) de $\log(\text{producao.duraveis})$ a um choque ortogonal em prop.duraveis correspondente ao efeito de uma elevação de um ponto na expectativa média de inflação dos consumidores



Nota: A figura apresenta a função impulso-resposta (e o intervalo de confiança de 95% correspondente) do logaritmo da produção de bens de consumo duráveis ($\log(\text{producao.duraveis})$) a uma inovação na propensão agregada a consumir duráveis (prop.duraveis). Os erros foram decompostos por Choleski, seguindo a ordenação ($\text{prop.duraveis}, \log(\text{producao.duraveis})$). A função é calculada a partir de um VECM com cinco defasagens (no nível), constante na equação de cointegração, *dummies* sazonais e de *outliers*. O procedimento completo é descrito no rodapé 14. Os erros padrão usados no cálculo dos intervalos de confiança foram obtidos por *bootstrapping*, com 1000 replicações. A magnitude da inovação em prop.duraveis escolhida foi aquela correspondente ao efeito, na sexta especificação da tabela 4, de uma elevação de um ponto percentual na expectativa de inflação. A propensão agregada a consumir duráveis é definida no capítulo 3. A produção de bens de consumo duráveis é extraída da Pesquisa Industrial Mensal, do IBGE.

6 Discussão e Considerações Finais

O papel estabilizador das expectativas de inflação é enfatizado em diversos modelos recentes de inspiração novo-keynesiana. Ao reduzir o juro real esperado, uma elevação das expectativas de inflação, *ceteris paribus*, estimularia a demanda agregada. O canal comumente enfatizado é aquele do consumo, via substituição intertemporal. O presente trabalho objetivou coletar evidência econométrica acerca da relação entre expectativas de inflação e perspectivas de consumo, tal qual captadas pelos microdados da Sondagem do Consumidor da FGV. A metodologia utilizada consistiu na estimação de modelos de escolha ordenada.

Os resultados obtidos nos capítulos 4 e 5 sugerem a existência de um efeito negativo da inflação esperada sobre a propensão ao consumo de duráveis, e um efeito insignificante sobre a disposição a poupar no período corrente. Nesse sentido, há indícios de que uma elevação da inflação esperada acarreta uma *substituição intratemporal do consumo*, elevando a parcela gasta com não duráveis em detrimento do dispêndio em bens duráveis, mas sem afetar significativamente o consumo total corrente. Tal resultado seria compatível com a interpretação, sugerida em Bachmann, Berg e Sims (2015), de que a inflação pode sinalizar incerteza: na medida em que funciona como um sinal – pelo qual não se conseguiu controlar apropriadamente nas especificações – de maus tempos à frente, uma maior inflação esperada enseja uma substituição em direção a bens cujos esquemas de pagamento requerem um menor comprometimento das rendas corrente e futura. A significância desse efeito negativo nas subamostras de indivíduos mais velhos e de menor renda (seção 5.3) parece reforçar esse ponto: indivíduos mais velhos possuem maior chance de ter experimentado o período inflacionário dos anos 80 e início dos anos 90, que pode haver marcado suas percepções acerca do significado de uma aceleração inflacionária¹. Por outro lado, indivíduos de renda mais baixa possivelmente detêm menor acesso a mecanismos de proteção contra volatilidade futura; ademais, se a informação é custosa, provavelmente têm menor acesso a meios informativos adicionais. Não obstante esses argumentos, é importante notar que essa explicação não é de todo satisfatória: se o efeito negativo da inflação esperada sobre o consumo de duráveis se dá pelo canal da incerteza, era de se esperar, tudo o mais constante, *um aumento da poupança corrente pelo motivo precaucionário*.

¹ Ichiue e Nishiguchi (2015) reportam que, no Japão, o consumo total corrente dos indivíduos reage positivamente à inflação esperada, e que esse efeito é mais forte entre os mais velhos. Segundo os autores, uma explicação possível para esse padrão seria a experiência de grupos mais velhos no período de alta inflação dos anos 1970. Por outro lado, D'Acunto, Hoang e Weber (2016) informam que, na Alemanha, a propensão ao consumo de duráveis, entre indivíduos mais velhos, reage menos positivamente à expectativa individual de inflação do que para a média dos entrevistados, e sugerem que experiências passadas com processos inflacionários podem explicar essas diferenças. No caso deste trabalho, argumenta-se que, como o período brasileiro de alta inflação também fora associado a estagnação e volatilidade, as experiências desses tempos poderiam ensejar um efeito-sinalização negativo da inflação esperada.

Um outro aspecto importante evidenciado pelos resultados é a *importância de se controlar por heterogeneidades individuais e sociodemográficas*. O efeito negativo da inflação esperada sobre a propensão a poupar desaparece, na especificação *baseline* do capítulo 4, quando se incluem controles sociodemográficos de renda, gênero e idade. Para a especificação de dados em painel da seção 5.2, a inclusão de efeitos fixos individuais elimina o efeito da inflação esperada sobre a poupança. Esses resultados são indicativos de diferenças sistemáticas na expectativa de inflação (e na propensão a poupar) entre indivíduos. Também são compatíveis com a existência de diferenças na inflação esperada entre grupos sociodemográficos, como apresentado em Campelo et al. (2014). Segundo os autores, essas diferenças sugerem a plausibilidade de hipóteses “epidemiológicas” de formação de expectativas, em que se presume que a propagação da informação é lenta e desigual entre diferentes subgrupos demográficos.

Os resultados obtidos podem estar sujeitos a dois tipos de preocupações adicionais: possível erro de medida na expectativa de inflação; e influência de potencial viés de variável omitida correlacionada com a inflação esperada. Essa última preocupação é reforçada pela possível ausência de um controle adequado para a expectativa quanto à postura da autoridade monetária². Por um lado, os coeficientes associados à trajetória do juro nominal são insignificantes nas especificações *baseline* finais das tabelas 3 e 5. Por outro lado, a abertura mensal dos coeficientes e efeitos marginais associados à expectativa de inflação na seção 5.1 mostra que, no mês em que se deu, segundo Dutra (2015), início a afrouxamento do princípio de Taylor, a inflação esperada afetou positivamente a propensão a consumir duráveis; e no período em que se reiniciou ciclo de elevação da Selic, o efeito sobre essa mesma variável foi negativo. Esses pontos sugeririam, assim, que as estimativas obtidas poderiam estar contaminadas pela ausência de um controle apropriado para a expectativa quanto à regra monetária. Tais preocupações quanto aos potenciais efeitos de endogeneidade na expectativa de inflação sobre os resultados são, no entanto, mitigadas pelas conclusões da seção 5.4. Ainda que os coeficientes associados à expectativa de inflação reportada na segunda entrevista sejam insignificantes em ambos os modelos estimados, em ambos os casos não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade nos testes sobre o parâmetro ρ , o que sugere a apropriabilidade das estratégias de estimação anteriores. Evidentemente, esses testes somente são válidos sob a hipótese de que a expectativa de inflação defasada constitui um bom instrumento para a inflação esperada na segunda entrevista.

Finalmente, ainda que não se disponha de uma única história suficientemente robusta para analisar os resultados encontrados, o que estes parecem sugerir é que o efeito estabilizador das expectativas de inflação subjacente aos modelos novo-keynesianos, pelo menos no que toca ao canal do consumo tal qual medido pela percepção dos consumidores, deve ser tomado com cautela. Não se encontra efeito sobre a propensão a poupar (e a

² Assim como na seção 5.4, a discussão é feita presumindo-se que o problema de endogeneidade devido a variável omitida se restrinja à expectativa de inflação. O rodapé 7 da seção 5.4 apresenta a justificativa para essa hipótese.

consumir; uma vez que se controla pela renda) decorrente de uma elevação *ceteris paribus* na expectativa individual de inflação. Por outro lado, as estimativas da seção 5.5 sugerem um impacto setorial potencialmente importante: um choque ortogonal correspondente à elevação de um ponto percentual na expectativa de inflação média dos consumidores implica, pela função impulso-resposta, queda entre -0.4% e -1.1% na produção de bens duráveis. Na medida em que repercussões nesse setor tenham relevância macroeconômica – para além do canal do consumo agregado –, os resultados poderiam sugerir possível papel desestabilizador das expectativas de inflação.

Apêndices

APÊNDICE A – Sondagem do Consumidor: Questões utilizadas

Seguem abaixo as perguntas da sondagem do consumidor utilizadas neste trabalho. Entre parênteses, mantém-se o código original da pergunta nos dados da FGV.

Q.1. (1154) Nos próximos seis meses, em relação aos seis meses anteriores, os seus gastos com bens de consumo duráveis (eletroeletrônicos, utilidades domésticas ou outros) serão:

1. Muito maiores
2. Um pouco maiores
3. Iguais
4. Um pouco menores
5. Muito menores

Q.2. (1190) Na sua opinião, de quanto será a inflação brasileira em 12 meses? __%

Q.3. (1165) Comparando receitas e despesas, no momento atual sua família está:

1. Pougando muito
2. Pougando pouco
3. Equilibrada
4. Endividando-se pouco
5. Endividando-se muito

Q.4. (1189) Na sua opinião, nos próximos seis meses a taxa de juros irá:

1. Subir
2. Manter-se
3. Cair

Q.5. (1147) A situação financeira de sua família neste momento está:

1. Muito boa
2. Boa
3. Normal

4. Ruim
5. Muito ruim

Q.6. (1149) Nos próximos seis meses, ela [situação financeira da família] estará:

1. Muito melhor
2. Um pouco melhor
3. Igual
4. Um pouco pior
5. Muito pior

Q.7. (1177) Com base no seu cotidiano, como você percebe a situação atual da economia em sua cidade?

1. Muito boa
2. Boa
3. Normal
4. Ruim
5. Muito ruim

Q.8. (1178) Nos próximos seis meses, ela [situação da economia na cidade de residência] estará.

1. Muito melhor
2. Um pouco melhor
3. Igual
4. Um pouco pior
5. Muito pior

Q.9. (1182) Na sua opinião, conseguir emprego hoje em sua cidade está:

1. Muito fácil
2. Fácil
3. Normal
4. Difícil
5. Muito difícil

Q.10. (1183) Nos próximos seis meses, conseguir emprego estará

1. Muito mais fácil
2. Um pouco mais fácil
3. Igual
4. Um pouco mais difícil
5. Muito mais fácil

APÊNDICE B – Estimador *blow-up and cluster* para o modelo *logit* ordenado com efeito fixos

Considere um modelo *logit* ordenado com J categorias ordenadas na forma¹:

$$\begin{aligned} y_{i,t}^* &= \alpha_i + x'_{i,t}\beta + \epsilon_{i,t} \\ y_{i,t} = j &\leftrightarrow \mu_{j-1} < y_{i,t}^* \leq \mu_j \\ F(\epsilon_{i,t}) &= \frac{1}{1 + e^{-\epsilon_{i,t}}} \end{aligned} \tag{B.1}$$

onde $\epsilon_{i,t}$ é iid e tem distribuição logística padrão com função de distribuição acumulada dada por $F(\cdot)$; α_i é o efeito fixo; e μ_j , $j = 0, 1, \dots, J$ são os *cut-offs*, com $\mu_0 = -\infty$ e $\mu_J = +\infty$. Analogamente ao modelo *probit* ordenado apresentado no capítulo 4, a probabilidade associada a uma categoria j qualquer é dada por:

$$P(y_{i,t} = j | x_{i,t}, \alpha_i) = F(\mu_j - \alpha_i - x'_{i,t}\beta) - F(\mu_{j-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta) \tag{B.2}$$

Agora, defina a dicotomização $d_{i,t} = \mathbb{1}[y_{i,t} \geq s]$. Observe que, como a variável dependente possui J categorias, há $J-1$ dicotomizações possíveis². Defina $r_i = (r_{i,1}, r_{i,2}, \dots, r_{i,T})$ o vetor de realizações, para o indivíduo i , da dicotomização escolhida, e $\sum_{t=1}^T r_{i,t} = c_i$ o

¹ A apresentação do estimador consistente segue Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015). O desenvolvimento da equação B.3 é inspirado na demonstração análoga de Cameron e Trivedi (2005, p. 798-799) para um *logit* simples.

² Além disso, note que, por B.2, $P(d_{i,t} = 1) = 1 - F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta)$ e $P(d_{i,t} = 0) = F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta)$

somatório dessas realizações. Então, podemos fazer:

$$\begin{aligned}
 P(d_i = r_i | \sum_{t=1}^T d_{i,t} = c_i) &= \frac{P(d_i = r_i, \sum_{t=1}^T d_{i,t} = c_i)}{P(\sum_{t=1}^T d_{i,t} = c_i)} = \frac{P(d_i = r_i)}{P(\sum_{t=1}^T d_{i,t} = c_i)} = \\
 &= \frac{\prod_{t=1}^T (1 - F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta))^{r_{i,t}} \cdot (F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta))^{1-r_{i,t}}}{\sum_{d_i \in B_{c_i}} \prod_{t=1}^T (1 - F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta))^{d_{i,t}} \cdot (F(\mu_{s-1} - \alpha_i - x'_{i,t}\beta))^{1-d_{i,t}}} = \\
 &= \frac{\prod_{t=1}^T \frac{e^{(\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)r_{i,t}}}{1 + e^{(\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)}}}{\sum_{d_i \in B_{c_i}} \prod_{t=1}^T \frac{e^{(\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)d_{i,t}}}{1 + e^{(\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)}}} = \frac{\exp\{\sum_{t=1}^T (\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)r_{i,t}\}}{\sum_{d_i \in B_{c_i}} \exp\{\sum_{t=1}^T (\alpha_i - \mu_{s-1} + x'_{i,t}\beta)d_{i,t}\}} = \\
 &= \frac{\exp\{\sum_{t=1}^T (x'_{i,t}\beta)r_{i,t}\}}{\sum_{d_i \in B_{c_i}} \exp\{\sum_{t=1}^T (x'_{i,t}\beta)d_{i,t}\}}
 \end{aligned} \tag{B.3}$$

onde $B_{c_i} = \{d_i | \sum_{t=1}^T d_{i,t} = c_i\}$ é o conjunto de todas as sequências possíveis da dicotomização que satisfaçam que o somatório ao qual se condiciona seja igual a c_i . Mostrou-se, assim, que $\sum_{t=1}^T d_{i,t}$ é uma estatística suficiente para o parâmetro incidental α_i . A função log máxima verossimilhança pode ser montada a partir de B.3, e assim se tem um estimador de máxima verossimilhança condicional. Recorde-se, entretanto, que há J-1 dicotomizações possíveis. Além disso, note que, se $r_i = 1$ ou $r_i = 0$ – isto é, se, dada a dicotomização escolhida, não houver variação para um mesmo indivíduo na *dummy* ao longo do tempo –, o numerador e o denominador de B.3 se cortam, e o indivíduo é “descartado” da estimação. A depender dos dados, isso pode levar a uma perda grande de amostra. Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015) recomendam, assim, combinar todas as J-1 dicotomizações possíveis numa função máxima verossimilhança única a se maximizar, que toma a forma:

$$lkl_buc(\beta) = \sum_{s=2}^J \sum_{i=1}^N \log\left(P(d_i^s = r_i^s | \sum_{t=1}^T d_{i,t}^s = c_i^s)\right) \tag{B.4}$$

onde o sobrescrito s indica que se está variando a dicotomização $d_{i,t}^s = \mathbb{1}[y_{i,t} \geq s]$.³ O estimador *blow-up and cluster* (BUC) é aquele que maximiza B.4. Como se está efetivamente replicando (*blowing up*) a amostra J-1 vezes, é importante que o erro padrão utilizado seja robusto a *clustering* no indivíduo. Baetschmann, Staub e Winkelmann (2015) demonstram a consistência desse estimador e, através de simulações de Monte Carlo, concluem que este funciona bem em amostras finitas.

³ Não é possível fazer a dicotomização com $s = 1$, pois as *dummies* sempre assumiriam valor 1. Daí haver J-1 dicotomizações possíveis.

Referências

- ARUOBA, S. B.; SCHORFHEIDE, F. Sticky prices versus monetary frictions: An estimation of policy trade-offs. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 3, n. 1, p. 60–90, 2011. ISSN 19457707.
- BACHMANN, R.; BERG, T. O.; SIMS, E. R. Inflation expectations and readiness to spend: Cross-Sectional evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 7, n. 1, p. 1–35, 2015. ISSN 1945774X. Disponível em: <<http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.20130292>>.
- BAETSCHMANN, G. Identification and estimation of thresholds in the fixed effects ordered logit model. *Economics Letters*, Elsevier B.V., v. 115, n. 3, p. 416–418, 2012. ISSN 01651765. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2011.12.100>>.
- BAETSCHMANN, G.; STAUB, K. E.; WINKELMANN, R. Consistent estimation of the fixed effects ordered logit model. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, v. 178, n. 3, p. 685–703, jun 2015. ISSN 09641998. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/rssa.12090>>.
- BURKE, M. A.; OZDAGLI, A. *Household Inflation Expectations and Consumer Spending: Evidence from Panel Data*. Boston, 2013. 43 p. (Working Paper Series: Federal Reserve Bank of Boston, 13-25).
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics : Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005. v. 53. 1058 p. ISSN 1098-6596. ISBN 9788578110796.
- CAMPELO, A. et al. *Inflation Expectations of Brazilian Consumers: An Analysis Based on the FGV Survey*. Rio de Janeiro, 2014. 31 p. (Textos para Discussão: IBRE-FGV, 64).
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, v. 119, n. 1, p. 78–121, feb 2011. ISSN 0022-3808. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/659312>>.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, v. 113, n. 1, p. 1–45, feb 2005. ISSN 0022-3808. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/426038>>.
- CRUMP, R. K. et al. Subjective intertemporal substitution. *FRB of New York Staff Report*, n. 734, 2015. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/abstract=2635008>>.
- D'ACUNTO, F.; HOANG, D.; WEBER, M. Unconventional fiscal policy, inflation expectations, and consumption expenditure. CESifo Working Paper Series, n. 5793, mar 2016. Disponível em: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:ces:ceswps:_5793>.
- DUTRA, B. T. *Consistência das expectativas sobre política monetária*. 2015. 1–41 p. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10438/13740>>.

EGGERTSSON, G. The Deflation Bias and Committing to Being Irresponsible. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 38, n. 2, p. 283–321, 2006. ISSN 1538-4616. Disponível em: <<http://muse.jhu.edu/content/crossref/journals/journal{ }of{ }money{ }credit{ }and{ }banking/v038/38>>

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 7. ed. Boston: Pearson, 2012. 1231 p. ISBN 9780131395381.

GUTIERREZ, C. E. C. Testing the Optimality of Consumption Decisions of the Representative Household: Evidence from Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 3, p. 373–387, 2015. ISSN 0034-7140. Disponível em: <<http://www.gnresearch.org/doi/10.5935/0034-7140.20150017>>.

ICHIUE, H.; NISHIGUCHI, S. Inflation expectations and consumer spending at the zero bound: Micro evidence. *Economic Inquiry*, v. 53, n. 2, p. 1086–1107, 2015. ISSN 14657295.

Instituto Brasileiro de Economia. *Metodologia da Sondagem do Consumidor*. Rio de Janeiro: FGV, 2012.

MANKIW, N. Consumer durables and the real interest rate. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1981, p. 353–362, 1985. ISSN 00346535. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1148>>.

RIVERS, D.; VUONG, Q. H. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics*, v. 39, n. 3, p. 347–366, 1988. ISSN 03044076.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. The Missing Transmission Mechanism in the Monetary Explanation of the Great Depression. *American Economic Review*, v. 103, n. 3, p. 66–72, may 2013. ISSN 0002-8282. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/aer.103.3.66>>.

ROODMAN, D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp. *Stata Journal*, v. 11, n. 2, p. 159–206, 2011. ISSN 1536867X.

WOODFORD, M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 3, n. 1, p. 1–35, jan 2011. ISSN 1945-7707. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/mac.3.1.1>>.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2010. 1096 p.