

Alan André Borges da Costa

**A relação intertemporal entre educação e consumo: os
consumidores mais escolarizados são os mais pacientes?**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2011

Alan André Borges da Costa

A relação intertemporal entre educação e consumo: os consumidores mais escolarizados são os mais pacientes?

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira

Co-orientador: Prof. Dr. Marcio Antônio Salvato

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
2011

Folha de Aprovação

"A small income, other things being equal, tends to produce a high rate of impatience, partly from the thought that provision for the present is necessary both for the present itself and for the future as well, and partly from lack of foresight and self-control."
[FISHER 1930, p. 73]

"É preciso medir tudo o que é mensurável, e tornar mensurável o que não é..." [GALILEU GALILEI]

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por continuar proporcionando luz ao meu caminho e não deixar que eu desanimasse diante os obstáculos.

Aos meus pais devido ao grande aprendizado, carinho, dedicação, amor e tudo mais que necessitei durante toda minha vida, vocês que tiveram sempre ao meu lado e nunca me abandonaram por pior que fosse a situação. Muito obrigado!!! A Dinda e ao Luiz por toda confiança, apoio e incentivo e principalmente por acreditar que um dia eu chegaria lá!!! Agradeço também toda minha família por incentivar a conclusão de mais uma etapa.

Ao meu amor Sibelle Diniz por estar sempre ao meu lado e entender os dias (ou meses) de ausência devido ao trabalho intenso durante estes dois anos, e alguns meses, de curso. Além de seu amor incomensurável também agradeço por ser a primeira a ler esta dissertação e mencionar consideráveis contribuições.

Aos orientadores, Mauro Sayar e Marcio Salvato, pela paciência e por acreditar que este trabalho seria possível. Também agradeço as contribuições da primeira orientadora, Cristine Pinto, que por motivos de força maior não pôde continuar a orientação.

Aos amigos de sala, pelo companheirismo e importantes conversas acerca do desenvolvimento desta dissertação durante a caminhada no CEDEPLAR.

À professora Ana Maria Hermeto, pelas dúvidas e paciência nas consultorias sobre formação de coorte e também modelos econométricos durante todo o curso de mestrado.

Ao Fabio Gomes, por ter incentivado este trabalho. As poucas conversas por email acabaram gerando uma dissertação. Obrigado!

Aos demais funcionários e corpo docente do CEDEPLAR por proporcionar o conhecimento adquirido ao longo destes dois anos.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

TCV – Teoria do Ciclo da Vida

TRP – Teoria da Renda Permanente

TPI – Taxa de Preferência Intertemporal

ESI – Elasticidade de Substituição Intertemporal

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

VI – Variável Instrumental

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares

SUMÁRIO

1	Introdução	1
2.	Consumo.....	6
2.1	Decisão Intertemporal de Consumo	6
2.2	A Relação entre Consumo, Educação e Renda: evidências empíricas	13
3.	Metodologia	17
3.1	O modelo Teórico e Empírico de Escolha Intertemporal de Lawrance (1991)	17
3.2	Estratégia de Identificação.....	21
3.3	Dados de Coorte.....	23
3.3.1	Hipóteses Adotadas para Dados em Coorte	24
3.4	Base de Dados	25
3.4.1	Fonte de Dados	26
3.4.2	Variáveis Utilizadas	28
3.4.2.1	Renda Domiciliar <i>per capita</i>	28
3.4.2.2	Consumo Domiciliar <i>per capita</i>	28
3.4.2.3	Juros	34
3.4.2.4	Características dos Indivíduos e Quantidade de Moradores	38
3.4.3	Formação das Coortes.....	38
3.5	Processo de Estimação e Especificação Econométrica	44
4	Resultados	46
4.1	Estatísticas Descritivas	46
4.2	Resultados Econométricos	52
4.2.3	Taxa de Preferência Intertemporal	57
5.	Conclusões.....	63
	REFERÊNCIAS.....	66
	Anexo	73
A1.	Regressões	73
A2.	Primeiro Estágio de Variável Instrumental	89
	Apêndice.....	102
A1.	Demonstração da Equação de Euler	102

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a relação intertemporal entre escolaridade e consumo no Brasil. Mais especificamente, busca-se investigar se os consumidores mais escolarizados são mais pacientes que os menos escolarizados. Para isto utiliza-se uma adaptação do modelo de Lawrance (1991), em que este estima a taxa de desconto intertemporal através de microdados dos EUA. O modelo, estimado originalmente por painel, foi adaptado aos dados brasileiros. É utilizada como base de dados a Pesquisa de Orçamento Familiares, do IBGE, para os anos de 2002-2003 e 2008-2009. Os dados foram agrupados em coorte e em seguida foi estimada a equação de Euler advinda do problema de maximização do consumidor. A taxa de desconto intertemporal é calculada utilizando os resultados desta regressão e os momentos dos resíduos. Como resultados, pode-se dizer que: *i)* tanto as regressões quanto a taxa de desconto intertemporal são robustas à utilização de diferentes taxas de juros; *ii)* a elasticidade de substituição intertemporal e taxa de desconto intertemporal são próximas dos valores encontrados por Lawrance (1991) e *iii)* a questão principal deste trabalho é corroborada, ou seja, as coortes localizadas nos maiores decis de escolaridade possuem menores taxas de desconto intertemporal.

ABSTRACT

This work aims to evaluate the intertemporal relationship between schooling and consumption in Brazil. More specifically, we seek to investigate whether more educated consumers are more patient than the less schooling. We use a version of the model of Lawrance (1991), in which she estimates the intertemporal discount rate using U.S. microdata. The model, originally estimated by panel data, was adapted to Brazilian data. The dataset comes from the Household Survey of Familiar Budgets (POF) from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), for the years 2008-2009 and 2002-2003. Data were grouped into cohorts and then we estimated the Euler equation arising from the maximization problem of the consumer. The intertemporal discount rate was calculated using the results of this regression and the moments of the residuals. The results indicate that: *i*) both the regressions and the intertemporal rate of discount are robust to the use of different interest rates; *ii*) the estimated intertemporal elasticity of substitution and intertemporal discount rate are close to the values found by Lawrance (1991) and *iii*) the main question of this study is corroborated, i.e., cohorts located in the highest deciles of schooling have lower intertemporal discount rates.

Keywords: consumption, intertemporal discount rate and cohort

1 INTRODUÇÃO

A teoria do consumidor é de suma importância econômica, pois fornece argumentos teóricos e empíricos para entender o comportamento deste. Não obstante, a decisão intertemporal de consumo também possui papel fundamental na economia, pois está relacionada a variáveis como poupança, investimento, precificação de ativos, crescimento econômico entre outros.

O estudo da escolha ao longo do tempo e de suas relações com a taxa de juros foi iniciada com Fisher (1930). A idéia básica de Fisher (1930) é construir um modelo de escolha intertemporal que possibilite o indivíduo escolher o consumo entre vários períodos dado uma taxa de juros vigente, ou seja, o indivíduo tem como base a taxa de juros e decide se irá substituir consumo entre, por exemplo, o período 1 e 2.

Formalizando as idéias de Fisher (1930), considere um modelo simples de dois períodos em que a poupança no período 1, S_1 , e o consumo no período 2, C_2 , sejam dados respectivamente por

$$S_1 = Y_1 - C_1$$

$$C_2 = (1 + r)S_1 + Y_2$$

em que Y_1 , Y_2 , C_1 e r são respectivamente a renda no período 1, a renda no período 2, o consumo no período 1 e a taxa de juros. Substituindo a poupança no período 1 na equação de consumo no período 2 e rearranjando os termos tem-se

$$C_1 + \frac{C_2}{(1 + r)} = Y_1 + \frac{Y_2}{(1 + r)}$$

esta última equação mostra a igualdade entre o valor presente do consumo e o valor presente da renda. Tal equação é denominada na literatura como restrição orçamentária intertemporal. A inclinação desta restrição é dada por $-(1+r)$ e mostra como o consumidor irá substituir consumo entre os períodos 1 e 2.

Considerando que a impaciência do indivíduo é representada pela taxa de desconto intertemporal, ρ , pode-se supor a seguinte função utilidade

$$U(C_1, C_2) = \ln(C_1) + \frac{1}{1+\rho} \ln(C_2)$$

e, portanto, maximizar tal função sujeita a restrição orçamentária intertemporal. As condições de primeira ordem deste problema levarão ao seguinte resultado

$$C_2 = C_1 \frac{1+r}{1+\rho}$$

percebe-se que o consumo do período 2 dependerá do consumo do período 1, da taxa de juros e da taxa de desconto intertemporal. Se $r > \rho$ o consumidor poupará no período 1 e, conseqüentemente, poderá ter maior consumo no período 2.¹ Se $r < \rho$ haverá maior consumo no primeiro período e, portanto, menor consumo no segundo período. Se $r = \rho$ o consumo do período 1 será igual ao consumo do período 2. Percebe-se que a idéia principal de Fisher (1930) é a introdução da possibilidade de postergação de consumo presente, isto é, o indivíduo possui a opção de ter maior consumo futuro e, conseqüentemente, uma trajetória de consumo suave ao longo do tempo. Esta possibilidade de suavização do consumo ao longo da vida motivou trabalhos posteriores, entre eles, os trabalhos de Modigliani (1986) e Friedman (1957).

¹ Se $r > \rho$ o consumidor será denominado paciente. Se $r < \rho$ o consumidor é denominado impaciente.

A teoria do ciclo de vida, criada por Modigliani (1986), diz que o indivíduo decidirá o quanto consumir ao longo do ciclo de vida dada sua restrição orçamentária. As conclusões de Modigliani (1986) mostram que, em geral, os indivíduos terão um fluxo de renda baixo no início e no final da vida sendo que a poupança também acompanhará este movimento. No início, os indivíduos não terão poupança (ou estas serão negativas),² mas no futuro estas existirão para posteriormente serem utilizadas ao final do ciclo. Em suma, a teoria do ciclo de vida diz que o indivíduo fará suas decisões de modo que o consumo seja suave, ou quase constante, ao longo da vida.

Já a teoria da renda permanente, desenvolvida por Friedman (1957), considera que os ajustes de consumo são sujeitos a choques aleatórios e que estas decisões não estarão relacionadas a flutuações transitórias da renda; de modo geral, os indivíduos pouparão a parte transitória da renda e consumirão parte de sua renda corrente. Assim, existe consenso em ambas as teorias, semelhante a Fisher (1930), de que privar consumo presente gera consumo futuro.

Os primeiros testes relacionados às teorias da renda permanente e do ciclo de vida foram feitos por Hall (1978), em que este revela que o consumo segue a hipótese do passeio aleatório, ou seja, o melhor previsor do consumo presente seria o consumo passado. Vários trabalhos surgiram a partir de Hall (1978) e, em geral, rejeitavam a hipótese de comportamento otimizador do consumidor (Campbell e Mankiw(1989) e Campbell (1987)).

Dentre os trabalhos derivados de Hall (1978) pode-se citar Campbell e Mankiw(1989). Estes autores modificam a equação de teste de Hall (1978) propondo uma economia com dois tipos de agentes: um que segue comportamento otimizador e outro que segue a teoria keynesiana. Como resultados encontraram que aproximadamente metade dos americanos eram do tipo otimizador e a outra metade seguiam a teoria keynesiana. De modo geral, uma das explicações para este resultado seria a falta de acesso ao crédito, ou seja, os consumidores estariam restritos a liquidez e, portanto, a decisão de consumo estaria relacionada a renda corrente. Os resultados encontrados por Campbell e Mankiw(1989) indicam heterogeneidade no comportamento dos indivíduos, pois existe a possibilidade de parte da população ser do tipo otimizador e parte do tipo keynesiana. Motivados por estes trabalhos, alguns autores estimaram a equação Euler utilizando microdados, sugerindo que características individuais poderiam modificar os

² Considerando que o indivíduo não tenha recebido herança.

resultados encontrados, pois até o momento as equações eram estimadas apenas com dados agregados.

Assim, como a literatura indica que os indivíduos são heterogêneos, mais especificamente, possuem níveis de renda, escolaridade, poupança e, o interesse deste trabalho, taxa de paciência distintos, alguns autores controlam a equação de Euler utilizando variáveis observáveis com o intuito de explicar o consumo ao longo do tempo e por consequência estimar a taxa de preferência intertemporal e/ou elasticidade de substituição intertemporal (ATTANASIO E BROWING, 1995; ATTANASIO E WEBER, 1995; LAWRENCE, 1991). Em geral, os resultados mostram que indivíduos que possuem maior renda apresentam menor taxa de desconto intertemporal, ou seja, estes indivíduos consomem menos no presente, poupam parte desta renda, e aumentam o consumo futuro devido aos juros obtidos durante certo período de tempo. Diante deste resultado surge a seguinte pergunta: será que os consumidores brasileiros com maior escolaridade são os mais pacientes? Ou seja, será que estes indivíduos possuem uma menor taxa de desconto intertemporal? Ainda não existem resultados utilizando microdados para o Brasil. Para dados agregados, Issler e Piqueira (2000) encontraram uma estimativa de 0.90 para o fator de desconto intertemporal indicando que o consumidor brasileiro é mais impaciente que o americano, pois este último possui o fator de desconto próximo a unidade.

Para responder à pergunta acima é utilizada uma adaptação do modelo de Lawrence (1991). Segundo a autora, é possível estimar a taxa de desconto intertemporal utilizando microdados e, portanto, controlá-la por características observáveis. Como este trabalho é uma aplicação para o Brasil, a princípio, não seria possível utilizar o mesmo modelo, pois este é para indivíduos e os dados brasileiros não acompanham o mesmo indivíduo ao longo do tempo. No entanto, é possível modificar o modelo de Lawrence (1991) de modo que seja estimada equação semelhante utilizando dados de corte.

A estratégia de estimação adotada nesta dissertação permite calcular a taxa de preferência intertemporal para o Brasil através da formação de coortes utilizando a Pesquisa de Orçamentos Familiares disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Os modelos foram estimados utilizando as bases de 2003 e 2009 e foi possível controlar a equação de interesse por características demográficas das coortes e seis definições diferentes de taxa de juros.

As regressões mostram que, apesar da análise compreender períodos díspares, com conjunturas distintas, os resultados são robustos às taxas de juros utilizadas, pois mostraram

pequenas variações nos coeficientes, sendo estas verificadas na quarta ou quinta casa decimal. A estimativa da elasticidade de substituição intertemporal é próxima dos valores encontrados por Lawrance (1991). Dentre as variáveis demográficas, a escolaridade é aquela que apresenta maior poder de explicação. Os resultados mostraram-se sensíveis à exclusão das *dummies* regionais, mas não à exclusão da renda. Diante deste resultado, foi realizado um teste de restrições, que rejeitou a hipótese de que a renda e as *dummies* são iguais a zero, isto é, excluí-las do modelo geraria inconsistência dos coeficientes.

Com relação à taxa de preferência intertemporal (TPI), pode-se dizer que os resultados estão próximos daqueles encontrados em Lawrance (1991). Semelhante ao que ocorre com a regressão, as taxas de preferências intertemporais são robustas com relação à *proxy* para juros. Os resultados também corroboram a questão principal deste trabalho. As coortes que estão no decil superior de escolaridade (decil 10) possuem menor taxa de preferência intertemporal do que aquelas situadas no primeiro decil.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais quatro capítulos: o segundo capítulo apresenta as teorias de decisão intertemporal, bem como a relação entre consumo, educação e renda; o terceiro capítulo explicita a metodologia e a base de dados utilizada; o quarto apresenta os resultados e o quinto conclui a dissertação.

2. CONSUMO

2.1 Decisão Intertemporal de Consumo

A teoria intertemporal do consumo possui um papel fundamental na compreensão das decisões relacionadas a poupança, investimento, crescimento econômico, precificação de ativos, entre outros. Conhecendo o comportamento do consumidor, pode-se inferir qual será sua resposta diante de cenários econômicos diferenciados. Logo, é de suma importância que as teorias forneçam estimativas razoáveis com relação à conduta deste, a fim de obter um melhor entendimento da escolha do agente acerca do seu nível de consumo ao longo do tempo. Entre diversas teorias, abordam-se daqui em diante as teorias da renda permanente, do ciclo da vida e de expectativas racionais.

A teoria do ciclo da vida, doravante TCV, elaborada por Modigliani (1986), está relacionada com a idéia de que o consumo em um determinado período não depende somente da renda corrente, mas da expectativa da renda obtida durante a vida. Esta teoria argumenta que a renda tende a flutuar durante o tempo, e que o comportamento da poupança dependerá do estágio da vida em que o indivíduo se encontra. Suponha que o agente deriva utilidade do fluxo de consumo advindo do período corrente e de períodos subsequentes $\{C\} = (C_0, C_1, C_2, \dots, C_T)$, ou seja,

$$U(C) = U(C_0, C_1, C_2, \dots, C_T) \quad (1)$$

Considere que o indivíduo maximiza sua utilidade sujeita a uma restrição orçamentária, que será dada pela igualdade entre o valor presente do consumo e a renda auferida ao longo de sua vida

$$\sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r_t)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{Y_t}{(1+r_t)^t} \quad (2)$$

em que r_t é a taxa de juros e C_t e Y_t são, respectivamente, o consumo e a renda no período t . A solução deste problema, mostrará, entre outras conclusões, que o agente suavizará seu consumo durante a vida. De modo geral, o fluxo de renda do indivíduo será relativamente baixo no início e no final da vida, sendo que o inverso ocorrerá em níveis intermediários. Logo, a poupança também terá comportamento diferenciado. Em um primeiro momento, os indivíduos quando jovens contrairão dívidas, pois sabem que terão rendas maiores no futuro, obtendo poupanças negativas, nulas, ou muito próximas de zero.³ Em um segundo momento, a renda dos indivíduos aumentará, e estes pagarão as dívidas contraídas anteriormente e ainda pouparão para o futuro. No terceiro estágio ocorrerá “despoupança”, e a riqueza acumulada do indivíduo tenderá a zero.⁴ Assim, a TCV propõe que o indivíduo tenha um fluxo de consumo quase constante ao longo da vida, logo, o indivíduo irá olhar para todo o fluxo de renda e decidirá quanto poupar a cada período.

A teoria da renda permanente, doravante TRP, de Friedman (1957), afirma que os indivíduos deveriam ajustar suas decisões sobre o consumo considerando os recursos disponíveis durante toda a vida ao invés de analisar somente a renda corrente e/ou flutuações puramente transitórias. Diante de choques transitórios, a renda permanente não se altera, o que leva, diante desta situação, a uma trajetória de consumo constante. Logo, a poupança do indivíduo estará relacionada à renda permanente, sendo dada pela diferença entre a renda corrente e o consumo (função da renda permanente).

Tais características acabam por relacionar a TCV e a TRP tornando-as complementares, pois a primeira define decisões relacionadas à poupança e a segunda refere-se a expectativas de rendas futuras. No entanto, a Teoria da Renda Permanente diz que tal processo está sujeito a choques aleatórios, característica que difere as duas teorias. Cabe ressaltar que ambas apresentam o consenso de que poupança resulta em consumo futuro.

³ Sob a hipótese de que o indivíduo consiga obter crédito sempre que desejar.

⁴ Supondo um modelo sem heranças.

Seguindo Flavin (1981), considere um agente que tenha infinitos períodos de vida e que o consumo presente e futuro dependa da riqueza real A_t e da renda do trabalho $Y_{t+i} \forall i = 0, 1, 2, \dots, \infty$. Se a renda futura é incerta, então o consumidor terá que fazer inferências sobre seu nível de consumo com base em expectativas futuras. Dado as expectativas sobre a renda no período t , a renda permanente será definida como

$$y_t^p = r \left[A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} \mathbb{E}_t(Y_{t+i}) \right] \quad (3)$$

em que A_t , Y_t e r são respectivamente riqueza real, a renda do trabalho e a taxa de juros, \mathbb{E}_t é esperança condicional ao conjunto de informação do consumidor no período t , I_t , ou seja, $\mathbb{E}_t(\cdot) = \mathbb{E}_t(\cdot | I_t)$. A renda permanente pode ser vista como o fluxo de recursos, condicionado a expectativa do período t , que acompanha todo o horizonte de tempo do indivíduo. Em outras palavras, a renda permanente pode ser considerada como a renda média, e a renda transitória seria o desvio com relação à média. Assim, a renda permanente para o próximo período será dada por

$$\mathbb{E}_t(y_{t+1}^p) = y_t^p \quad (4)$$

Considerando uma função consumo que possua um componente estocástico $C_t = y_t^p + u_t$, ao substituir (3) tem-se

$$C_t = r \left[A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} \mathbb{E}_t(Y_{t+i}) \right] + u_t \quad (5)$$

Modelando a restrição intertemporal como $A_{t+1} = (1+r)A_t + Y_t - c_t$, e resolvendo o consumo para C_{t+1}

$$C_{t+1} = C_t + r \sum_{i=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} (\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t) Y_{t+i+1} \right] - (1+r)u_t + u_{t+1} \quad (6)$$

Considerando que as expectativas são racionais,⁵ percebe-se que o consumo será um passeio aleatório somente se o termo de consumo transitório, u_t , for identicamente igual a zero. Logo, um modo de testar a validade da TRP seria verificar se a função consumo segue um passeio aleatório.

A contribuição fundamental para o teste da TRP/TCV surge com o artigo de Hall (1978), que foi motivado basicamente pela crítica de Lucas (1976). Lucas (1976) afirmava que os modelos estimados até o momento relacionavam os rendimentos correntes e passados com os rendimentos futuros esperados, o que empiricamente requer a utilização de modelos de defasagem distribuídas.

Tal crítica acaba por relacionar as teorias do ciclo de vida/renda permanente e a teoria Keynesiana, já que a função consumo para esta última é determinada somente pela renda contemporânea, o que de acordo com Lucas (1976) estaria empiricamente incorreto. A defasagem da renda não deveria ter poder explicativo sobre o consumo, dado que este já possui toda a informação sobre o bem-estar dos consumidores. Mas pesquisas anteriores indicavam que a defasagem dos rendimentos seria uma variável explicativa razoável, o que, de acordo com a TRP, seria uma suposição inconsistente⁶ com um comportamento *forward-looking*.

⁵ Se as expectativas são racionais, a melhor previsão para o próximo período será a renda permanente do período anterior. Ademais, os indivíduos levarão em conta toda a informação no período t , que estão no seu conjunto de informação, I_t , e terão previsibilidade caso não ocorram “surpresas”, logo a revisão de expectativas será zero, ou seja, $(\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t)y_{t+i+1} = 0$, o que resultará em (4). O argumento é formalizado em Flavin (1989, p.978).

⁶ Nas palavras de Hall (1978, p.68-69) tal inconsistência seria dada por: “If the previous value of consumption incorporated all information about the well-being of consumers at that time, then lagged values of actual income should have no additional explanatory value once lagged consumption is included”. Pode-se dizer que tal resultado está relacionado à característica do consumo seguir um passeio aleatório, pois se os agentes forem racionais e a TRP for válida, então, o consumo seguirá tal processo. Assim, a inclusão da renda na função consumo não representará um comportamento razoável do agente *forward-looking* que segue a TRP, tal assunto será abordado adiante. Ademais, Friedman e Becker (1957) mostram algumas distorções ao considerar que a renda é exógena na função consumo.

De acordo com Hall (1978) o problema de otimização intertemporal do agente racional *forward-looking* pode ser representado por

$$\text{Max}_{\{C_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} [\beta^i u(C_{t+i})] \right\}$$

$$s. a \ A_{t+1+i} = (A_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i})(1 + r_{t+i}); \ \forall i = 1, 2, \dots$$

$$\text{dado } A_0 \geq 0$$

em que A_t , Y_t , C_t e r_t são respectivamente, riqueza, renda, consumo e taxa de juros no período t , β é o fator de desconto intertemporal e \mathbb{E}_t é esperança condicional ao conjunto de informação do consumidor no período t , I_t , ou seja, $\mathbb{E}_t(\cdot) = \mathbb{E}_t(\cdot | I_t)$. Considerando algumas hipóteses adicionais⁷, a solução deste problema leva a seguinte equação

$$C_{t+1} = C_t + \varepsilon_{t+1} \text{ ou } \Delta C_t = \varepsilon_t \quad (7)$$

Através deste modelo teórico, Hall (1978) chega à conclusão de que o consumo segue a hipótese do passeio aleatório, ou seja, está em conformidade com a TRP. Portanto, o consumo presente seria influenciado pelo consumo defasado em um período.⁸ Logo, as alterações não

⁷ Para obter a equação (7), Hall (1978) supõe que $r_t = r$, $\beta(1+r) = 1$ e $u(C_t) = -\frac{\alpha}{2}(\bar{c} - c_t)^2$. Segundo Romer (1996, p.333) a função de utilidade quadrática possui duas críticas: i. a utilidade marginal tende para zero em algum ponto de consumo finito e ii. devido à utilidade marginal decrescente, a aversão ao risco torna-se crescente. Como consequência de i e ii a quantidade de consumo que o agente deverá ceder para se precaver devido à incerteza do ambiente econômico será crescente com seu aumento de riqueza. Para contornar tal problema basta utilizar uma função cuja derivada terceira seja positiva. Este tipo de função faz com que a incerteza sobre o futuro reduza o consumo corrente gerando uma poupança denominada precaucionária. Para mais ver Romer (1996) e Cagetti (2003).

⁸ Este resultado mostra que incluir a defasagem da renda na função consumo é inconsistente com um agente *forward-looking* que age conforme a TRP (o que foi comentado na nota 4), pois “forecasts of future changes in income are irrelevant, since the information used in preparing them is already incorporated in today’s consumption” (Hall, 1978, p.69).

antecipadas em ativos, renda, preços, entre outros, moveriam o consumo da sua trajetória tendencial.

Alguns autores como Flavin (1981), Campbell (1987), Campbell e Deaton (1989) e Campbell e Mankiw (1989), dentre outros, trabalharam a modelagem do consumo agregado, encontrando diversas implicações. Os autores procuraram estender o modelo de Hall (1978) empiricamente, objetivando explicar as mudanças no consumo em duas vias básicas: *i*) realizar testes acerca da validade da hipótese da TRP e *ii*) se a hipótese fosse rejeitada, caracterizar tal falha em termos econômicos. Em resumo, pode-se dizer que tais autores modificaram os resultados do modelo básico de Hall (1978) supondo uma nova equação de teste. Como exemplo, pode-se citar o trabalho de Campbell e Mankiw (1989), em que estes supõem dois tipos de agentes um que segue a TRP e outro do tipo *Rule of Thumb*⁹, ou ainda o de Campbell (1987) em que este relaciona a TRP com a poupança. Os resultados, de modo geral, rejeitaram as conclusões dos modelos de suavização de consumo a partir dos dados agregados; os autores argumentavam, basicamente, que tal resultado seria devido ao excesso de suavização do consumo.

No entanto, Gomes e Issler (2009) mostram que a omissão dos termos de ordem superior da equação de log-linearização¹⁰ resulta em estimadores inconsistentes quando a defasagem das variáveis são utilizados como instrumentos. Gomes e Issler (2009, p.28-31) afirmam que para os Estados Unidos não existem sinais de que os consumidores se comportam utilizando a regra de bolso (*Rule-of-Thumb*) ou formação de hábito,¹¹ havendo evidências que os mesmos possuem um comportamento otimizador.

⁹ O agente que segue a TRP é denominado “agente otimizador”, pois sua decisão de consumo é advinda das condições de primeira ordem do problema de otimização resolvido por Hall (1978). Já o agente do tipo *Rule of Thumb* tem o comportamento semelhante à função Keynesiana, $C = \bar{c} + cY$. Segundo Campbell e Mankiw (1989) o consumo agregado é representado não por um único agente, mas por dois grupos: um que segue a TRP e outro *Rule of Thumb*. Os autores testam esta hipótese através da seguinte equação: $\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t$. Se $\lambda = 0 \Rightarrow \Delta C_t = \varepsilon_t$, os consumidores seriam do tipo TRP, caso contrário, parte destes, seguiria o consumo Keynesiano. Os autores testam tal hipótese utilizando dados americanos e chegam à conclusão que este parâmetro é próximo de $\frac{1}{2}$ e estatisticamente diferente de zero para o período compreendido entre 1953-1986. A literatura mostra que este resultado pode estar relacionado à falta de acesso ao crédito.

¹⁰ Considerando a abordagem de *Asset-Pricing Equation*, $\mathbb{E}_t\{M_{t+1}x_{i,t+1}\} = p_{i,t}$, em que M_t é o fator estocástico de desconto, $p_{i,t}$ é o preço do i -ésimo ativo no tempo t e $x_{i,t+1}$ é o retorno do i -ésimo ativo no tempo $t+1$ os autores argumentam que ao estimar esta equação é necessário aplicar expansão de Taylor de modo a obter uma equação linear. Mas ao realizar tal procedimento, em um contexto de variáveis instrumentais, percebe-se que omitir termos de ordem superior ocasionará inconsistência nos parâmetros, pois tais termos estariam correlacionados com os instrumentos utilizados. Para mais ver Gomes e Issler (2009, p.11-21).

¹¹ Segundo Weber (2002), a formação de hábito está relacionada à dependência do consumo presente em relação ao passado. Para testar se existe hábito basta substituir a utilidade em Hall (1978) por $u(C_t, C_{t-1}) = -\frac{a}{2}[\bar{C} - (C_t - bC_{t-1})]^2$, em que b mede a “força” do hábito na função utilidade (Weber, 2002 p.297). As estimações

Desse modo, percebe-se que a teoria do consumo ainda está em evolução, e análises adicionais naturalmente surgirão incorporando novos modelos na tentativa de solucionar problemas ou encontrar comportamentos heterogêneos entre consumidores.

De acordo com Becker (1996) e Becker e Mulligan (1997), o processo de decisão do consumidor - e, portanto sua renda - serão influenciados por variáveis como personalidade, idade, crescimento econômico, experiência, pressão dos pares, habilidade, acumulação de capital humano e mais precisamente educação. Segundo Becker (1996, p.11) existe uma relação positiva entre indivíduos com maior nível de educação e aqueles orientados para o futuro, resultando em agentes com menores taxas de desconto no consumo.

Comparar a habilidade de suavização do consumo ao longo do tempo entre indivíduos com mais e menos anos de escolaridade é uma contribuição para a análise de bem estar, dado que um entendimento das dificuldades relacionadas a estes em otimizar suas decisões, e as soluções destas, podem resultar em aumento de consumo no futuro. Tal análise pode ir além. Desde o trabalho de Mincer (1974), sabe-se que anos adicionais de estudo possuem um efeito positivo nos salários. Uma questão a ser levantada neste trabalho é se indivíduos mais educados possuem um retorno maior acerca de salários, mas será possível que tais indivíduos tenham menores taxas de descontos no consumo ao longo do tempo? A próxima seção aborda tais questões, argumentando que indivíduos distintos em termos de renda e educação terão comportamentos díspares e provavelmente terão taxas de desconto diferentes.

realizadas por Weber (2002) têm o intuito de verificar se os resultados de Campbell e Mankiw (1989) são verificados ao incluir a hipótese de formação de hábito. Como resultado Weber (2002, p.304) encontra que *“once we account for intertemporal non-separability in the utility function, we cannot reject the possibility that there are no rule of thumb households”*.

2.2 A Relação entre Consumo, Educação e Renda: evidências empíricas

Os indivíduos de uma determinada sociedade, seja ela desenvolvida, em desenvolvimento ou subdesenvolvida, possuem comportamentos distintos ao longo do tempo, pois as situações a que estarão expostos com relação à renda, consumo e poupança serão diferenciadas. Pode-se dizer que os indivíduos estarão sujeitos a diversas situações de risco, e que nem sempre os mercados oferecerão seguros ou simplesmente estes não existirão (CAGETTI, 2003).

Ao diferenciar pobres e não-pobres, pode-se realizar inferências acerca de seu comportamento a partir da taxa de preferência intertemporal, doravante TPI¹², e das elasticidades de substituição intertemporal, doravante ESI¹³. Segundo Ogaki e Atkeson (1997) ao considerar mercados completos e não diferenciação da TPI e ESI entre os indivíduos pode-se mostrar que a razão de consumo dos ricos para os pobres é constante ao longo do tempo. Ao relaxar esta hipótese (TPI e ESI diferentes entre os indivíduos) tem-se que os ricos são mais pacientes que os pobres, o que implica em baixa TPI (para os ricos), resultando em uma razão de consumo entre os indivíduos com crescimento constante ao longo do tempo. Empiricamente, pode-se dizer que a ESI aumenta com o nível de riqueza. A tentativa de diferenciação entre indivíduos também pode ser constatada em Attanasio e Browning (1995), Attanasio e Weber (1995) e Lang e Ruud (1986), já que os mesmos, ao estimar a equação de Euler via dados em painel, incluem características demográficas (número de crianças na família, tamanho da família, número de adultos entre outros) e etárias.

Os resultados indicam que existe heterogeneidade na habilidade de suavização do consumo, ou ainda, que a habilidade de suavização varia de acordo com nível de renda e/ou características domiciliares (Notten e Crombrughe, 2006). Ademais, indivíduos pobres possuem menor habilidade de suavizar consumo, ou, ainda, são mais impacientes que os ricos (Notten e Crombrughe, 2006 e Carvalho, 2008). Tal distinção também pode ser realizada para moradores rurais e urbanos, domicílios com e sem crianças, indivíduos menos e mais educados, sendo que

¹² A TPI mensura a inclinação da curva de indiferença do consumo entre dois períodos. Mais precisamente “each indifference curve of the utility function shows the rate at which the consumer is willing to substitute future consumption for current consumption, keeping utility constant” (Pashigian, 1997, p.591).

¹³ A ESI mostra como a taxa de crescimento do consumo varia ao aumentar ou reduzir a taxa de juros real entre dois períodos.

os primeiros destes grupos podem apresentar menor grau de paciência que o primeiro (Notten e Crombrugghe, 2006).

Lawrance (1991) mostra através de dados em painel que existem diferenças intertemporais entre domicílios. Segundo o autor, existe uma correlação negativa entre taxa de preferência intertemporal e nível educacional, ou seja, quanto maior a TPI menor será o investimento em educação, o que implicará uma relação negativa com a renda permanente. Como consequência, as famílias mais pobres terão alta TPI, o que acaba gerando uma propensão marginal a consumir alta. Problemas gerados devido a restrições à liquidez podem estar relacionados a características demográficas como educação ou raça; logo, espera-se que quanto maior a educação menor a parcela da população restrita à liquidez.

Como os domicílios são diferentes, a capacidade de suavizar o consumo e proteger seus bens de choques econômicos inesperados também será diferenciada. As respostas a esses choques podem surgir de diversas fontes como, por exemplo, poupança, empréstimo, ajustes da oferta de trabalho ou até mesmo venda de ativos (Notten e Crombrugghe, 2006). De modo geral, a proteção com relação a distúrbios não previstos estará relacionada à quantidade de ativos dos indivíduos. Neste contexto entendem-se como ativos não somente bens financeiros, mas também capital humano (escolaridade, habilidade e experiência), capital físico (terra e casas), capital social (amigos e família) e finalmente o capital financeiro (poupança e dinheiro) (Notten e Crombrugghe, 2006). A escolha destes instrumentos variará de acordo com a estrutura do domicílio e da conjuntura econômica.

Uma das vias para a superação de choques inesperados passa pela utilização dos mercados de créditos, mas na ausência¹⁴ destes as poupanças exercerão um papel fundamental na estabilização do consumo e aumento do bem-estar (Attanasio e Székely, 2000). Nas palavras dos autores,

¹⁴ Barnejee e Duflo (2006, p.19) ressaltam que o acesso ao mercado de crédito pelos pobres pode ser restrito, afirmando que “Many things about the lives of the poor start to make much more sense once we recognize that they have very limited access to efficient markets and quality infrastructure”.

On the one hand, without savings, households have few other mechanisms to smooth out unexpected variations in their income, and so, shocks may leave permanent scars, such as interrupting the process of human capital accumulation at early ages. On the other, since savings are one of the only means to accumulate assets in the absence of credit and insurance markets, the capacity to save becomes one of the main vehicles of social mobility and of enhancing future income-earning possibilities (Attanasio e Székely, 2000, p.5).

Como a sociedade é segmentada, o capital humano também será diferenciado, mais especificamente, os motivos¹⁵ para poupar não serão os mesmos e a trajetória de ciclo da vida acompanhará essas decisões. Daí surge a importância de ressaltar as distinções entre os indivíduos, pois eles possuem diferenças de escolaridade e composição familiar¹⁶ que levarão a respostas diferentes para o acúmulo de poupança e participação da força de trabalho ao longo do tempo (Attanasio e Székely, 2000), o que conseqüentemente afetará a decisão de consumo presente e futuro. Com relação à educação, os autores afirmam que as diferenças entre os diversos grupos educacionais são verificadas em vários países, e que domicílios com chefes de família mais educados provavelmente terão maior taxa de poupança do que aqueles com chefes de famílias menos educados.

De acordo com os argumentos acima, percebe-se que de fato os indivíduos comportam-se de formas diferentes e que suas decisões levarão a *trade-offs* com conseqüências distintas. Pelo que foi apresentado são vários os motivos destes comportamentos díspares, dentre eles diferença de anos de escolaridade, renda, raça etc. Um possível argumento para explicar tais comportamentos é relacioná-lo a paciência do indivíduo, logo, se o consumidor é menos paciente provavelmente irá investir menos em estudo e como conseqüência terá um consumo reduzido no futuro. Assim, pode-se aplicar esta lógica de raciocínio e formular a seguinte questão para o caso brasileiro: será que os consumidores brasileiros com maior escolaridade são os mais pacientes? Ou seja, será que estes indivíduos possuem uma menor taxa de preferência intertemporal? Para responder a esta pergunta é necessário ter um modelo de decisão intertemporal que possibilite

¹⁵ Dentre as decisões de poupança tem-se o motivo precaucional. Esta poupança é realizada com o intuito de evitar grandes oscilações no consumo em face a choques inesperados ou até mesmo momentos inflacionários. Para uma resenha completa ver Carrol e Samwick (1995) e para aplicação ao caso brasileiro ver Reis *et.all* (1998).

¹⁶ Segundo Attanasio e Székely (2000) a composição familiar, mais especificamente a fertilidade e a força de trabalho afetam o acúmulo de poupança em duas vias: i) baixa taxa de fertilidade implica menos crianças, o que libera a mulher para o mercado de trabalho, ii) maior participação dos membros domiciliares na oferta de trabalho resulta em maior renda familiar. Segundo os autores, i e ii têm como resultados maior renda *per capita* e provavelmente maior poupança. Para mais sobre a oferta de trabalho da mulher, ver Heckman e Macurduy (1980).

modelar a taxa de preferência intertemporal levando em consideração variáveis demográficas, entre elas educação, e comparar a taxa de preferência intertemporal entre os níveis da distribuição. O modelo teórico e empírico utilizado para este exercício será o de Lawrance (1991) sendo este apresentado na próxima seção.

3. METODOLOGIA

3.1 O modelo Teórico e Empírico de Escolha Intertemporal de Lawrance (1991)

O modelo abaixo é adaptado¹⁷ de Lawrance (1991) para adequar à base de dados utilizada. Antes de apresentá-lo serão explicitadas as hipóteses subjacentes a este: *i.* as preferências do consumo são temporalmente separáveis; *ii.* a taxa de preferência intertemporal, doravante TPI, para a coorte *i* é constante ao longo do tempo; *iii.* As coortes podem emprestar e obter empréstimos sempre que desejarem; *iv.* as expectativas são racionais e *v.* os preços se ajustam para equilibrar os mercados. Diante destas hipóteses as coortes resolvem o seguinte problema de maximização intertemporal

$$\max_{\{c_t\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{t=0}^N \beta_i U(c_{i,t}) \right\} \quad (8)$$

$$s. a \quad A_{i,t+1} = (1 + r_{i,t+1})(A_{i,t} + Y_{i,t} - c_{i,t}) \quad \forall t = 1, \dots, N \quad (9)$$

$$dado \quad A_{i,t} \geq 0$$

em que $c_{i,t}$, $A_{i,t}$, $Y_{i,t}$ são respectivamente o consumo, a riqueza e a renda da coorte *i* no período *t*, $\beta_i = \frac{1}{1+\rho_i}$ é o fator de desconto intertemporal, ρ_i é a TPI da coorte *i*, $r_{i,t+1}$ é a taxa de juros real de um ativo livre de risco mantido em posse do período *t* até *t+1*, $U(\cdot)$ é a função utilidade

¹⁷ Lawrance (1991) utiliza a base de dados *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) para estimar o modelo apresentado a seguir. Esta base é anual e acompanha o mesmo indivíduo ao longo do tempo. Não existe disponível no Brasil uma base de dados de consumo que seja anual e acompanhe o mesmo indivíduo por vários anos. No entanto, é possível modificar o modelo teórico e empírico de modo que este se adéque a base de dados brasileira, mais especificamente, a Pesquisa de Orçamentos Familiares.

estritamente côncava e \mathbb{E}_t é a esperança matemática condicional ao conjunto de informação no período t , I_t . A solução¹⁸ deste problema levará a seguinte equação de Euler

$$\mathbb{E}_t \left[\left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) \frac{U'(c_{it+1})}{U'(c_{it})} \right] = 1 \quad (10)$$

Para obter uma equação estimável é necessário, conforme descrito na equação (10), parametrizar a função utilidade e obter sua derivada. Em geral, os trabalhos relacionados à estimação da equação de Euler, utilizam como função utilidade uma função do tipo CRRA (*constant relative risk aversion*).¹⁹ Apesar desta função ser amplamente utilizada, ela não permite trabalhar ganhos de escala nas famílias. O uso do consumo *per capita* como medida de consumo é a opção ideal para medir o bem-estar de determinada família. No entanto, ao utilizar este tipo de medida assumem-se duas hipóteses: *i*) cada indivíduo na família receberá a mesma renda e *ii*) todos os indivíduos são semelhantes não existindo ganhos com economias de escala, ou seja, ignora o compartilhamento de bens de consumo, privados ou públicos, por todos os membros da família sem aumentar o custo (GUIMARÃES, 2006).

Segundo Nelson (1988), as economias de escala no domicílio podem surgir em três vias. A primeira está relacionada aos bens domiciliares considerados públicos, ou seja, aqueles bens cujo consumo por um indivíduo não exclui o outro na sua utilização. Como exemplo tem-se eletricidade, obras de arte e segurança. A segunda origem das economias de escala advém da preparação de refeições no domicílio. Se uma pessoa adicional na família ajuda na preparação das refeições, então, o tempo total e o dinheiro gastos por pessoa irão cair com o tamanho da família (NELSON, 1988). A última via está vinculada aos descontos devido à compra de grande quantidades como, por exemplo, as embalagens “leve 3 pague 2” vendidas nos supermercados.

Para levar em consideração os efeitos de economias de escala Lawrance (1991) escolhe uma função utilidade ponderada pelo tamanho da família que é dada por

¹⁸ Para os detalhes técnicos desta solução ver apêndice.

¹⁹ Uma função do tipo CRRA é dada por $u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$.

$$U(c_{it}) = \frac{TM_{it}^{1-\phi} \left(\frac{c_{it}}{TM_{it}}\right)^{1-(1/\gamma)}}{1 - (1/\gamma)} \quad (11)$$

em que TM_{it} mensura o tamanho da família para a coorte i , c_{it} é o consumo da coorte i no tempo t , γ é a elasticidade de substituição intertemporal e ϕ mede a mudança no consumo devido a mudanças na composição familiar. Substituindo a função utilidade (11) na equação de Euler (10) tem-se

$$\mathbb{E}_t \left[\left(\frac{1+r_{it+1}}{1+\rho_i} \right) \left(\frac{c_{it+1}/TM_{it+1}}{c_{it}/TM_{it}} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}} \right)^{-\phi} \right] = 1 \quad (12)$$

Pode-se interpretar (12) do seguinte modo: caso $\phi = 0$ e $r_{it+1} = \rho_i$ a coorte manterá o consumo constante quando existirem mudanças no crescimento da família²⁰; se $\phi > 0$ o aumento da família reduzirá, em taxas decrescentes, o consumo *per capita*²¹ ao longo do tempo, segundo Lawrance (1991, p.57) este fato pode ser explicado por economias de escala, pois “*achieving a given level of care for many children may require less expenditure per child than for one child*”.

Se as hipóteses v . e vi . são válidas, a equação (12) será satisfeita a menos de um erro de previsão²², ε_{it+1} , ou seja,

²⁰ Para este caso particular, $\phi = 0$ e $r_{it+1} = \rho_i$, tem-se o seguinte resultado algébrico: $\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it}}{TM_{it+1}}\right)^{-\frac{1}{\gamma}} = 1 \Rightarrow \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} = 1$ e após manipulação algébrica chega-se a $c_{it+1} = \frac{TM_{it+1}}{TM_{it}} c_{it}$

²¹ Para $\beta > 0$ tem-se o seguinte resultado $\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it}}{TM_{it+1}}\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right)^{-\phi} = 1 \Rightarrow \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{it}}{TM_{it+1}}\right)^{\phi} = 1$ e após manipulação algébrica chega-se a $c_{it+1} = (TM_{it+1})^{1-\phi} (TM_{it})^{\phi-1} c_{it}$.

²² Este erro possui média zero e não possui correlação com o conjunto de informação em t , I_t . Tal hipótese significa que ao utilizar todas as informações possíveis os indivíduos, em média, acertam suas expectativas. Este resultado é devido à hipótese de expectativas racionais e, portanto, apenas políticas inesperadas mudariam a trajetória de consumo.

$$\left(\frac{1+r_{it+1}}{1+\rho_i}\right)\left(\frac{c_{it+1}/TM_{it+1}}{c_{it}/TM_{it}}\right)^{-\frac{1}{\gamma}}\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right)^{-\phi}=1+\varepsilon_{it+1} \quad (13)$$

A equação (13) é não linear e dificilmente os parâmetros (γ, ϕ e ρ) serão estimados consistentemente devido a erros de mensuração na base de dados. Uma alternativa seria ignorar os erros de mensuração e estimar a equação (13) utilizando GMM, no entanto, não seria obtida a verdadeira TPI caso o erro (mensuração) fosse correlacionado com a matriz de variáveis explicativas. Para evitar este problema, Lawrence (1991) modela o erro de mensuração no consumo como

$$c_{it}^* = c_{it}e^{v_{it}} \quad (14)$$

em que v_{it} é o erro de mensuração, com média zero, do domicílio i no tempo t . Note que segundo esta modelagem o erro de mensuração é uma proporção do verdadeiro consumo ao invés de uma quantidade absoluta.²³ Sabe-se que ao não modelar o erro de mensuração, se este estiver correlacionado com as variáveis dependentes, os coeficientes estimados serão inconsistentes. Logo, será adotada neste trabalho a mesma modelagem de Lawrence (1991) com o intuito de evitar viés e inconsistência nos parâmetros estimados.

Aplicando o logaritmo natural nas equações (13) e (14) e substituindo este último em (13) obtém-se a seguinte equação

²³ Para ver isto aplique o logaritmo natural em (14): $\ln(c_{it}^*) = \ln(c_{it}e^{v_{it}}) \Rightarrow \ln\left(\frac{c_{it}^*}{c_{it}}\right) = v_{it}$

$$\ln\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right) = \gamma \ln(1 + \rho_i) + \gamma \ln(1 + r_{it+1}) + (1 - \phi\gamma) \ln\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right) - \gamma \left(\varepsilon_{it+1} - \frac{1}{2} \varepsilon_{it+1}^2\right) - v_{it+1} + v_{it} \quad (15)$$

A pergunta a ser respondida é se as coortes mais escolarizadas são mais pacientes que as menos escolarizadas. Para encontrar esta relação é necessário obter a TPI, ou seja, identificar $\ln(1 + \rho_i)$ na equação (15), no entanto, esta parcela não é identificável dado que estaria incluída na constante. Para resolver este problema Lawrance (1991) propõe a estratégia de identificação descrita na próxima seção (adaptada para coortes).

3.2 Estratégia de Identificação

Vários estudos mostram que a habilidade de suavizar o consumo ao longo do tempo é heterogênea entre os indivíduos, sendo que tais diferenças podem estar relacionadas a níveis de renda ou características intrínsecas das pessoas como, por exemplo, raça, idade, escolaridade etc (Attanasio e Browning (1995), Attanasio e Weber (1995), Lang e Ruud (1986), Notten e Crombrughe (2006)). A estratégia de identificação utiliza esta relação para obter a TPI, mais especificamente, explora a diferença entre as coortes e modela a taxa de preferência intertemporal em função de características socioeconômicas, ou seja,

$$\ln(1 + \rho_i) = \bar{\rho} + \sum_{k=1}^k \delta'_k X_{ki} \quad (16)$$

em que X_{ki} é a matriz de variáveis socioeconômicas (raça, idade escolaridade etc) e δ'_k são os parâmetros relacionados a estas variáveis. Substituindo a equação (16) na equação (15) obtêm-se a equação estimável.

$$\ln\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^k \delta_k X_{ki} + \gamma \ln(1 + r_{it+1}) + \theta \ln\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right) + e_{it+1} \quad (17)$$

em que $\alpha = \gamma\left(\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2 - \bar{\rho}\right)$, $\theta = (1 - \phi\gamma)$, $\delta_k = -\gamma\delta_k^i$ e $e_{it+1} = \gamma\left(-\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2 + \frac{1}{2}\varepsilon_{i,t+1}^2 - \varepsilon_{i,t+1}\right) - v_{it+1} + v_{it}$.

Utilizando as equações (17) e (16), substituindo a definição de $\bar{\rho}$, a TPI é identificada como

$$\ln(1 + \rho_i) = -\gamma^{-1} \left(\alpha + \sum_{k=1}^k \delta_k X_{ki} \right) + \frac{1}{2} \sigma_e^2 \quad (18)$$

em que σ_ε^2 é a variância do erro que pode ser obtida utilizando os momentos dos resíduos.²⁴ A equação (17) foi estimada por Lawrance (1991) utilizando os microdados anuais da *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) para o período de 1974 a 1982. Pretende-se estimar tal equação para o Brasil e verificar a relação da TPI com as variáveis socioeconômicas contidas na matriz X_{ki} . No entanto o Brasil não possui uma base de dados que acompanhe o mesmo indivíduo ao longo do tempo e que tenha dados sobre consumo e características demográficas. Apesar de não ter um painel ideal pode-se estimar (17) por coorte e verificar a relação da TPI, (18), para cada coorte. A estratégia de identificação seria dada pela relação da TPI com as características socioeconômicas da coorte c no tempo t ao invés de características do indivíduo. Existem vantagens e desvantagens em trabalhar com dados de coorte e algumas destas são relacionadas no tópico a seguir.

²⁴ Lawrance (1991, p.73-74) demonstra que a variância do erro de previsão é dada por $\sigma_e^2 = -1 + (1 + 2\sigma_u^2\gamma^{-2})^{\frac{1}{2}}$ em que $\sigma_u^2 = \mathbb{E}(e_{i,t+1}^2) + 2\mathbb{E}(e_{i,t+1}e_{it})$.

3.3 Dados de Coorte

Alguns países possuem poucos dados longitudinais. O Reino Unido, por exemplo, carece de dados sobre gastos com consumo e oferta da força de trabalho (Deaton, 1985). No Brasil ainda não existem microdados sobre consumo que acompanhem o indivíduo ao longo do tempo. No entanto, esta deficiência pode ser suprida pela técnica de estimação por coorte introduzida por Deaton (1985). Nesse caso o indivíduo i é substituído por dados da coorte c , cujas características são acompanhadas ao longo do tempo. Assim, acompanham-se as variáveis de interesse ao longo do tempo e não sua evolução interna ou a possibilidade de mudança dos indivíduos para outra coorte.

Apesar da impossibilidade de acompanhar os indivíduos, existem algumas vantagens dos dados de coorte em relação a dados em painel. A primeira vantagem é que não existe problema de atrito na amostra (perda das unidades amostrais), pois sempre será possível acompanhar uma coorte ao longo do tempo.²⁵ Uma segunda vantagem é a possível redução de erros de medida, pois as coortes são construídas obtendo as médias das variáveis de interesse. No entanto, apesar dos benefícios em utilizar dados de coorte, existem outros inconvenientes relacionados à identificação dos parâmetros, o que será abordado no próximo tópico.

²⁵ A inexistência de atrito é enfatizada por Deaton (1985, p.110) “*the attrition problem that effectively curtails the useful length of much panel data is absent here. Because new samples are drawn each year, representativeness is constantly maintained*”.

3.3.1 Hipóteses Adotadas para Dados em Coorte

Em geral, a equação a ser estimada com dados em painel pode ser escrita como

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

em que y_{it} , x_{it} , ε_{it} , β e α_i são, respectivamente, o vetor de variável dependente, a matriz de variáveis explicativas, o erro idiossincrático com média zero e variância constante, o vetor de parâmetros e a heterogeneidade não observada do indivíduo i . Ao estimar esta equação utilizando o estimador *within*, assume-se que as variáveis explicativas, x_{it} , e a heterogeneidade não observada, α_i , são não correlacionadas com o vetor de erro, ou seja, $\mathbb{E}[\varepsilon_{it}|x_{it}, \alpha_i] = 0 \forall t = 1, 2, \dots, T$ ou ainda $\mathbb{E}[\alpha_i|x_{it}] \neq 0$. Diante destas hipóteses pode-se aplicar a transformação *within* e obter os parâmetros por OLS. (Wooldridge, 2002, p.266-268)

No caso de *cross-sections* repetidas, o mesmo indivíduo não é acompanhado ao longo do tempo, mas apenas uma coorte de indivíduos e, portanto, o objeto de estimação, o procedimento e as hipóteses não serão as mesmas utilizadas em uma estrutura de painel convencional. Ao trabalhar com dados deste tipo, o primeiro procedimento a ser realizado para obter os parâmetros é, obviamente, obter as coortes para uma determinada característica e, portanto, tirar a média entre os indivíduos para cada variável; nas palavras de Deaton (1985, p.115) “*aggregate first over those i belonging to cohort c that happen to be observed in the survey taken at t . We then get observed sample cohort means which satisfy the relationship*”. Ao realizar este procedimento obtém-se a nova equação a ser estimada

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\beta + \bar{\alpha}_{ct} + \bar{\varepsilon}_{ct} \quad (20)$$

Repare que ao obter a média, a equação (19) foi modificada levando em consideração a informação para cada coorte e, portanto, a partir deste ponto não é acompanhado o indivíduo. Outro fato importante é que a heterogeneidade não observada, $\bar{\alpha}_{ct}$, não está relacionada ao indivíduo, mas à coorte, sendo que esta deixa ser constante ao longo de tempo (DEATON, 1985).

Como a heterogeneidade não é constante no tempo, as transformações *within* e primeira diferença não eliminam $\bar{\alpha}_{ct}$, restando como possível alternativa estimar por efeitos aleatórios. No entanto, o estimador de efeitos aleatórios não produzirá um estimador consistente se $\mathbb{E}[\bar{\alpha}_{ct} | \bar{x}_{it}] \neq 0$ e, portanto, esta hipótese terá que ser modificada. Para utilizar o estimador *within* (ou primeira diferença) na equação (20), utiliza-se a hipótese de que o tamanho da coorte é grande o suficiente para produzir $\bar{\alpha}_{ct} \approx \alpha_c$, isto é, assume-se que a heterogeneidade não observada é estacionária (Deaton, 1985, p.116). Neste trabalho, será adotada a hipótese²⁶ que $\bar{\alpha}_{ct} \approx \alpha_c$.

Outro problema recorrente é que podem ocorrer mudanças entre as coortes e ainda que estas mudanças sejam correlacionadas com fatores não observados, o que resultaria em viés nos estimadores. Portanto, outra hipótese que será admitida é que a população da coorte é constante ao longo do tempo, não existindo mudança entre coortes. Ademais, assume-se que não ocorreu migração substancial entre os anos de 2003 a 2009 (período dos dados utilizados).²⁷

Exibido o modelo teórico e as hipóteses relacionadas a coorte, os tópicos seguintes finalizam a parte metodológica, apresentando a base de dados, bem como a formação das coortes e a especificação econométrica dos modelos estimados.

3.4 Base de Dados

Nesta seção serão apresentados os dados que possibilitarão o cálculo da taxa de desconto intertemporal. Além desta pequena introdução existem três subseções. Na primeira, é realizada uma descrição geral da base de dados. A segunda é destinada à apresentação das variáveis utilizadas. Na terceira e última subseção é demonstrado como foram formadas as coortes, a

²⁶ Ademais, percebe-se que a equação (20) é amostral, o que resultará em erros de medida quando comparado à coorte populacional, ou seja, as médias amostrais seriam dadas por $\bar{y}_{ct} = \bar{y}_{ct}^* + \xi_{ct}$ e $\bar{x}_{ct} = \bar{x}_{ct}^* + \vartheta_{ct}$. Portanto, assume-se que o número de observações em cada coorte é grande o suficiente para gerar $\bar{y}_{ct} \cong \bar{y}_{ct}^*$ e $\bar{x}_{ct} \cong \bar{x}_{ct}^*$.

²⁷ Ao analisar a tabela 2 na seção 3.4.3 percebe-se que esta hipótese é corroborada. Para mais acerca dos dados e formação das coortes ver seção 3.

quantidade de indivíduos em cada célula e finalmente um quadro resumo das variáveis incluídas na regressão.

3.4.1 Fonte de Dados

Os microdados utilizados nesta pesquisa são oriundos da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Até o momento foram realizadas quatro edições, 1987-1988, 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, sendo as duas últimas disponibilizadas na internet²⁸.

O objetivo geral da POF é apresentar a composição do consumo, quantidade consumida, gastos e rendimentos advindos do trabalho, financeiros, de transferências ou qualquer outra fonte, das famílias brasileiras em certo período de tempo. As quatro edições diferem com relação à abrangência geográfica. As duas primeiras foram realizadas para o município de Goiânia e Distrito Federal além de nove regiões metropolitanas: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, e Porto Alegre. Já as pesquisas de 2003 e 2009 incluem todos os Estados brasileiros, inclusive as áreas rurais.

Além das diferenças de abrangência regional, foram incluídas duas informações adicionais nas POFs 2003 e 2009. A primeira são aquisições não monetárias e a segunda são questões sobre qualidade de vida. As aquisições não monetárias são todos os bens que não tenham sido obtidos através do mercado como, por exemplo, aqueles advindos de troca e doação. A valoração destes bens é realizada pelos próprios consumidores conforme o preço da região. As questões sobre qualidade de vida são subjetivas e integram a análise social, incluindo noções sobre pobreza, desigualdade e exclusão social.

A princípio, as quatro edições da POF não são comparáveis devido à diferença no alcance das regiões geográficas; no entanto, para compatibilizar este empecilho, basta retirar da amostra as demais regiões incluídas nos dois últimos anos. Também seria necessário retirar as aquisições não monetárias dado que não existe esta parcela de gasto nos dois primeiros anos da POF. Com o

²⁸ Para mais ver ftp://ftp.ibge.gov.br/Orcamentos_Familiares

intuito de ter um cenário abrangente de todo o território brasileiro, foram utilizadas as bases de 2003 e 2009 e, portanto, daqui em diante serão abordados apenas estes anos.

Cada edição da POF foi a campo durante doze meses. A pesquisa de 2003 foi realizada entre julho de 2002 e junho de 2003 e a de 2009 iniciou em maio de 2008 e terminou em maio de 2009. Percebe-se que a pesquisa abrange todos os períodos de cada ano possibilitando uma comparação do padrão médio anual de consumo.

Como a POF é realizada durante doze meses é natural que o período de referência dos gastos seja distinto durante a coleta. Para ampliar a capacidade do informante em fornecer os valores das aquisições, foram definidos quatro períodos de referência: 30 dias, 90 dias e 12 meses, segundo os critérios de frequência de aquisição e do nível do valor do gasto (IBGE, 2004 e 2010). Já que a data de referência das informações de despesas e rendimentos não são as mesmas para cada domicílio e devido a mudanças absolutas e relativas nos preços será necessário valorar os dados para uma determinada data. Tanto para a POF de 2003 quanto para a de 2009 a data de referência é a mesma, fixada em janeiro, diferenciando apenas os anos. Neste trabalho, utilizou-se estratégia semelhante à de Firpo (1999), em que este utiliza os dados da POF 1988 e 1996, mas traz ambos para uma única data (setembro de 1996). Aqui, os dados de 2003 foram levados para janeiro de 2009 utilizando o IPCA.

Com relação ao plano amostral, as duas pesquisas são realizadas em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística (estratos socioeconômicos) das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do Censo de 2010. No primeiro estágio são selecionados os setores, com probabilidade proporcional ao número de domicílios, por amostragem aleatória simples sem reposição. No segundo estágio é realizada a distribuição dos setores durante os doze meses de pesquisa possibilitando, em todos os trimestres, a coleta em todos os estratos geográficos e socioeconômicos (IBGE, 2004 e 2010). Dada a definição do plano amostral, pode-se perceber que este é denominado como amostra complexa, pois é selecionada por estratos em diferentes níveis. Assim, será necessário incorporar o plano amostral para não obter viés nas estimativas. A utilização dos pesos será detalhada abaixo.

Dada a visão geral da POF, a seguir serão detalhadas as variáveis utilizadas bem como a formação das coortes e a especificação do modelo econométrico.

3.4.2 Variáveis Utilizadas

Para cada ano os dados da POF são coletados através de seis questionários²⁹ fornecendo informações sobre raça, gênero, composição etária, rendimentos, gastos e quantidade de diversos bens consumidos pela população brasileira. Cada variável será descrita com o intuito de esclarecer os ajustes realizados para a estimação da regressão. Cabe ressaltar que a descrição abaixo ainda não é a utilizada na regressão, pois as coortes ainda não foram formadas. Apenas após a formação das coortes é obtida a variável final que foi incluída como regressando ou regressor. A formação das variáveis por coorte será apresentada na seção 3.4.3.

3.4.2.1 Renda Domiciliar *per capita*

Para construção da variável renda domiciliar *per capita* foi considerado o rendimento bruto de cada indivíduo residente no domicílio, incluindo os rendimentos do trabalho, transferências, ganhos financeiros e outros rendimentos. O rendimento domiciliar foi obtido através da soma dos rendimentos brutos de todos os indivíduos residentes no domicílio. Finalmente obtém-se a renda domiciliar *per capita* dividindo os rendimentos brutos pelo número de moradores do domicílio.

3.4.2.2 Consumo Domiciliar *per capita*

A variável utilizada como medida de consumo das coortes é o consumo total de alimentos. É comum na literatura de decisão intertemporal utilizar o consumo de alimentos ao invés do consumo total para estimar a equação de Euler por microdados (HALL E MISHKIN,

²⁹ Os questionários são: POF 1 – questionário do domicílio, POF 2 – questionário de despesa coletiva, POF 3 – caderneta de despesa coletiva, POF 4 – questionário de despesa individual, POF 5 – questionário de rendimento individual, POF 6 – questionário de condições de vida. Os nomes dos questionários podem variar entre as duas pesquisas, mas a informação contida nos questionários são as mesmas.

1982; ALTONJI E SIOW, 1987; ZELDES, 1989; RUNKLE, 1991; LAWRENCE, 1991). Segundo Ziliak (1998), para utilizar este procedimento é necessário assumir que o consumo de alimentos é uma *proxy* para o consumo total, ou seja, parte da variação verificada no consumo total estaria representada pelos alimentos. Com efeito, para os EUA os alimentos são responsáveis por aproximadamente 40% da variação no consumo total (ZILIAK, 1998). Ademais, assume-se que a função utilidade é separável entre alimentos e não alimentos; caso esta hipótese não for satisfeita a equação de Euler será inválida (ATTANASIO E WEBER, 1995).

Para gerar a variável dependente é necessário obter, para cada ano, o consumo *per capita* por domicílio. Lawrence (1991, p.61) utiliza como definição de consumo apenas bens não duráveis, mais precisamente gastos com alimentos. Seguindo este autor, o consumo *per capita* é obtido do seguinte modo: *i*) selecionam-se os gastos com alimentos (individuais e familiares); *ii*) em seguida somam-se tais gastos por domicílio e *iii*) obtém-se o dispêndio *per capita* dividindo o gasto total pelo número de moradores em cada domicílio.

Descrita a construção da variável consumo resta mostrar de quais questionários foram selecionados estes dispêndios. Os quadros a seguir descrevem a origem dos dados e as variáveis escolhidas dentro de cada quadro (na POF). Tais quadros estão separados por tipo de despesa e ano. Na primeira coluna estão as variáveis utilizadas, e na segunda coluna as variáveis retiradas (exceto quadros 1 e 4, que possuem apenas variáveis utilizadas). Foram utilizados apenas os registros da POF que continham consumo de alimentos. Assim, outras mercadorias que estavam presentes nestes registros foram excluídas da análise, dentre elas: itens de limpeza, higiene e bebidas. Estes itens foram retirados, por serem não duráveis ou porque eram itens relacionados ao vício (*addict*). Estes dois tipos de itens estão fora do escopo desta análise.³⁰

QUADRO 1: despesa coletiva – POF2 2003 – (registro 5)

Variável utilizada	Quadro	Código
Aquisição de Água (litro)	7A	601, 602 e 603

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis POF 2003

³⁰ Quando os bens são duráveis a análise torna-se semelhante a Bernanke (1985). Para bens semi-duráveis pode-se incluir estes na equação de Euler e verificar a robustez dos resultados. Para decisões relacionadas ao vício ver Becker e Murphy (1988).

QUADRO 2: caderneta de despesa coletiva – POF3 2003 – (registro 9)

Descrição do grupo utilizado	Número grupo	Descrição do grupo retirado	Número grupo
Cerais, leguminosas e hortaliças	63	Limpeza doméstica e outros	95
Farinhas, féculas, massas, cocos e castanhas	64	Higiene corpo e bebidas alcol.	96
Hortaliças, frutosas e outras	65		
Frutas	66		
Açúcares e produtos de confeitaria	67		
Sais e condimentos	68		
Carnes e vísceras	69		
Pescados marinhos	70 a 79		
Pescados de água-doce	80 a 89		
Enlatados	90		
Aves, ovos e laticínios	91		
Panificados e carnes industrializadas	92		
Bebidas não-alcoólicas e infusões	93		
Óleos, gorduras e alimentos preparados	94		
Agregados (sacolão e outros)	99		

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis da POF 2003

QUADRO 3: despesas individuais – POF4 2003 – (registro10)

Variáveis utilizadas	Quadro	Váriáveis retiradas	Quadro	Código
Almoço ou jantar (a peso)	24	Aguardente	24	901
Almoço ou jantar (à la carte)	24	Cerveja	24	1001
Almoço ou jantar (fast food)	24	Cerveja caracu	24	1002
Refrigerante de cola	24	Whisky	24	1102
Refrigerante de guaraná	24	Vodica	24	1103
Refrigerante de outros sabores	24	Vinho	24	1104
Refrigerante energético (qualquer sabor)	24	Cachaça	24	1105
Refresco	24	Caipirinha	24	1106
Suco	24	Conhaque	24	1107
Água mineral	24	Chopp	24	1201
Água de coco	24	Chope	24	1202
Vitamina	24	Outras bebidas alcoolicas	24	1101
Cafezinho	24			
Leite, café c/ leite, chocolate, etc	24			
Pão com ou sem manteiga	24			
Biscoito salgado	24			
Biscoito doce	24			
Salgadinho	24			
Sanduíche	24			
Bala, chiclete, doce, etc	24			
Fruta	24			
Alimentação (código: 601, 602)	41			

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis da POF 2003

QUADRO 4: despesa coletiva – POF2 2009 – (registro 6)

Variável utilizada	Quadro	Códigos
Água para uso	7	201, 202, 203 e 204

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis da POF 2009

QUADRO 5: caderneta de despesa coletiva – POF3 2009 – (registro 11)

Descrição do grupo utilizado	Número grupo	Descrição do grupo retirado	Número grupo
Cereais e leguminosas	63	Bebidas alcoólicas	83
Hortaliças tuberosas	64	Limpeza doméstica e outros	86
Farinhas, féculas e massas	65	Alimentos e higiene para animais	87
Cocos, castanhas e nozes	66	Flores naturais	88
Hortaliças folhosas, frutosas e outras	67	Produtos de higiene corporal	89
Frutas	68		
Açúcares e produtos de confeitaria	69		
Sais e condimentos	70		
Carnes e vísceras	71		
Pescados marinhos	72		
Pescados de água doce	74		
Pescados não especificados	76		
Enlatados e conservas	77		
Aves e ovos	78		
Laticínios	79		
Panificados	80		
Carnes industrializadas	81		
Bebidas não alcoólicas e infusões	82		
Óleos e gorduras	84		
Alimentos preparados	85		
Agregados (sacolão e outros)	90		

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis da POF 2009

QUADRO 6: despesas individuais – POF4 2009 – (registro 12)

Variável utilizada	Quadro	Variável retirada	Quadro	Código
Almoço ou jantar (a peso)	24	Aguardente	24	901
Almoço ou jantar (à la carte)	24	Cachaça	24	902
Almoço ou jantar (fast food)	24	Pinga	24	903
Almoço na escola	24	Cerveja clara ou preta	24	1001
Jantar na escola	24	Cerveja clara	24	1002
Lanche na escola	24	Cerveja preta	24	1003
Café na escola	24	Cerveja sem álcool	24	1004
Refrigerante de cola	24	Caipirinha	24	1102
Suco de frutas ou vegetais	24	Chopp claro ou escuro	24	1201
Cafezinho	24	Chope claro ou escuro	24	1202
Pão com ou sem manteiga	24	Outras bebidas alcoolicas	24	1101
Pão integral light	24			
Queijo prato light	24			
Biscoito salgado	24			
Sanduíche	24			
Bala ou chiclete	24			
Sorvete de qualquer sabor diet	24			
Chocolate: barra, tablete ou bombom	24			
Fruta	24			
Leite de vaca organic	24			
Queijo de minas frescal orgânico	24			
Alimentação (código: 601, 602)	41			

Fonte: elaboração própria utilizando dicionário de variáveis da POF 2009

Os dispêndios que não estão em nenhum destes quadros não foram utilizados dado que não eram alimentos. Ao analisar os quadros, percebe-se que não houve mudanças entre os dois períodos a ponto de inviabilizar a análise. Algumas categorias foram reespecificadas como, por

exemplo, o “chopp” que em 2003 era registrado como “chopp” ou “chope” e em 2009 passou para “chopp claro ou escuro” e “chope claro ou escuro”. De modo geral, estas novas categorias foram consideradas em todos os registros.

3.4.2.3 Juros

A construção da variável taxa de juros será feita a partir dos retornos nominais, e posteriormente as coortes foram diferenciadas de modo que uma *proxy* para a taxa de juros real seja obtida, ou seja, a idéia é mostrar que a taxa de juros não é a mesma para todas as coortes.

O retorno real de um investimento pode ser escrito como

$$1 + r_t = (1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (21)$$

em que r_t , i_t e P_t são respectivamente a taxa de juros real, a taxa de juros nominal e o índice de preços no período t . Sabe-se que a aplicação de um montante em algum investimento é realizada somente após o pagamento dos impostos, ou seja, as coortes investem apenas a renda disponível. Com intuito de mostrar que taxa de juros é heterogênea entres as coortes e também aplicar o conceito de renda disponível, a equação (21) pode ser modificada do seguinte modo (LAWRANCE, 1991; DEJUAN E SEATER, 1999; ZELDES, 1989; RUNKLE, 1991)

$$r_{i,t+1} = (1 + i_{t+1}) * (1 - \tau_{i,t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} - 1 \quad (22)$$

em que $r_{i,t+1}$ é a taxa de juros real da coorte i no tempo $t+1$, i_{t+1} é a taxa nominal de juros, $\tau_{i,t+1}$ é a proporção de impostos pagos em cada coorte³¹ e $\frac{P_t}{P_{t+1}}$ é a razão de preços entre o período t e $t+1$. Com esta modificação obtém-se a taxa de juros real por coorte.³²

Para construir a variável descrita na equação (22), foram utilizadas três taxas de juros anuais nominais, i_{t+1} , com o intuito de testar a robustez dos resultados: selic, poupança e CDB. As três taxas foram obtidas no IPEADATA³³, deflacionadas utilizando o IPCA e estão apresentadas na tabela 1.

TABELA 1 – Taxa de Juros real anual para o período 2003 e 2009

Descrição	Selic	Poupança	CDB
Taxa de juros em 2003	15.23%	7.61%	12.78%
Taxa de juros em 2009	9.51%	5.58%	7.44%
Taxa de Juros média até 2008	10.92%	6.01%	9.48%

Fonte: elaboração própria com dados do IPEADATA

De todas as variáveis utilizadas neste modelo, acredita-se que a mais crítica seja a taxa de juros. A equação (17) mostra que o coeficiente relacionado aos juros fornece a elasticidade de substituição intertemporal, ou seja, mostra qual é a variação percentual no crescimento do consumo entre 2009 e 2003, para a coorte i , como resposta a uma variação de 1% nos juros.

Os períodos utilizados neste trabalho são distantes, o que dificulta a interpretação deste coeficiente, pois a conjuntura nos dois anos são distintas. A taxa de inflação e juros em 2003 eram altas, mas com expectativa de queda nos períodos seguintes. Com efeito, pode-se verificar nos gráficos 1 e 2 a trajetória declinante e o patamar menor de ambas as variáveis. Apesar desta diferença na conjuntura, acredita-se que a estimação da equação de Euler ainda seja relevante,

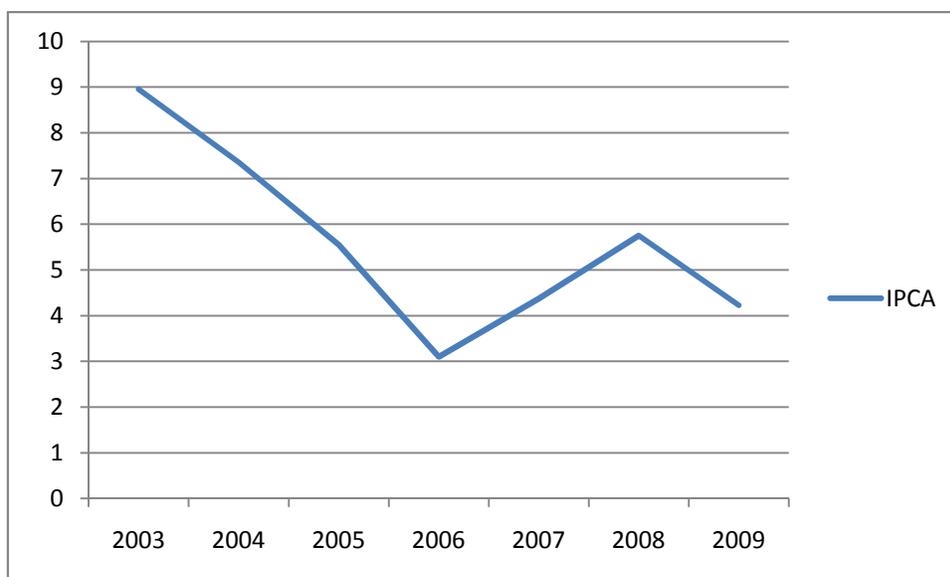
³¹ Formalizando $\tau_{i,t+1} = \frac{\text{imposto per capita}_{i,t+1}}{\text{renda per capita}_{i,t+1}}$

³² Como a base de dados utilizada possui um intervalo de 6 anos (2003 e 2009) a taxa de juros final utilizada neste trabalho será dada por: $r_{i,t+1} = (1 + i_{t+1})^6 * (1 - \tau_{i,t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} - 1$

³³ A selic, poupança e o CDB foram obtidos no IPEADATA e a fonte é o Banco Central do Brasil. Para mais ver <http://www.ipeadata.gov.br>

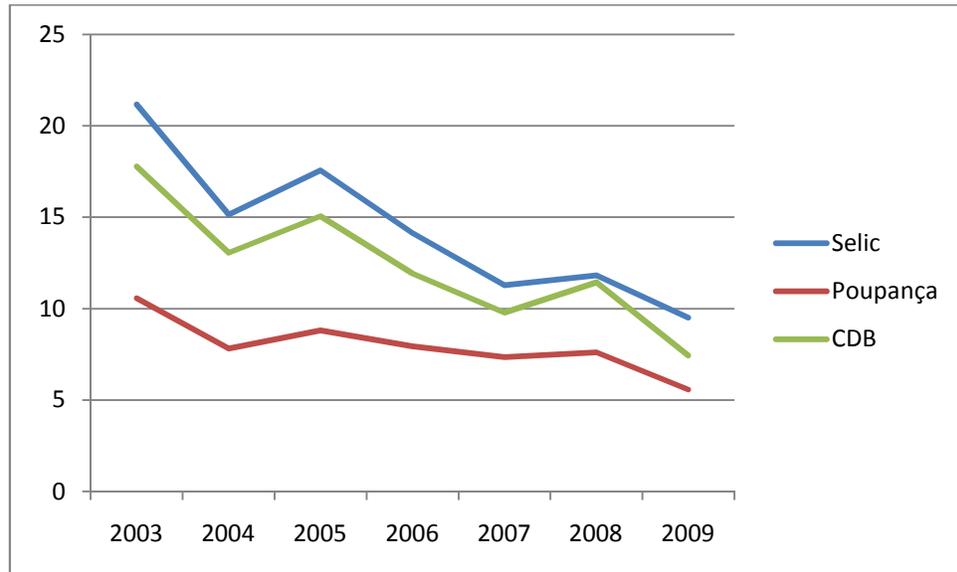
pois apesar dos juros nominal, i_{t+1} , serem diferentes, existe um peso crucial na equação (22) que é dado pela heterogeneidade das coortes devido ao imposto, $\tau_{i,t+1}$.

Gráfico 1 – Inflação para os períodos 2003 e 2009



Fonte: elaboração própria com dados do IPEADATA

Gráfico 2 – Taxa de Juros para os períodos 2003 e 2009



Fonte: elaboração própria com dados do IPEADATA

Para tentar superar este problema da conjuntura dispare, além de utilizar as três taxas de juros (Selic, poupança e CDB) apresentadas na tabela 1, foram estimadas regressões para a taxa nominal média de 2003 a 2008 (terceira linha na tabela 1). Ou seja, a definição (22) foi modificada para

$$r'_{i,t+1} = (1 + i'_{t+1}) * (1 - \tau_{i,t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} - 1 \quad (23)$$

em que i'_{t+1} é a taxa nominal de juros média de 2003 e 2008.³⁴ Portanto, foram estimadas regressões utilizando as três taxas nominais e também as taxas médias; caso os resultados dos coeficientes sejam semelhantes, haverá indícios de que, apesar das conjunturas díspares e da alta taxa de juros em 2003, a coorte i , utilizando expectativas racionais, terá previsão³⁵ que os juros

³⁴ Formalizando tem-se $i'_{t+1} = \sum_{i=3}^8 \frac{\text{taxa juros200i}}{6}$

³⁵ Pode-se argumentar que uma alternativa à utilização da taxa de juros seria sua estrutura a termo. No entanto, a estrutura a termo não é um predictor eficiente dos juros futuros e ainda traz embutido o prêmio de risco, o que

irão cair em períodos posteriores, logo, o modelo reproduzirá o comportamento esperado destas coortes.

Após obter os juros a partir das equações (21) e (22), são geradas as variáveis que serão utilizadas nos modelos: $\ln(1 + r_{i,t+1})$ e $\ln(1 + r'_{i,t+1})$.

3.4.2.4 Características dos Indivíduos e Quantidade de Moradores

As seguintes características dos indivíduos³⁶ foram utilizadas para explicar o crescimento do consumo de alimentos entre 2003 e 2009: escolaridade, idade, raça e quantidade de moradores.

A variável escolaridade foi definida como anos de estudo completos, a idade foi calculada com base na data de nascimento e medida em anos completos e a raça é uma variável binária que assume o valor um quando o indivíduo é branco e zero caso contrário. A variável quantidade de moradores é dada pelo número total de moradores no domicílio.

Além das variáveis descritas acima, foram incluídas *dummies* para as cinco grandes regiões brasileiras, cujo valor assumido é um caso atenda à característica em questão e zero caso não atenda.

3.4.3 Formação das Coortes

Como enfatizado na seção 2.3, os dados de coorte são um substituto imperfeito de dados em painel, pois o mesmo indivíduo não é acompanhado ao longo do tempo, mas apenas indivíduos com as mesmas características como, por exemplo, idade, raça, UF de residência, etc. Logo, acompanha-se apenas o consumo médio da coorte i ao longo do tempo e não como evolui o indivíduo i entre as coortes ou ainda a evolução interna do consumo dentro da própria coorte.

acabaria gerando um novo trabalho apenas para filtrar os fatores de risco. Para mais sobre a estrutura a termo da taxa de juros ver Brito, Duarte e Guillén (2003)

³⁶ Foram utilizadas as características de cada indivíduo e não do chefe da família.

Dada esta conjuntura e a explanação realizada na seção 2.3, percebe-se que a validade dos resultados dependerá da hipótese de que as características da coorte i são constantes ao longo do tempo. Caso exista alguma correlação entre fatores não observados e as mudanças entre as coortes ou nos seus tamanhos o estimador será viesado e inconsistente.

As variáveis utilizadas para formação das coortes são idade e unidade federativa de residência (UF). Utilizando as hipóteses apresentadas até o momento, tem-se que a migração entre Estados não pode ter mudado consideravelmente durante o período em análise, com o intuito de garantir que os estimadores sejam consistentes. Com efeito, percebe-se que tal hipótese é atendida ao analisar a tabela 2, que apresenta os fluxos migratórios interestaduais por grandes regiões brasileiras nos anos recentes. Apesar de ocorrerem mudanças durante todo o período, as proporções são aproximadamente as mesmas; logo, a formação de coortes por UF torna-se factível.

Tabela 2 – Matrizes de Fluxo Migratório Interestaduais por Grandes Regiões Brasileiras

1995						
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste	Emigrantes
Norte	3,4%	2,1%	1,2%	0,4%	2,3%	9,5%
Nordeste	3,5%	9,0%	15,0%	0,7%	4,0%	32,1%
Sudeste	1,0%	7,8%	14,9%	5,0%	3,7%	32,3%
Sul	0,5%	0,3%	5,4%	6,0%	1,8%	14,0%
Centro Oeste	1,7%	1,6%	3,0%	1,4%	4,4%	12,1%
Imigrantes	10,0%	20,9%	39,6%	13,4%	16,1%	100%
2001						
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste	Emigrantes
Norte	3,2%	2,9%	1,4%	0,4%	2,3%	10,2%
Nordeste	2,6%	8,4%	14,0%	0,4%	3,8%	29,2%
Sudeste	1,1%	11,5%	14,0%	4,1%	4,1%	34,7%
Sul	0,3%	0,3%	3,9%	6,4%	1,7%	12,6%
Centro Oeste	1,3%	2,0%	3,6%	1,1%	5,3%	13,2%
Imigrantes	8,5%	25,0%	36,9%	12,4%	17,2%	100%
2005						
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste	Emigrantes
Norte	4,2%	2,2%	1,2%	0,6%	2,2%	10,4%
Nordeste	3,8%	8,4%	10,8%	0,6%	4,1%	27,7%
Sudeste	1,4%	13,6%	13,4%	5,4%	4,2%	38,0%
Sul	0,6%	0,6%	2,9%	6,3%	1,8%	12,2%
Centro Oeste	1,5%	2,3%	2,8%	1,0%	4,2%	11,7%
Imigrantes	11,4%	27,1%	31,1%	13,9%	16,5%	100%
2008						
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste	Emigrantes
Norte	4,4%	2,1%	1,6%	0,6%	2,0%	10,8%
Nordeste	3,1%	7,9%	13,9%	0,5%	4,0%	29,4%
Sudeste	1,2%	11,6%	14,0%	4,4%	3,2%	34,4%
Sul	0,4%	0,5%	3,7%	5,7%	1,5%	11,8%
Centro Oeste	1,6%	2,2%	3,5%	1,8%	4,6%	13,6%
Imigrantes	10,6%	24,4%	36,6%	13,0%	15,4%	100%

Fonte: IPEA (2010)

Semelhante ao realizado por Asano e Fiuza (2003) e Menezes, Silveira e Azzoni (2008) os dados foram agrupados em 10 coortes de idade, 27 UFs e 2 anos, resultando em 270 observações médias. As tabelas 3 e 4 mostram o número de observações em cada coorte de idade

Tabela 3 – Número de Observações por Coorte para o Ano de 2003

Coortes	Número Observações	Mínimo	Máximo	Idade Média
0-9	13255	204	981	1.56
10-19	36754	537	2432	8.56
20-29	37010	488	2554	18.31
30-39	27705	360	1768	28.30
40-49	24414	267	1473	38.25
50-59	17526	156	1176	48.14
60-69	11321	102	775	58.16
70-79	6834	48	516	68.12
80-89	3219	15	240	77.58
90 ou mais	983	2	84	87.88

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da POF 2003

Tabela 4 – Número de Observações por Coorte para o Ano de 2009

Coortes	Número Observações	Mínimo	Máximo	Idade Média
0-9	31933	540	2377	4.79
10-19	35540	527	2780	14.42
20-29	32813	446	2517	24.46
30-39	27606	338	2464	34.32
40-49	23655	235	2142	44.26
50-59	17152	155	1773	54.13
60-69	11307	96	1109	64.07
70-79	6082	39	600	73.87
80-89	2156	17	207	83.50
90 ou mais	426	3	37	93.09

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da POF 2009

A célula com menor número de observações é advinda da coorte de 90 anos ou mais, aquela com maior número de observações é a de 10-19 anos, para ambos os períodos.

A partir destas coortes foram geradas as observações médias³⁷ das variáveis apresentadas na seção 3.4.2. O quadro 7 mostra um resumo das variáveis utilizadas na regressão bem como o sinal esperado de cada uma.

Como os dados estão disponíveis para apenas dois períodos, não é possível utilizá-los no formato de painel e, portanto, foi necessário utilizar a média das variáveis para controlar as variações entre os anos. Ademais, cabem algumas explicações acerca deste quadro: *i*) na especificação da quantidade de moradores, não foi utilizada a média, pois esta advém da equação de Euler como o logaritmo da razão entre os dois períodos (ver equação 17); *ii*) o sinal desta variável pode ser positivo ou negativo, pois depende da existência de economias de escala³⁸ na coorte *c* e *iii*) a variável juros, já descrita anteriormente, é utilizada em contexto de variável instrumental (explicado na próxima seção) e, portanto, não é utilizada como média.

³⁷ As coortes foram geradas utilizando os pesos que constam em cada edição da POF. As regressões e estatísticas descritivas foram estimadas tendo como peso a frequência em cada célula.

³⁸ A idéia desta variável apresentar economias ou deseconomias de escala está relacionada à quantidade de crianças no domicílio, pois *“achieving a given level of care for many children may require less expenditure per child than for one child”* Lawrance (1991, p.57).

Quadro 7: Descrição das Variáveis Utilizadas na Regressão

Descrição	Após formação coorte	Especificação na regressão após formação da coorte	Sinal Esperado ^(*)
Variável Dependente			
Consumo	Consumo <i>per capita</i> na coorte <i>c</i>	$\ln\left(\frac{C_{i,2009}}{C_{i,2003}}\right)$	
Variáveis Independentes			
Renda <i>per capita</i>	Renda <i>per capita</i> para a coorte <i>c</i>	$\ln\left(\frac{renda_{i,2009} + renda_{i,2003}}{2}\right)$	Positivo
Escolaridade	Escolaridade para a coorte <i>c</i>	$\left(\frac{escol_{i,2009} + escol_{i,2003}}{2}\right)$	Positivo
Quantidade de moradores	Quantidade de moradores na coorte <i>c</i>	$\ln\left(\frac{qtd\ mor_{i,2009}}{qtd\ mor_{i,2003}}\right)$	Positivo ou negativo
Idade	Idade na coorte <i>c</i>	$\left(\frac{idade_{i,2009} + idade_{i,2003}}{2}\right)$	Positivo
Idade ao quadrado	Idade ao quadrado na coorte <i>c</i>	$\left(\frac{idade_{i,2009} + idade_{i,2003}}{2}\right)^2$	Negativo
Raça	Proporção de brancos na coorte <i>c</i>	$\left(\frac{raça_{i,2009} + raça_{i,2003}}{2}\right)$	Positivo
Taxa de juros	Taxa de juros na coorte <i>c</i>	$\ln(1 + r_{i,2009})$ e $\ln(1 + r_{i,2003})$	Positivo

Fonte: elaboração própria

(*) Conforme Lawrance (1991)

3.5 Processo de Estimação e Especificação Econométrica

O modelo a ser estimado é dado pela equação (17). Além das variáveis de juros e tamanho da família por coorte foram incluídas na matriz X as covariadas já apresentadas no quadro 7: renda *per capita*, escolaridade, idade, raça e *dummies* regionais. O processo de estimação pode ser resumido em quatro passos:

1 – Estima-se a equação (17) por variável instrumental³⁹, doravante VI, tendo como instrumento para a taxa de juros em 2009 os juros em 2003 (ou sua média de 2003 a 2008) para a coorte i ;

2 – Após estimar a equação é gerada a variância do erro de previsão dada por $\sigma_\varepsilon^2 = -1 + (1 + 2\sigma_u^2\gamma^{-2})^{\frac{1}{2}}$ em que $\sigma_u^2 = \mathbb{E}(e_{i,t+1}^2)$;

3 – Obtidos os parâmetros e o erro de previsão, basta gerar a equação (18) e calcular a taxa de desconto ρ_i para a coorte i , na média e por decis de escolaridade;

4 – O processo de estimação é finalizado calculando o desvio padrão da taxa de desconto intertemporal por bootstrap;

Como indicado na seção 3.4.2.3, são utilizadas três taxas de juros (Selic, poupança e CDB) e, para cada uma destas, duas definições⁴⁰. Logo, para cada especificação alternativa da equação básica (17), serão necessárias seis regressões para testar a robustez com relação à taxa de juros. Assim, foram estimadas as seguintes especificações:

³⁹ É necessário estimar por VI, pois existe correlação entre o termo de erro e os juros (ambos estão no mesmo período $t+1$), ou seja, o termo de erro e a taxa de juros são formados conjuntamente. Ademais, a taxa de juros utilizada para decisão intertemporal é a taxa *ex-ante* o que justifica tal procedimento.

⁴⁰ O primeiro estágio desta estimação é obtido regredindo a taxa de juros para a coorte i em 2009 em todas as demais variáveis e o instrumento (taxa de juros para a coorte i em 2003). Logo, existem duas definições para cada taxa de juros: a primeira é a própria taxa de juros em 2003 e a segunda é a média descrita na equação (22).

- 1 – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando a taxa de juros do período inicial (2003) e a média de 2003 até 2008;
- 2 – Variável Instrumental (VI) utilizando como instrumento a taxa de juros do período inicial e a média de 2003 até 2008;
- 3 – Variável Instrumental (VI) sem a renda na matriz de covariadas;
- 4 – Variável Instrumental (VI) sem *dummies* regionais.

Apresentados o banco de dados, a formação das coortes e o processo de estimação, na próxima seção são analisadas as estatísticas descritivas, bem como os resultados das regressões estimadas.

4 RESULTADOS

Nesta seção serão apresentadas as estatísticas descritivas (subseção 4.1) os resultados econométricos, testes de restrições para a variável renda e para as *dummies* regionais e as estimativas da taxa de desconto intertemporal (subseção 4.2).

4.1 Estatísticas Descritivas⁴¹

As tabelas 5, 6 e 7 mostram as estatísticas descritivas básicas para as variáveis utilizadas: média, desvio padrão, mínimo, máximo, primeiro (Q1), segundo (Q2) e terceiro (Q3) quartil. A tabela 5 traz as estatísticas para as variáveis descritas no quadro 7, ou seja, com exceção da quantidade de moradores, das taxas de juros e do consumo *per capita*, todas as demais variáveis são médias para as coortes entre o período 2009 e 2003. As tabelas 6 e 7 apresentam as mesmas estatísticas descritivas diferindo apenas o período: 2003 e 2009, respectivamente.

⁴¹ É necessário ressaltar que esta seção não está inferindo nenhum tipo de causalidade entre as variáveis, mas apenas verificando suas evoluções e correlações.

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Q1	Q2	Q3
Tx cresc. consumo	0.81059	0.13757	0.48817	1.58768	0.72596	0.80714	0.88385
Renda <i>per capita</i>	7.04723	0.45036	5.63429	8.54968	6.70876	7.05902	7.39422
Juros selic	0.49139	0.02025	0.39873	0.51624	0.48367	0.49621	0.51624
Juros poupança	0.12430	0.02025	0.03164	0.14915	0.11657	0.12912	0.13882
Juros cdb	0.38562	0.02025	0.29295	0.41046	0.37788	0.39043	0.40013
Raça	0.41370	0.18748	0.10117	0.90843	0.26068	0.37162	0.49661
Escolaridade	5.16896	2.63144	0.10850	9.67750	3.55263	5.58147	7.32808
Tx. cresc. Moradores	-0.12341	0.07160	0.76362	0.98714	-0.17300	-0.11251	-0.07090
Idade	29.42305	19.97875	3.02126	91.88232	11.53879	21.51884	41.35146

Fonte: elaboração a partir dos dados da POF 2003 e 2009

Nota: as taxas de juros são médias dos anos 2003 a 2008

Tabela 6 Estatística Descritiva para o Período 2003

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Q1	Q2	Q3
Consumo per capita	6.23867	0.07361	5.62098	7.33623	6.03476	6.24111	6.39641
Renda per capita	6.33877	0.45175	5.37751	8.95560	6.01781	6.31433	6.65289
Juros selic	0.79531	0.02025	0.70266	0.82017	0.78759	0.80014	0.80984
Juros poupança	0.24640	0.00041	0.15375	0.27125	0.23868	0.25122	0.26092
Juros cdb	0.62438	0.00041	0.53173	0.64923	0.61666	0.62920	0.63890
Raça	0.42656	0.18906	0.05819	0.95352	0.27508	0.38628	0.50441
Escolaridade	4.37222	2.70845	0.00000	9.17664	1.77333	5.30748	6.61750
Quantidade de Moradores	4.77911	0.77519	2.07955	6.66164	4.17703	4.73596	5.39221
Idade	26.59771	19.76766	1.46904	90.85495	8.62138	18.58285	38.32421

Fonte: elaboração a partir dos dados da POF 2003

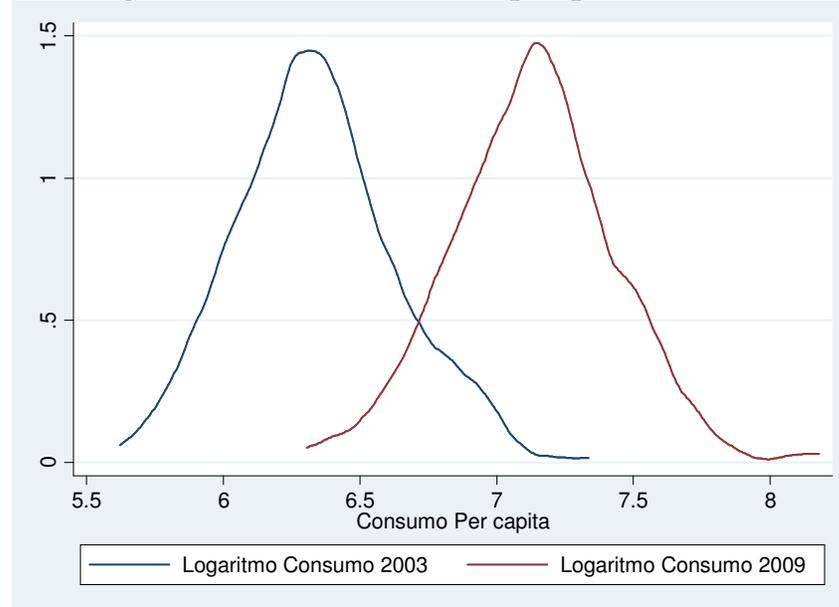
Tabela 7 – Estatística Descritiva para o Período 2009

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Q1	Q2	Q3
Consumo per capita	7.04927	0.27839	6.30474	8.17952	6.86316	7.05079	7.23304
Renda <i>per capita</i>	7.44587	0.47965	5.33601	8.80261	7.06598	7.45550	7.83835
Juros selic	0.30496	0.06719	0.23210	0.54496	0.24670	0.36739	0.44388
Juros poupança	0.08556	0.25910	0.02566	0.32555	0.02730	0.14799	0.22447
Juros cdb	0.19068	0.25920	0.13014	0.43067	0.13242	0.25311	0.32959
Raça	0.40084	0.18756	0.00000	1.00000	0.25151	0.36972	0.49129
Escolaridade	5.96570	2.74822	0.00000	10.71691	5.14245	6.44373	7.96957
Quantidade de Moradores	4.22487	0.69359	2.37108	6.33277	3.74825	4.22228	4.60938
Idade	32.24840	20.19837	4.51276	95.93670	14.45935	24.64053	44.40406

Fonte: elaboração a partir dos dados da POF 2009

Analisando as tabelas 6 e 7 percebe-se que o consumo *per capita* das coortes cresceu 12,9% entre os períodos 2003 e 2009. A renda *per capita* também cresceu no período, no entanto, apresentou maior variação: 17,47%. Tais resultados também podem ser acompanhados na tabela 5, pois o logaritmo do consumo *per capita* entre os dois períodos é maior do que zero (0.81) indicando que o consumo de 2009 supera o de 2003. O crescimento do consumo *per capita* pode ser verificado no gráfico 3, que apresenta a densidade Kernel, os períodos 2003 e 2009.

Gráfico 3 – Logaritmo do Consumo Per Capita para o Período 2003 e 2009



Fonte: elaboração própria utilizando dados da POF 2003 e 2009

Apesar do consumo ter crescido no período em análise, não é possível afirmar que tal crescimento é devido somente à renda, pois outras variáveis podem ter afetado este resultado, como por exemplo, os anos de estudo ou a quantidade de moradores nos domicílios. Com efeito, ao analisar as tabelas 6 e 7 percebe-se aumento dos anos de estudo de 36,45%, e uma redução da quantidade de moradores de 11,6%. Esses resultados podem significar um aumento do consumo futuro das coortes, pois coortes com maiores anos de estudo e menor quantidade de moradores tendem a apresentar maior taxa de crescimento do consumo.

Analisando as demais variáveis, há a impressão que nem todas podem ter contribuído para o aumento do consumo. Como exemplo, pode-se citar a idade média e a proporção de brancos nas coortes. A primeira variável aumentou e a segunda reduziu, o que resultaria em uma redução do consumo caso se considerasse apenas estas variáveis isoladamente, no entanto, não é possível fazer esta afirmação sem estimar a regressão e verificar a contribuição líquida destas variáveis.

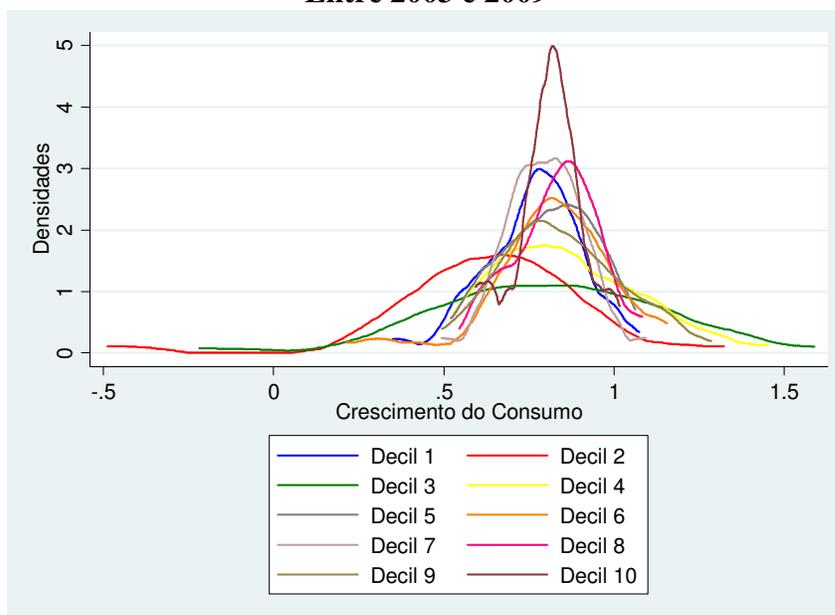
Os desvios padrão das variáveis, exceto raça e quantidade de moradores, aumentaram, inclusive no consumo *per capita*. Percebe-se que os maiores aumentos relacionados ao desvio padrão são do consumo e das taxas de juros. Este último pode ser explicado através da construção destas variáveis, apresentada nas equações (21) e (22). Já que o desvio padrão da renda não variou substancialmente, a única explicação para este aumento estaria relacionada ao

imposto *per capita*. Com efeito, a média do imposto *per capita* de 2009 (161,86) supera o de 2003 (54,84), aumentando também o seu desvio padrão de 79,57 para 256,81, o que acaba explicando o aumento da dispersão dos juros.

Comparando o primeiro e o último quartil da tabela 5 parecem existir evidências que o maior aumento do consumo para este último seja reflexo da contribuição da evolução de quase todas as variáveis (exceto idade que aumentou). As coortes do Q3 possuem maior renda *per capita*, menor juros, maior escolaridade e menor proporção de pessoas brancas e quantidade de moradores. No entanto, neste quartil, Q3, estão as coortes com maior idade média o que acaba por levantar outra hipótese: as diferenças entre Q1 e Q3 podem estar relacionadas ao ciclo de vida, isto é, as coortes em Q1 estariam no início do ciclo de vida e as do Q3 na metade do ciclo ou final.

O crescimento do consumo por decis de escolaridade apresenta o comportamento esperado, ou seja, os maiores decis possuem o maior crescimento do consumo.

Gráfico 4 – Crescimento do Consumo Renda Per Capita por Decis de Escolaridade Entre 2003 e 2009



Fonte: elaboração própria utilizando dados da POF 2003 e 2009

A relação encontrada no gráfico 4 não representa a contribuição líquida da escolaridade sobre o consumo. Para obter o efeito da escolaridade, bem como de outras variáveis, sobre o crescimento médio do consumo é necessário levar em consideração as demais covariadas. Para isto será estimada a equação de Euler e posteriormente serão associados os resultados obtidos à taxa de desconto intertemporal. Tal procedimento será realizado na próxima seção.

4.2 Resultados Econométricos

Ao aplicar o processo de estimação apresentado na seção 2.5, obtêm-se 24 regressões. Seis regressões por cada tipo de taxa de juros (Selic, poupança e CDB)⁴², e, para cada uma destas seis definições, foram testadas quatro especificações diferentes: mínimos quadrados ordinários (MQO), variável instrumental (VI), e dentro da estimação por VI mais duas especificações desta equação: VI sem renda e VI sem *dummies* de região. Como os períodos são distantes, acredita-se que ao proceder desta forma testa-se a robustez dos resultados.

Ao estimar as vinte e quatro regressões, percebe-se que os resultados não variaram substancialmente com o tipo de taxa de juros, indicando robustez com relação a esta variável.⁴³ No entanto, existem mudanças significativas relacionadas à técnica utilizada e à especificação da equação com relação à renda e *dummies* de região. Assim, os resultados serão apresentados apenas para a taxa de juros Selic, as demais estimações estão no anexo.

Como dito anteriormente, a tabela 8 apresenta os resultados para a taxa Selic. Na primeira coluna é apresentada a estimação por MQO utilizando as variáveis do quadro 7 (seção 3.4.3), e apenas a taxa de juros no período inicial (2003). A segunda coluna é a estimação por VI utilizando como instrumento para a taxa de juros de 2009 os juros de 2003. A terceira e a quarta coluna são semelhantes à segunda, mas excluem respectivamente a renda e as *dummies* de região. Estas variáveis foram excluídas com o intuito de verificar a robustez dos resultados com relação ao efeito das mesmas na taxa de crescimento do consumo.

⁴² Para cada taxa obtêm-se duas equações: uma utilizando a definição de juros (21) e outra utilizando a definição (22) (ver seção 3.4.2.3.).

⁴³ As mudanças nos coeficientes ao variar a taxa de juros foram verificadas apenas na quarta ou quinta casa decimal. Para mais ver apêndice.

Tabela 8 – Resultados Econométricos – MQO e VI

	MQO	VI (♣)	VI sem renda (♣)	VI sem dummies (♣)
Juros	0.5929348*** (0.0314404)	0.6105365*** (0.0479739)	0.6034610*** (0.020171)	0.9188014*** (0.0314934)
Branco	0.5672540*** (0.0045642)	0.3752527*** (0.0154882)	0.3784720*** (0.0052478)	-0.0601583*** (0.0106163)
Renda	-0.1931673*** (0.0027693)	0.0037327 (0.0159656)		0.0668529*** (0.0066663)
Escolaridade	0.0128465*** (0.0007224)	0.0527570*** (0.0030864)	0.0524155*** (0.0018641)	0.0714582*** (0.0020666)
Quantidade de Moradores	-0.1563158*** (0.0108349)	-0.1781319*** (0.0140412)	-0.1772760*** (0.0139916)	-0.3279209*** (0.0170646)
Idade	0.1411650*** (0.0090614)	0.1460018*** (0.0113556)	0.1467078*** (0.0114577)	0.0266930* (0.0141159)
Idade ao quadrado	-0.0012659*** (0.0001094)	-0.0012142*** (0.000127)	-0.0012195*** (0.0001268)	-0.0003453** (0.0001353)
Nordeste	0.0729515*** (0.0023041)	0.1845323*** (0.0090194)	0.1829544*** (0.0036451)	
Norte	0.2016061*** (0.0022517)	0.2305536*** (0.0035303)	0.2303346*** (0.0031678)	
Centro	0.0967577*** (0.0016213)	0.1523410*** (0.0044042)	0.1519819*** (0.0032459)	
Sudeste	0.0183950*** (0.0014562)	0.0521965*** (0.0037689)	0.0520376*** (0.0032740)	
Constante	-0.6776484* (0.4040136)	-2.7981953*** (0.5239692)	-2.7969678*** (0.5214418)	0.9190582 (0.7058430)
Observations	183751	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	0.26	0.26	0.22	0.176
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Obs: desvio-padrão entre parênteses

*** Significativo a 10%; ** Significativo a 5% e *** Significativo a 1%**

(♣) Instrumento: taxa de juros selic para o ano de 2003

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da POF 2003-2009

Cabe ressaltar que a inevitável comparação⁴⁴ com os resultados de Lawrance (1991) leva a uma importante restrição: a não inclusão de *dummies* de período. Faz-se esta ressalva, pois os resultados desta autora são sensíveis à inclusão destas variáveis, devido aos efeitos macroeconômicos captados pelas mesmas. De modo geral, a inclusão de *dummies* em Lawrance (1991) tem dois efeitos básicos: *i*) reduz a elasticidade de substituição intertemporal e *ii*) aumenta o desvio padrão dos parâmetros. Portanto, como este trabalho não inclui as *dummies* de tempo, acredita-se que os efeitos com relação à elasticidade de substituição possam estar superestimados.⁴⁵ Não é possível incluir as *dummies* de tempo, pois existem apenas dois períodos, e, portanto, os dados não estão em formato de painel.

Ao analisar a tabela 8, percebe-se que os resultados são, de modo geral, conforme o esperado. Apenas dois coeficientes tiveram sinais contrários ao da literatura: a renda na estimação por MQO (primeira coluna) e raça na estimação por VI sem *dummies* (última coluna). Sabe-se que o resultado por MQO está viesado e, portanto, era esperada alguma endogeneidade. Neste caso a endogeneidade aparece na renda, pois coortes com maiores rendas tendem a ter menores taxas de juros. Ao estimar a correlação simples entre o logaritmo da renda *per capita* e a taxa de juros Selic de 2003, encontra-se o valor de -0,54⁴⁶ indicando a esperada relação inversa. Com relação à variável raça, pode-se dizer que devido à heterogeneidade entre as regiões brasileiras o resultado desta variável acaba apresentando sinal negativo, ou seja, existe uma relação inversa entre a proporção de brancos na coorte e a taxa de crescimento do consumo. As *dummies* regionais podem estar capturando efeitos específicos de regiões que estejam relacionados à raça como, por exemplo, as diferenças étnicas entre a parte Sul e Nordeste do Brasil. De modo geral, os valores dos coeficientes não variam substancialmente entre as técnicas e especificações, exceto em alguns casos específicos que serão tratados a seguir.

A primeira mudança relevante nos coeficientes está relacionada à variável renda. Ao passar da estimação de MQO para VI o coeficiente da renda passa a ser não significativo, ou seja, toda a variação do consumo entre 2009 e 2003 é explicada pelas demais variáveis. No momento, torna-se relevante explicar o motivo da alta significância em MQO e a ausência desta em VI. Um argumento factível estaria relacionado ao efeito líquido dos juros e o componente da renda contido neste. Ao utilizar MQO, não são consideradas as demais variáveis (aquelas inseridas no

⁴⁴ Apesar dos resultados não serem diretamente comparáveis devido ao contexto das estimações.

⁴⁵ Uma outra opção para capturar os choques seria incluir a quantidade de desempregados.

⁴⁶ p-valor=0.00000. A tabela completa de correlação encontra-se no apêndice.

primeiro estágio da estimação por VI), logo, a renda está carregando este efeito bruto. Ao “limpar” os juros no primeiro estágio, a renda perde significância, pois a renda *per capita* média já está contida no primeiro estágio e também na própria taxa de juros que inclui a renda *per capita* de 2003. Logo, ao combinar estes dois efeitos, a renda perde poder explicativo na equação, pois, de certo modo, já está contida na variável taxa de juros. Ademais, pode ser verificado que ao retirar a renda *per capita* média os coeficientes não mudam substancialmente, o que corrobora a explicação acima.

A segunda mudança está relacionada à constante do modelo, pois esta é importante para o cálculo da taxa de preferência intertemporal (ver equação 18). Ao estimar a equação 17 por MQO, o valor dos juros é diferente daquele estimado por VI. Mais precisamente, suponha que a taxa de juros seja dada por: $\ln(1 + r_{it}) = \ln(1 + r_{it}^*) + \Lambda_i$, em que r_{it}^* é a verdadeira taxa de juros, r_{it} é a taxa de juros medida com erro e Λ_i é o erro de mensuração da coorte i . Este erro é o efeito de utilizar apenas os juros no contexto de MQO, ou seja, ao incluir outras variáveis no primeiro estágio retira-se Λ_i e obtém-se apenas o efeito puro da taxa de juros. No entanto, ao estimar sem VI, Λ_i aparecerá na constante, viesando os resultados e, por consequência, a taxa de preferência intertemporal, doravante TPI. A direção do viés na TPI dependerá do sinal da constante. Ainda analisando as grandes mudanças, o coeficiente com maior variabilidade devido à diferença de especificação seria a elasticidade de substituição intertemporal na estimação por VI *sem dummies*, cujo resultado variou cerca de 50% quando comparado com os resultados completos (coluna 2). Como os resultados são mais robustos para as colunas 2 e 3, as interpretações serão realizadas para estas.

Além da taxa de juros, as variáveis socioeconômicas possuem grande relevância no crescimento do consumo; todas são estatisticamente significantes e com poder de explicação distinto. Dentre as variáveis socioeconômicas, o menor coeficiente é o da escolaridade, no entanto, este possui a maior significância. Ou seja, apesar do baixo impacto, esta variável é uma das grandes responsáveis, em termos de significância, pelo crescimento do consumo. A quantidade de moradores, como esperado, possui relação inversa com o crescimento do consumo, ou seja, quanto maior o número de moradores em uma determinada coorte, menor o crescimento entre 2009 e 2003. Mesmo sem considerar o efeito conjunto das variáveis, a tabela 5 já mostrava esta relação inversa, dado que o Q3 possui o maior crescimento do consumo e a menor quantidade de moradores na coorte. Com relação à idade, pode-se dizer que o sinal está conforme

o esperado e que os resultados mostram possíveis efeitos de ciclo de vida, pois o coeficiente da idade é positivo e o da idade ao quadrado é negativo, indicando redução do crescimento do consumo em idades mais avançadas. Esperava-se que o coeficiente com relação à raça apresentasse sinal positivo, indicando que quanto maior a proporção de brancos na coorte, maior o crescimento do consumo. No entanto, não era esperado um valor tão alto para esta variável, que apresenta magnitude menor apenas que o coeficiente dos juros. Este resultado pode estar apresentando indícios de discriminação com relação ao consumo, mas não é possível afirmar com certeza se isto realmente ocorre, sendo necessária uma análise de decomposição em trabalhos posteriores.

Apesar dos resultados estimados por VI, com e sem renda, não diferirem substancialmente, não é recomendado retirar esta variável sem verificar se esta restrição está correta. A mesma questão pode ser levantada com relação às *dummies* de região. Segundo a literatura econométrica, estimar as equações incluindo (ou não) as *dummies* de região e renda *per capita* equivale a não impor (ou impor) restrições ao modelo básico. Ao retirar estas variáveis tem-se o modelo restrito. Já o modelo não restrito é aquele que inclui tais variáveis.

Cabe ressaltar que o intuito do teste é verificar se é correto impor a restrição aos parâmetros, ou seja, julgar se estas são estatisticamente iguais a zero no sentido de comparar dois modelos, restrito e não restrito. Pode-se escrever a equação do teste F de modo a utilizar os resultados das regressões acima. Conforme Davidson e Mackinnon (1999, p.142) e Greene (2003, p. 102) tal equação pode ser representada por

$$F[j, n - K] = \frac{(R^2 - R^{2*})/J}{(1 - R^2)/(n - K)} \quad (23)$$

Percebe-se que a estatística F possui J e $n - K$ graus de liberdade. O R^2 refere-se ao R^2 do modelo não restrito, ou seja, a segunda coluna da tabela 8, e R^{2*} é o R^2 do modelo restrito, portanto, aqueles apresentados na terceira e quarta colunas. Utilizando os dados das regressões obtêm-se as estatísticas a seguir

Tabela 9 – Estatísticas para Testes de Restrições

Descrição	Selic	Poupança	CDB
Teste F de restrição para renda	9023.606***	9023.613***	9023.610***
Teste F de restrição para <i>dummies</i>	5262.091***	5262.094***	5262.092***

Fonte: elaboração própria

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5% e *** Significativo a 1%

Nota: valores críticos: $F[1, 183731](1\%) = 6.63$ e $F[4, 183734](1\%) = 3.32$

Como o $F_{calculado} > F_{tabelado}$ para todos os testes realizados, rejeita-se a hipótese nula que todas as *dummies* e a renda *per capita* são iguais a zero, logo o modelo não restrito é o recomendado, donde conclui-se que tais restrições não estão corretas, pois ao cometer tal engano os parâmetros serão inconsistentes. Este resultado era esperado, devido ao viés obtido na última coluna da tabela 8, e também pela correlação da renda com as variáveis explicativas, o que geraria inconsistência caso esta fosse excluída do modelo.

4.2.3 Taxa de Preferência Intertemporal

Nesta seção são apresentadas as estimações para a TPI na média e por decil. Todas as estatísticas foram calculadas conforme a equação 18, os parâmetros, gama, alfa e deltas, são advindos das regressões apresentadas na tabela 8 e o erro de previsão foi calculado conforme Lawrance (1991)

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = -1 + (1 + 2\sigma_u^2\gamma^{-2})^{\frac{1}{2}}$$

em que $\sigma_u^2 = \mathbb{E}(e_{i,t+1}^2) + 2\mathbb{E}(e_{i,t+1}e_{it})$. Como os dados não estão em formato de painel é razoável supor que não existe correlação entre os erros do período t e $t+1$ e, portanto, esta última

variância será dada por $\sigma_u^2 = \mathbb{E}(e_{i,t+1}^2)$. Assim, para o cálculo do erro de previsão, foi utilizada a elasticidade de substituição intertemporal e a média dos resíduos ao quadrado.

As tabelas 10 e 11 apresentam, respectivamente, os resultados para as estimações por VI com e sem renda, utilizando os três instrumentos para a taxa de juros em nível e na média. Os desvios padrão de todos os resultados foram calculados por *bootstrap* através de 2000 amostras aleatórias com reposição geradas a partir da amostra original. O algoritmo desenvolvido gera as 2000 amostras e para cada uma destas amostras é calculada a TPI. Obtidas 2000 TPIs, calcula-se o desvio padrão desta seqüência e finalmente obtêm-se a estatística *t* e o p-valor apresentados abaixo. Para mais acerca do *bootstrap* ver Cameron e Trivedi (2005, p.357). Para a TPI na média, foi gerada a estatística conforme a equação (18) e em seguida foi obtida a média para as coortes. Para a TPI por decil foi realizado o mesmo procedimento, mas a média foi condicionada aos decis de anos de escolaridade

Tabela 10 – Taxa de Preferência Intertemporal Média e por Decis de Escolaridade Para Estimações com Renda

Descrição	Média	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10
Proxy para taxa de juros: selic											
Rho	0.1779	0.1784	0.2409	0.2120	0.1901	0.1734	0.1658	0.1590	0.1585	0.1538	0.1481
DP	0.0347	0.0113	0.0345	0.0273	0.0178	0.0194	0.0122	0.0131	0.0274	0.0192	0.0180
Teste t	5.1280	15.7087	6.9816	7.7554	10.6419	8.9421	13.4915	12.0501	5.7722	8.0013	8.1954
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: poupança											
Rho	0.1772	0.1778	0.2400	0.2113	0.1895	0.1728	0.1652	0.1584	0.1580	0.1532	0.1476
DP	0.0345	0.0113	0.0343	0.0272	0.0178	0.0193	0.0122	0.0131	0.0273	0.0191	0.0180
Teste t	5.1095	15.6522	6.9565	7.7275	10.6037	8.9100	13.4430	12.0068	5.7514	7.9725	8.1659
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: CDB											
Rho	0.1777	0.1782	0.2406	0.2118	0.1899	0.1732	0.1656	0.1588	0.1583	0.1536	0.1480
DP	0.0346	0.0113	0.0344	0.0273	0.0178	0.0193	0.0122	0.0131	0.0274	0.0192	0.0180
Teste t	5.1280	15.7087	6.9816	7.7554	10.6420	8.9421	13.4916	12.0502	5.7722	8.0013	8.1954
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: selic média											
Rho	0.1779	0.1784	0.2409	0.2120	0.1901	0.1734	0.1658	0.1590	0.1585	0.1538	0.1481
DP	0.0347	0.0113	0.0345	0.0273	0.0178	0.0194	0.0122	0.0131	0.0274	0.0192	0.0180
Teste t	5.1280	15.7086	6.9816	7.7554	10.6419	8.9421	13.4914	12.0502	5.7721	8.0013	8.1954
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: poupança média											
Rho	0.1772	0.1778	0.2400	0.2113	0.1895	0.1728	0.1652	0.1584	0.1580	0.1532	0.1476
DP	0.0345	0.0113	0.0343	0.0272	0.0178	0.0193	0.0122	0.0131	0.0273	0.0191	0.0180
Teste t	5.1280	15.7086	6.9816	7.7554	10.6419	8.9421	13.4915	12.0502	5.7721	8.0012	8.1954
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: CDB médio											
Rho	0.1777	0.1782	0.2406	0.2118	0.1899	0.1732	0.1656	0.1588	0.1583	0.1536	0.1480
DP	0.0346	0.0113	0.0344	0.0273	0.0178	0.0193	0.0122	0.0131	0.0274	0.0192	0.0180
Teste t	5.1280	15.7086	6.9816	7.7554	10.6419	8.9421	13.4915	12.0501	5.7721	8.0012	8.1954
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: elaboração própria

Nota: desvio-padrão (DP) estimado por bootstrap

Tabela 11 – Taxa de Preferência Intertemporal Média e por Decis de Escolaridade Para Estimações sem Renda

Descrição	Média	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10
Proxy para taxa de juros: selic											
Rho	0.1757	0.1761	0.2380	0.2097	0.1876	0.1710	0.1635	0.1567	0.1562	0.1516	0.1461
DP	0.0345	0.0113	0.0345	0.0268	0.0178	0.0194	0.0122	0.0130	0.0271	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4966	6.8911	7.8235	10.4899	8.8104	13.3266	11.9844	5.7671	7.9901	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: poupança											
Rho	0.1750	0.1754	0.2372	0.2090	0.1869	0.1704	0.1629	0.1562	0.1557	0.1510	0.1455
DP	0.0343	0.0113	0.0344	0.0267	0.0178	0.0193	0.0122	0.0130	0.0270	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4966	6.8911	7.8235	10.4899	8.8103	13.3264	11.9844	5.7671	7.9901	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: CDB											
Rho	0.1754	0.1759	0.2377	0.2095	0.1874	0.1708	0.1633	0.1565	0.1560	0.1514	0.1459
DP	0.0344	0.0113	0.0345	0.0267	0.0178	0.0193	0.0122	0.0130	0.0270	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4967	6.8912	7.8235	10.4900	8.8104	13.3265	11.9843	5.7671	7.9902	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: selic média											
Rho	0.1757	0.1761	0.2380	0.2097	0.1876	0.1710	0.1635	0.1567	0.1562	0.1516	0.1461
DP	0.0345	0.0113	0.0345	0.0268	0.0178	0.0194	0.0122	0.0130	0.0271	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4966	6.8912	7.8235	10.4899	8.8104	13.3265	11.9843	5.7671	7.9902	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: poupança média											
Rho	0.1750	0.1754	0.2372	0.2090	0.1869	0.1704	0.1629	0.1562	0.1557	0.1510	0.1455
DP	0.0343	0.0113	0.0344	0.0267	0.0178	0.0193	0.0122	0.0130	0.0270	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4967	6.8911	7.8235	10.4899	8.8104	13.3265	11.9844	5.7671	7.9901	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Proxy para taxa de juros: CDB médio											
Rho	0.1754	0.1759	0.2377	0.2095	0.1874	0.1708	0.1633	0.1565	0.1560	0.1514	0.1459
DP	0.0344	0.0113	0.0345	0.0267	0.0178	0.0193	0.0122	0.0130	0.0270	0.0189	0.0177
Teste t	5.0922	15.4967	6.8912	7.8235	10.4900	8.8104	13.3265	11.9843	5.7671	7.9902	8.2154
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: elaboração própria

Nota: desvio-padrão (DP) estimado por bootstrap

Ao analisar as tabelas 10 e 11 percebe-se que a TPI é pouco sensível a variações do instrumento utilizado. O menor valor da TPI média para estimações incluindo a renda foi de 0,17729 (poupança) enquanto o maior foi de 0,17793 (Selic), revelando baixa variação de apenas

0,36%. Este padrão é mantido para as estimações que não incluem a renda, inclusive a magnitude da variação do menor para o maior valor é a mesma daquela apresentada na tabela 10. Esta baixa sensibilidade é importante para a análise, dado que os períodos utilizados neste trabalho são distintos. Acredita-se que este resultado é devido à semelhança entre as taxas de juros, pois a variação entre elas também é baixa. Deste modo, a taxa de paciência de uma coorte qualquer será quase a mesma ao mudar a taxa de juros, dado que a remuneração entre elas é pouco discrepante (*ceteris paribus* o montante aplicado).

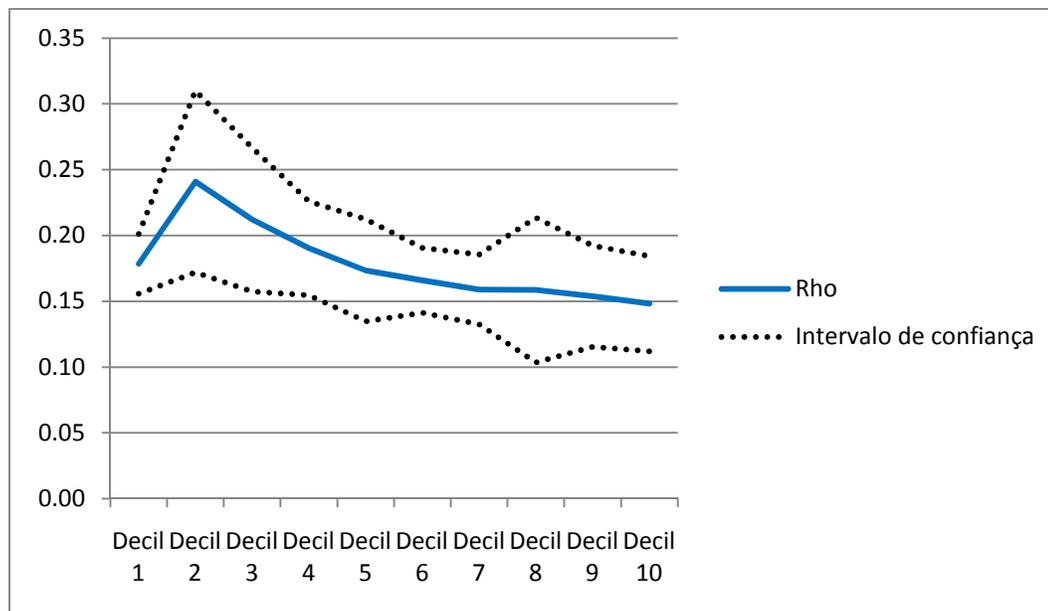
Todas as estatísticas calculadas foram significantes a 1%, logo, rejeita-se a hipótese nula de que a TPI é igual a zero. Este resultado é verificado para a média e para todos os decis de escolaridade. O valor da estatística t é semelhante para todas as TPIs médias, independentemente da escolha da taxa de juros, o que era esperado, pois o desvio padrão e o rho são semelhantes para todas as estimações. Em suma, apesar de não ter realizado testes acerca de qual instrumento seria a melhor escolha para calcular a TPI, aparentemente utilizar Selic, Poupança ou CDB não apresenta diferenças significantes e, portanto, os resultados independem da taxa de juros, sendo robustos tanto na regressão quanto no cálculo do rho.

O padrão obtido para a TPI média, robustez com relação à taxa de juros, repete-se para os decis de escolaridade, ou seja, tanto a estatística quanto o desvio padrão e significância não diferem substancialmente ao testar taxas de juros diversas. A pergunta central deste trabalho é se as coortes mais escolarizadas possuem menores TPI. Ao verificar as tabelas acima, percebe-se que a resposta a esta pergunta é afirmativa, isto é, aquelas coortes que estão no decil superior de escolaridade (decil 10) possuem menor TPI do que aquelas situadas no último decil. A escolaridade média para o decil 10 é de 9 anos de estudo e para o decil 1 é de 0,17 anos mostrando a discrepância entre as duas caudas da distribuição. No entanto, apesar da grande variação entre os anos de escolaridade, a TPI apresenta maior suavidade entre os decis. A diferença entre o primeiro e o último decil é de aproximadamente 17% e entre a menor (0,148) (decil 10) e a maior (0,241) (decil 2) TPI é de 62,58%⁴⁷. Apesar desta discrepância, os decis adjacentes não apresentam grande variabilidade.

Ao representar a TPI graficamente, percebe-se claramente a tendência declinante por decil.

⁴⁷ Para Selic como instrumento. Os demais instrumentos possuem resultados semelhantes.

Gráfico 5 – Taxa de Preferência Intertemporal por Decil de Escolaridade



Fonte: elaboração própria.

Nota: este gráfico utiliza os dados da primeira linha da tabela 10. As demais estimações apresentam comportamento semelhante.

As estimações da TPI excluindo a renda não apresentam diferenças substanciais. Com efeito, a tabela 11 mostra comportamento semelhante daquele apresentado na tabela 10: estatísticas significativas, robustez com relação à taxa de juros e menores taxas de desconto para decis superiores. Este resultado era esperado, já que a própria regressão apresentou poucas diferenças ao incluir a renda. Ademais, a exclusão da renda reduziu a TPI, o que pode estar relacionado à redução da elasticidade de substituição.

5. CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi verificar a relação entre anos de escolaridade e consumo, mais especificamente, estimar a ligação entre a taxa de preferência intertemporal e os anos de estudo. A pergunta principal desta dissertação é: as coortes mais escolarizadas possuem menor taxa de desconto intertemporal?

A literatura internacional já encontrou uma relação intrínseca entre os dados socioeconômicos - renda, raça, região de moradia e escolaridade - e a taxa de preferência intertemporal (Lawrance (1991), Carvalho (2008), Attanasio e Browning (1995), Attanasio e Weber (1995) e Lang e Ruud (1986)). O presente trabalho tem como objetivo verificar esta relação para o Brasil.

Ao utilizar o modelo de Lawrance (1991), percebe-se que é necessário reescrevê-lo de modo a adaptá-lo a base de dados brasileira, mais especificamente, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Esta base de dados possibilitou a identificação da taxa de preferência intertemporal média para coortes, bem como por decis de escolaridade.

A equação de Euler foi estimada conforme Lawrance (1991) e utilizou-se como controle as seguintes variáveis demográficas: renda *per capita* domiciliar, escolaridade, idade, idade ao quadrado, proporção de brancos na coorte. Além destas variáveis, foram utilizadas as covariadas presentes na condição de primeira ordem da equação de Euler: taxa de juros e quantidade de moradores. Como os períodos utilizados são distantes (2003 e 2009) testou-se a robustez dos dados com relação à taxa de juros utilizando definições diferentes: Selic, Poupança e CDB, e para cada uma destas, estimou-se regressões adicionais utilizando a média da taxa de juros entre os dois períodos.

Os resultados foram robustos às diferentes taxas de juros, apresentando mudanças nos coeficientes apenas na quarta ou quinta casa decimal. Assim, apesar da conjuntura brasileira díspar entre 2003 e 2009, as coortes tinham alguma previsão de que a taxa de juros iria reduzir e, portanto, a utilização da taxa de juros em nível ou média entre os dois períodos não levaram a mudanças significativas.

A estimativa da elasticidade de substituição intertemporal é aproximadamente 0,60, que é próxima de um dos valores (0,73) encontrados por Lawrance (1991). Dentre as variáveis

demográficas, a com maior poder de explicação, apesar do baixo valor do coeficiente, foi a escolaridade (0,053). Os resultados mostraram-se sensíveis a exclusão das *dummies* regionais, mas não à exclusão da renda. Diante deste acontecimento, foi realizado o teste de restrições e como conclusão rejeita-se a hipótese de que a renda e as *dummies* são iguais a zero, isto é, excluí-las do modelo geraria inconsistência dos coeficientes.

Com relação à taxa de preferência intertemporal, pode-se dizer que os resultados estão próximos daqueles encontrados em Lawrance (1991). A taxa média está em torno de 0,17, próxima à de Lawrance (1991) que varia, dependendo da especificação utilizada, de -0,00063 a 0,19. Semelhante ao que ocorre na regressão, as taxas de preferências intertemporais são robustas com relação aos juros utilizados, apresentando variações de aproximadamente 0,36% à mudança desta variável. Os resultados também corroboram a questão principal deste trabalho. As coortes que estão no decil superior de escolaridade (decil 10) possuem menor taxa de preferência intertemporal do que aquelas situadas no primeiro decil. A diferença entre o primeiro e o último decil é de aproximadamente 17% e entre a menor (0,148) (decil10) e a maior (0,241) (decil 2) taxa de preferência intertemporal é de 62,58%.

Apesar das restrições relacionadas à base de dados, este trabalho contribui para um primeiro panorama com relação à estimação da taxa de preferência intertemporal utilizando microdados brasileiros. A partir deste estudo, trabalhos posteriores poderão ser motivados com o intuito de obter um melhor entendimento das decisões de consumo dos indivíduos. Como trabalhos futuros, podem-se citar as extensões a seguir.

A POF está disponível para quatro anos: 1988; 1996; 2003 e 2009. Este trabalho utilizou apenas as duas últimas pesquisas. Trabalhos adicionais podem incorporar as duas primeiras edições e estimar novamente a taxa de preferência intertemporal através de um panorama completo de aproximadamente duas décadas de dados sobre consumo. A inclusão destes períodos permitirá novas estimações como, por exemplo, a utilização da técnica de pseudopainel ou ainda a captura de choques macroeconômicos através de *dummies* anuais. Ademais, a técnica de pseudopainel possibilitará estimar a equação de Euler utilizando o estimador *within*, o que resultaria na eliminação de toda a heterogeneidade não observada das coortes.

Além desta inclusão de períodos adicionais, outras especificações podem ser testadas. Além da média entre os dois anos (2003 e 2009), pode-se testar estimar a equação de Euler apenas com características do chefe da família. Espera-se que os chefes mais escolarizados

tenham taxa de crescimento do consumo maior e, conseqüentemente, menor taxa de desconto intertemporal. Ainda com relação à especificação, pode-se supor que existe uma relação não linear com um dos regressores, mais especificamente a escolaridade, e utilizar técnicas semiparamétricas para testar a robustez com relação a formas mais flexíveis.

Apesar dos resultados se apresentarem significativos e a diferença entre os decis serem elevadas (até 62,58%), não foram realizados testes para verificar se esta diferença é realmente significativa. Ao realizar tais testes, poderá ser verificado se existem diferenças somente entre os decis distantes como, por exemplo, o primeiro e último decil. Assim, testes estatísticos na diferença entre decis sedimentariam os resultados encontrados.

Ademais, outros tipos de consumo, além de alimentos, podem ser incluídos como variável dependente. Uma opção, seria incluir bens semiduráveis, refazer todo o processo de estimação e verificar os resultados.

REFERÊNCIAS

ALTONJI, Joseph G.; SIOW, Aloysius. Testing the response of consumption to income changes with (noisy) panel data. **The Quarterly Journal of Economics, Cambridge**, v. 102, n. 2, p.293-328, May. 1987.

ALVES, Denisard; MENEZES, Tatiane; BEZERRA, Fernanda. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. In: SILVEIRA, Fernando Gaiger et al. **Gastos e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. v.2, cap.11, p.395-422. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/gastoeconsumov2/19_Cap11.pdf>. Acesso em: 22 maio 2009.

ASANO, Seki; FIUZA, Eduardo P. S. Estimation of the brazilian consumer demand system. **Brazilian Review of Economics**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 255-294, Nov. 2003.

ATTANASIO, Orazio P.; BROWNING, Martin. Consumption over the life cycle and over the business cycle. **The American Economic Review**, Nashville, v. 85, n. 5, p.1118-1137, Dec. 1995.

ATTANASIO, Orazio P.; SZÉKELY, Miguel. **Household saving in developing countries – inequality, demographics and all that: how different are Latin America and South East Asia?** Washinton: Inter-American Development Bank, 2000. (Working paper, 427). Disponível em: <<http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubWP-427.pdf>>. Acesso em: 30 jul. 2009.

ATTANASIO, Orazio P; WEBER, Guglielmo. Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? Evidence from the consumer expenditure survey. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v.103, n. 6, p.1121-1157, Dec. 1995.

BARNERJEE, Abhijit V; DUFLO, Esther. **The economics lives of the poor**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2006. (Working Paper Series, 06-29). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=942062>. Acesso em: 25 abr. 2009.

BECKER, Gary S. **Accounting for tastes**. Cambridge: Harvard University Press, 1996.

BECKER, Gary S; MULLIGAN; Casey. The endogenous determination of time preference. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 112, n. 3, p.729-758, Aug. 1997.

BECKER, Gary S.; MURPHY, Kevin M. A theory of rational addiction. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 4, p.675-700, Aug. 1988.

BELLMAN, Richard. **Dynamic programming**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

BENVENISTE, Lawrence; SCHEINKMAN, José A. On the differentiability of the value function in dynamic models of economics. **Econometrica**, Chicago, v. 47, n. 3, p.727-732, May. 1979.

BERNANKE, Ben. Adjustment costs, durables, and aggregate consumption. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 15, n. 1, p.41-68, Jan. 1985.

BRITO, Ricardo D.; DUARTE, Angelo José Mont'Alverne; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. **O prêmio pela maturidade na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalho para Discussão, 72)

CAGETTI, Marco. Wealth accumulation over the life cycle and precautionary savings. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 21, n. 3, p.339-353, Jul. 2003.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CAMPBELL, John Y. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 6, p.1249-1273, Nov. 1987.

CAMPBELL, John Y; DEATON, Angus. Why is Consumption so smooth? **The Review of Economic Studies**, Bristol, v. 56, n. 3, p.357-373, Jul. 1989.

CAMPBELL, John Y; MANKIW, N. Gregory. **Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence**. Cambridge, MA.: National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, 1989. (Working Paper, 2924). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w2924.pdf>>. Acesso em: 25 mar 2009.

CARVALHO, Leandro S. Poverty and time preferences. In: LATIN AMERICAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY (LAMES), 13., Rio de Janeiro, **Anais...** Rio de Janeiro: Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA) e Escola de Pós- graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV), 2008. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~lcarvalh/CarvalhoJMP.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2008.

CARROL, Christopher D; SAMWICK, Andrew A. **How important is precautionary saving?** Cambridge, MA.: National Bureau of Economics Research, 1995. (Working Paper, 5194). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5194.pdf>>. Acesso em: 10 abr. 2009.

CHIANG, Alpha C. **Elements of dynamic optimization.** Singapore: McGraw-Hill, 1992.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. **Econometric theory and methods.** New York: Oxford University Press, 1999.

DEATON, Angus. Panel data from time series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 30, n. 1/2, p.109-126, Out. /Nov. 1985.

DEJUAN, Joseph P.; SEATER, John J. The permanent income hypothesis: evidence from the consumer expenditure survey. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 43, n. 2, p.351-376, Apr. 1999.

FIRPO, Sergio Pinheiro. **Evolução da desigualdade de renda e consumo entre famílias no Brasil: uma análise de coorte.** 1999. 100 f. Dissertação (Mestrado) -. Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1999.

FISHER, Irving. **A teoria do juro: determinada pela impaciência por gastar renda e pela oportunidade de investi-la.** São Paulo: Nova Cultural, 1930.

FLAVIN, Marjorie, A. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 89, n. 5, p.974-1009, Oct, 1981.

FRIEDMAN, Milton. **A theory of the consumption function.** Princeton: Princeton University Press, 1957.

FRIEDMAN, Milton; BECKER, Gary Stanley. A statistical illusion in judging keynesian models. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 65, n. 1, p.64-75, Feb. 1957.

GOMES, Fábio Augusto Reis Gomes; ISSLER, João Victor. **Testing the optimality of aggregate consumption decisions: is there rule-of-thumb behavior?** Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 2009. (Ensaios Econômicos, 682). Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/2165/Gomes-Issler_WP.pdf?sequence=1>. Acesso em: 18 dez. 2008.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 5. th. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2003.

GUIMARÃES, Thiago Pamplona. **Estimação de economias de escala no consumo familiar para o caso brasileiro**. 2006. 120f. Dissertação (Dissertação de Mestrado) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2006.

HALL, Robert E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 86, n. 6, p.971-87, Dec. 1978.

HALL, Robert E.; MISHKIN, Frederic S. The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on households. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 2, p.461-481, Mar. 1982.

HECKMAN, James J.; MACURDY, Thomas E. A life cycle model of female labour supply. **The Review of Economic Studies**, Bristol, v. 47, n. 1, p.47-74, Jan. 1980.

HOFFMANN, Rodolfo. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-1996. In: SILVEIRA, Fernando Gaiger et al. **Gastos e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. v. 1, cap.7, p.197-212. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/gastoeconsumo/Capitulo_07.pdf>. Acesso em: 22 maio 2009.

IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: despesas, rendimentos e condições de vida**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

IPEA. **Migração interna no Brasil**. Brasília: IPEA, 2010. (Comunicados do IPEA, 61).

ISSLER, João Victor; PIQUEIRA, Natalia Scotto. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p.201-239, Nov. 2000.

LANG, Kevin; RUUD, Paul A. Returns to schooling, implicit discount rates and black-white differentials. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 68, n. 1, p.41-47, Feb.1986.

LAWRANCE, Emily. Poverty and rate of time preference: evidence from panel data. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 99, n. 1, p.54-77, Feb. 1991.

LIMA, Elon Lages. **Análise real: funções de uma variável**. Rio de Janeiro: IMPA, 2007. v. 1

LJUNGQVIST, Lars; SARGENT, Thomas J. **Recursive macroeconomic theory**. Cambridge: The MIT Press, 2000.

LUCAS, Robert E. Jr. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Amsterdam, v. 1, n. 1, p.19-46, Jan. 1976.

MENEZES, Tatiane A.; SILVEIRA F. G.; AZZONI, C. R. Demand elasticities for Food Products in Brazil: a two stage budgeting system. **Applied Economics, London**, v. 40, n. 19, p.2557-2572, Oct. 2008.

MINCER, Jacob. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research; Columbia University Press, 1974.

MODIGLIANI, Franco. Life cycle, individual thrift and the wealth of nations. **The American Economic Review**, Nashville, v. 76, n. 3, p. 297-313, Jun. 1986.

NELSON, Julie A. Household economies of scale in consumption: theory and evidence. **Econometrica**, Chicago, v. 56, n. 6, p.1301-1314, Nov. 1988.

NOTTEN, Geranda; CROMBRUGGHE, Denis de. **Poverty and consumption smoothing in Russia**. Maastricht, Holanda: Maastricht Graduate School of Governance, 2006. (Working Paper, 5314)

OGAKI, Masao; ATKESON, Andrew. Rate of time preference, intertemporal elasticity of substitution, and level of wealth. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v. 79, n. 4, p.564-572, Nov. 1997.

PASHIGIAN, B. Peter. **Price theory and applications**. Boston: Irwin/McGraw-Hill, 1997.

REIS, Eustáquio et al. Renda Permanente e Poupança Precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p.233-272, Aug. 1998.

ROMER, David. **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill Companies, 1996.

RUNKLE, David E. Liquidity constraints and the permanent-income hypothesis. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 27, n. 1, p.73-98, Feb. 1991.

SIMON, Carl P.; BLUME, Lawrence. **Mathematics for economists**. New York: W. W. Norton & Company, 1994.

SKINNER, Jonathan. A superior measure of consumption from the panel study of income dynamics. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 23, n. 2, p.213-216, Oct. 1987.

STOKEY, Nancy L.; LUCAS, Robert E. **Recursive methods in economic dynamics**. Cambridge: Harvard University Press, 1993.

ZELDES, Stephen P. Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 97, n. 2, p.305-346, Apr. 1989.

ZILIAK, James P. Does the choice of consumption measure matter? An application to the permanent-income hypothesis. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 41, n. 1, p.201-216, Feb. 1998.

WEBER, Christian E. Intertemporal non-separability and “rule of thumb” consumption. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 49, n. 2, p.293-308, Mar. 2002.

ANEXO

A1. Regressões

Tabela A1 – Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários – Taxa de Juros em 2003

Variável	MQO (selic)	MQO (poupança)	MQO (cdb)
Juros	0.5929348*** (0.0314404)	0.5929327*** (0.0314405)	0.5929363*** (0.0314404)
Branco	0.5672540*** (0.0045642)	0.5672540*** (0.0045642)	0.5672539*** (0.0045642)
Renda	-0.1931673*** (0.0027693)	-0.1931674*** (0.0027693)	-0.1931673*** (0.0027693)
Escolaridade	0.0128465*** (0.0007224)	0.0128465*** (0.0007224)	0.0128465*** (0.0007224)
Quantidade de Moradores	-0.1563158*** (0.0108349)	-0.1563158*** (0.0108349)	-0.1563158*** (0.0108349)
Idade	0.1411650*** (0.0090614)	0.1411651*** (0.0090614)	0.1411650*** (0.0090614)
Idade ao quadrado	-0.0012659*** (0.0001094)	-0.0012659*** (0.0001094)	-0.0012659*** (0.0001094)
Nordeste	0.0729515*** (0.0023041)	0.0729515*** (0.0023041)	0.0729515*** (0.0023041)
Norte	0.2016061*** (0.0022517)	0.2016062*** (0.0022517)	0.2016061*** (0.0022517)
Centro	0.0967577*** (0.0016213)	0.0967577*** (0.0016213)	0.0967577*** (0.0016213)
Sudeste	0.0183950*** (0.0014562)	0.0183950*** (0.0014562)	0.0183950*** (0.0014562)
Coorte 1	2.1682262*** (0.4066696)	2.1682284*** (0.4066696)	2.1682241*** (0.4066696)
Coorte 2	1.2045504*** (0.4065005)	1.2045524*** (0.4065005)	1.2045487*** (0.4065005)
Coorte 3	0.1986111 (0.4053517)	0.1986129 (0.4053517)	0.1986098 (0.4053517)
Coorte 4	-0.5284514 (0.3944998)	-0.5284499 (0.3944998)	-0.5284524 (0.3944998)
Coorte 5	-0.9771742*** (0.3714640)	-0.9771730*** (0.3714640)	-0.9771750*** (0.3714640)
Coorte 6	-1.1920167*** (0.3331478)	-1.1920157*** (0.3331478)	-1.1920172*** (0.3331478)

Coorte 7	-1.2097271*** (0.2763486)	-1.2097264*** (0.2763486)	-1.2097274*** (0.2763486)
Coorte 8	-1.1430817*** (0.2020906)	-1.1430812*** (0.2020906)	-1.1430818*** (0.2020906)
Coorte 9	-0.6196023*** (0.1114457)	-0.6196021*** (0.1114457)	-0.6196023*** (0.1114457)
Constante	-0.6776484* (0.4040136)	-0.6719186* (0.4040236)	-0.6762104* (0.4040161)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	0.26	0.26	0.26
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaboração própria

Tabela A2 – Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários – Taxa de Juros Média (2003 a 2008)

Variável	MQO (selic)	MQO (poupança)	MQO (cdb)
Juros	0.5929338*** (0.0314404)	0.5929337*** (0.0314404)	0.5929355*** (0.0314404)
Branco	0.5672540*** (0.0045642)	0.5672540*** (0.0045642)	0.5672540*** (0.0045642)
Renda	-0.1931674*** (0.0027693)	-0.1931674*** (0.0027693)	-0.1931673*** (0.0027693)
Escolaridade	0.0128465*** (0.0007224)	0.0128465*** (0.0007224)	0.0128465*** (0.0007224)
Quantidade de Moradores	-0.1563158*** (0.0108349)	-0.1563158*** (0.0108349)	-0.1563158*** (0.0108349)
Idade	0.1411650*** (0.0090614)	0.1411651*** (0.0090614)	0.1411650*** (0.0090614)
Idade ao quadrado	-0.0012659*** (0.0001094)	-0.0012659*** (0.0001094)	-0.0012659*** (0.0001094)
Nordeste	0.0729515*** (0.0023041)	0.0729515*** (0.0023041)	0.0729515*** (0.0023041)
Norte	0.2016062*** (0.0022517)	0.2016061*** (0.0022517)	0.2016061*** (0.0022517)
Centro	0.0967577*** (0.0016213)	0.0967577*** (0.0016213)	0.0967577*** (0.0016213)
Sudeste	0.0183950*** (0.0014562)	0.0183950*** (0.0014562)	0.0183950*** (0.0014562)
Coorte 1	2.1682272*** (0.4066696)	2.1682274*** (0.4066696)	2.1682258*** (0.4066696)
Coorte 2	1.2045514*** (0.4065005)	1.2045515*** (0.4065005)	1.2045501*** (0.4065005)
Coorte 3	0.1986121 (0.4053517)	0.1986121 (0.4053517)	0.1986108 (0.4053517)
Coorte 4	-0.5284506 (0.3944998)	-0.5284506 (0.3944998)	-0.5284517 (0.3944998)
Coorte 5	-0.9771736*** (0.371464)	-0.9771736*** (0.371464)	-0.9771745*** (0.371464)
Coorte 6	-1.1920161*** (0.3331478)	-1.1920162*** (0.3331478)	-1.1920169*** (0.3331478)
Coorte 7	-1.2097267*** (0.2763486)	-1.2097267*** (0.2763486)	-1.2097272*** (0.2763486)
Coorte 8	-1.1430814*** (0.2020906)	-1.1430814*** (0.2020906)	-1.1430818*** (0.2020906)
Coorte 9	-0.6196022***	-0.6196022***	-0.6196023***

Constante	(0.1114457) -0.6749586* (0.4040183)	(0.1114457) -0.6710205* (0.4040252)	(0.1114457) -0.6738742* (0.4040202)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	0.26	0.26	0.26
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaboração própria

Tabela A3 – Estimação por Variável Instrumental

Variável	VI ^(*)	VI ^(¥)	VI ⁽⁰⁾
Juros	0.6105365*** (0.0479739)	0.6105339*** (0.0479738)	0.6105382*** (0.047974)
Branco	0.3752527*** (0.0154882)	0.3752535*** (0.0154882)	0.3752521*** (0.0154882)
Renda	0.0037327 (0.0159656)	0.0037318 (0.0159656)	0.0037333 (0.0159656)
Escolaridade	0.0527570*** (0.0030864)	0.0527568*** (0.0030864)	0.0527571*** (0.0030864)
Quantidade de Moradores	-0.1781319*** (0.0140412)	-0.1781318*** (0.0140412)	-0.1781320*** (0.0140412)
Idade	0.1460018*** (0.0113556)	0.1460018*** (0.0113555)	0.1460018*** (0.0113556)
Idade ao quadrado	-0.0012142*** (0.000127)	-0.0012142*** (0.000127)	-0.0012142*** (0.000127)
Nordeste	0.1845323*** (0.0090194)	0.1845318*** (0.0090193)	0.1845326*** (0.0090194)
Norte	0.2305536*** (0.0035303)	0.2305535*** (0.0035302)	0.2305536*** (0.0035303)
Centro	0.1523410*** (0.0044042)	0.1523408*** (0.0044042)	0.1523411*** (0.0044042)
Sudeste	0.0521965*** (0.0037689)	0.0521963*** (0.0037689)	0.0521965*** (0.0037689)
Coorte 1	3.0997561*** (0.5127376)	3.0997551*** (0.5127368)	3.0997572*** (0.5127381)
Coorte 2	1.9188135*** (0.4986735)	1.9188132*** (0.4986727)	1.9188141*** (0.4986739)
Coorte 3	0.6197198 (0.4851257)	0.6197203 (0.4851250)	0.6197196 (0.4851260)
Coorte 4	-0.1379203 (0.4643339)	-0.1379200 (0.4643333)	-0.1379204 (0.4643342)
Coorte 5	-0.6216759 (0.4330415)	-0.6216758 (0.4330409)	-0.6216759 (0.4330417)
Coorte 6	-0.9205113** (0.3863566)	-0.9205112** (0.3863562)	-0.9205114** (0.3863569)
Coorte 7	-1.0223577*** (0.319792)	-1.0223576*** (0.3197916)	-1.0223578*** (0.3197922)
Coorte 8	-0.9538893*** (0.2345877)	-0.9538895*** (0.2345875)	-0.9538892*** (0.2345879)
Coorte 9	-0.4928826*** (0.1308278)	-0.4928829*** (0.1308276)	-0.4928825*** (0.1308278)

Constante	-2.7981953*** (0.5239692)	-2.7959932*** (0.52393)	-2.7974509*** (0.5239565)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	-	-	-
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaborado pelo autor

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◇) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A4 – Estimação por Variável Instrumental

Variável	VI (*)	VI (¥)	VI (0)
Juros	0.6105340*** (0.0479737)	0.6105348*** (0.0479738)	0.6105360*** (0.0479738)
Branco	0.3752536*** (0.0154881)	0.3752532*** (0.0154882)	0.3752528*** (0.0154882)
Renda	0.0037318 (0.0159655)	0.0037321 (0.0159656)	0.0037326 (0.0159656)
Escolaridade	0.0527568*** (0.0030864)	0.0527568*** (0.0030864)	0.0527569*** (0.0030864)
Quantidade de Moradores	-0.1781318*** (0.0140412)	-0.1781318*** (0.0140412)	-0.1781319*** (0.0140412)
Idade	0.1460018*** (0.0113555)	0.1460018*** (0.0113555)	0.1460018*** (0.0113556)
Idade ao quadrado	-0.0012142*** (0.000127)	-0.0012142*** (0.0001270)	-0.0012142*** (0.000127)
Nordeste	0.1845319*** (0.0090193)	0.1845320*** (0.0090193)	0.1845322*** (0.0090193)
Norte	0.2305535*** (0.0035302)	0.2305535*** (0.0035303)	0.2305535*** (0.0035302)
Centro	0.1523408*** (0.0044042)	0.1523408*** (0.0044042)	0.1523409*** (0.0044042)
Sudeste	0.0521963*** (0.0037689)	0.0521964*** (0.0037689)	0.0521964*** (0.0037689)
Coorte 1	3.0997551*** (0.5127368)	3.0997555*** (0.5127369)	3.0997563*** (0.5127376)
Coorte 2	1.9188131*** (0.4986728)	1.9188133*** (0.4986728)	1.9188138*** (0.4986735)
Coorte 3	0.6197202 (0.485125)	0.6197201 (0.4851251)	0.61972 (0.4851256)
Coorte 4	-0.1379201 (0.4643333)	-0.1379201 (0.4643334)	-0.1379202 (0.4643338)
Coorte 5	-0.6216759 (0.433041)	-0.6216758 (0.433041)	-0.6216759 (0.4330414)
Coorte 6	-0.9205113** (0.3863562)	-0.9205112** (0.3863563)	-0.9205114** (0.3863565)
Coorte 7	-1.0223577*** (0.3197917)	-1.0223576*** (0.3197917)	-1.0223578*** (0.3197919)
Coorte 8	-0.9538895*** (0.2345875)	-0.9538894*** (0.2345875)	-0.9538894*** (0.2345877)
Coorte 9	-0.4928829*** (0.1308276)	-0.4928828*** (0.1308277)	-0.4928827*** (0.1308277)

Constante	-2.7981898*** (0.5239685)	-2.7959951*** (0.5239302)	-2.7974463*** (0.5239559)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	-	-	-
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaborado pelo autor

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

Tabela A5 – Estimação por Variável Instrumental sem Renda

Variável	VI (*)	VI (¥)	VI (0)
Juros	0.6034610*** (0.020171)	0.6034601*** (0.020171)	0.6034615*** (0.020171)
Branco	0.3784720*** (0.0052478)	0.3784720*** (0.0052478)	0.3784719*** (0.0052478)
Renda			
Escolaridade	0.0524155*** (0.0018641)	0.0524154*** (0.0018641)	0.0524156*** (0.0018641)
Quantidade de Moradores	-0.1772760*** (0.0139916)	-0.1772761*** (0.0139916)	-0.1772760*** (0.0139916)
Idade	0.1467078*** (0.0114577)	0.1467076*** (0.0114577)	0.1467079*** (0.0114577)
Idade ao quadrado	-0.0012195*** (0.0001268)	-0.0012195*** (0.0001268)	-0.0012195*** (0.0001268)
Nordeste	0.1829544*** (0.0036451)	0.1829542*** (0.0036451)	0.1829544*** (0.0036451)
Norte	0.2303346*** (0.0031678)	0.2303345*** (0.0031678)	0.2303346*** (0.0031678)
Centro	0.1519819*** (0.0032459)	0.1519817*** (0.0032459)	0.1519819*** (0.0032459)
Sudeste	0.0520376*** (0.0032740)	0.0520375*** (0.003274)	0.0520377*** (0.0032740)
Coorte 1	3.1170738*** (0.5165538)	3.1170686*** (0.5165536)	3.1170776*** (0.5165539)
Coorte 2	1.9325314*** (0.5000818)	1.9325277*** (0.5000816)	1.9325341*** (0.5000819)
Coorte 3	0.6307616 (0.4845781)	0.6307594 (0.484578)	0.6307632 (0.4845782)
Coorte 4	-0.1313897 (0.4633867)	-0.131391 (0.4633866)	-0.1313887 (0.4633868)
Coorte 5	-0.6186492 (0.4319360)	-0.6186499 (0.4319359)	-0.6186488 (0.4319361)
Coorte 6	-0.9194255** (0.3852528)	-0.9194257** (0.3852527)	-0.9194254** (0.3852529)
Coorte 7	-1.0227224*** (0.3188422)	-1.0227223*** (0.3188421)	-1.0227226*** (0.3188422)
Coorte 8	-0.9558265*** (0.2338140)	-0.9558263*** (0.233814)	-0.9558267*** (0.2338141)
Coorte 9	-0.4948806*** (0.1303792)	-0.4948804*** (0.1303791)	-0.4948808*** (0.1303792)

Constante	-2.7969678*** (0.5214418)	-2.7947915*** (0.5214201)	-2.7962319*** (0.5214347)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	-	-	-
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◇) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A6 – Estimação por Variável Instrumental sem Renda

Variável	VI (*)	VI (¥)	VI (0)
Juros	0.6034601*** (0.0201710)	0.6034604*** (0.020171)	0.6034608*** (0.020171)
Branco	0.3784721*** (0.0052478)	0.3784720*** (0.0052478)	0.3784719*** (0.0052478)
Renda			
Escolaridade	0.0524154*** (0.0018641)	0.0524154*** (0.0018641)	0.0524155*** (0.0018641)
Moradores	-0.1772761*** (0.0139916)	-0.1772761*** (0.0139916)	-0.1772761*** (0.0139916)
Idade	0.1467076*** (0.0114577)	0.1467077*** (0.0114577)	0.1467078*** (0.0114577)
Idade ao quadrado	-0.0012195*** (0.0001268)	-0.0012195*** (0.0001268)	-0.0012195*** (0.0001268)
Nordeste	0.1829543*** (0.0036451)	0.1829543*** (0.0036451)	0.1829543*** (0.0036451)
Norte	0.2303346*** (0.0031678)	0.2303346*** (0.0031678)	0.2303346*** (0.0031678)
Centro	0.1519818*** (0.0032459)	0.1519818*** (0.0032459)	0.1519818*** (0.0032459)
Sudeste	0.0520375*** (0.0032740)	0.0520376*** (0.003274)	0.0520376*** (0.003274)
Coorte 1	3.1170687*** (0.5165535)	3.1170704*** (0.5165537)	3.1170733*** (0.5165537)
Coorte 2	1.9325277*** (0.5000816)	1.9325290*** (0.5000817)	1.9325310*** (0.5000817)
Coorte 3	0.6307594 (0.4845779)	0.6307602 (0.4845780)	0.6307613 (0.4845781)
Coorte 4	-0.1313910 (0.4633866)	-0.1313905 (0.4633866)	-0.1313898 (0.4633867)
Coorte 5	-0.6186499 (0.4319358)	-0.6186496 (0.4319359)	-0.6186494 (0.4319360)
Coorte 6	-0.9194257** (0.3852527)	-0.9194256** (0.3852527)	-0.9194256** (0.3852528)
Coorte 7	-1.0227223*** (0.3188421)	-1.0227223*** (0.3188421)	-1.0227225*** (0.3188422)
Coorte 8	-0.9558263*** (0.2338140)	-0.9558263*** (0.2338140)	-0.9558266*** (0.2338140)
Coorte 9	-0.4948804*** (0.1303791)	-0.4948805*** (0.1303791)	-0.4948806*** (0.1303791)

Constante	-2.7969628*** (0.5214416)	-2.7947933*** (0.5214202)	-2.7962276*** (0.5214345)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared			
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

Tabela A7 – Estimação por Variável Instrumental sem *Dummies*

Variável	VI (*)	VI (¥)	VI (0)
Juros	0.9188014*** (0.0314934)	0.9187997*** (0.0314934)	0.9188020*** (0.0314934)
Branco	-0.0601583*** (0.0106163)	-0.0601577*** (0.0106163)	-0.0601586*** (0.0106163)
Renda	0.0668529*** (0.0066663)	0.0668526*** (0.0066663)	0.0668531*** (0.0066663)
Escolaridade	0.0714582*** (0.0020666)	0.0714581*** (0.0020666)	0.0714582*** (0.0020666)
Quantidade de Moradores	-0.3279209*** (0.0170646)	-0.3279205*** (0.0170646)	-0.3279211*** (0.0170646)
Idade	0.0266930* (0.0141159)	0.0266926* (0.0141159)	0.0266931* (0.0141159)
Idade ao quadrado	-0.0003453** (0.0001353)	-0.0003453** (0.0001353)	-0.0003453** (0.0001353)
Nordeste			
Norte			
Centro			
Sudeste			
Coorte 1	-0.1840121 (0.6759571)	-0.1840293 (0.6759564)	-0.1840058 (0.6759573)
Coorte 2	-0.5774642 (0.6251414)	-0.5774781 (0.6251408)	-0.5774592 (0.6251416)
Coorte 3	-1.0902829* (0.5746815)	-1.0902931* (0.5746810)	-1.0902794* (0.5746817)
Coorte 4	-1.0701326** (0.5293821)	-1.0701404** (0.5293817)	-1.0701301** (0.5293822)
Coorte 5	-0.9679526** (0.4796791)	-0.9679581** (0.4796787)	-0.9679509** (0.4796792)
Coorte 6	-0.8817476** (0.4190980)	-0.8817513** (0.4190977)	-0.8817467** (0.4190981)
Coorte 7	-0.7578257** (0.3418053)	-0.7578279** (0.3418051)	-0.7578253** (0.3418054)
Coorte 8	-0.5880491** (0.2490536)	-0.5880503** (0.2490535)	-0.5880490** (0.2490537)
Coorte 9	-0.1962033 (0.1386266)	-0.1962038 (0.1386265)	-0.1962032 (0.1386266)

Constante	0.9190582 (0.7058430)	0.9223836 (0.705772)	0.9201772 (0.7058192)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	-	-	-
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◇) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A8 – Estimação por Variável Instrumental sem *Dummies*

Variável	VI (*)	VI (¥)	VI (0)
Juros	0.9187997*** (0.0314933)	0.9188004*** (0.0314934)	0.9188005*** (0.0314934)
Branco	-0.0601577*** (0.0106163)	-0.0601580*** (0.0106163)	-0.0601580*** (0.0106163)
Renda	0.0668526*** (0.0066663)	0.0668527*** (0.0066663)	0.0668528*** (0.0066663)
Escolaridade	0.0714581*** (0.0020666)	0.0714581*** (0.0020666)	0.0714581*** (0.0020666)
Quantidade de Moradores	-0.3279206*** (0.0170646)	-0.3279207*** (0.0170646)	-0.3279208*** (0.0170646)
Idade	0.0266926* (0.0141159)	0.0266928* (0.0141159)	0.0266928* (0.0141159)
Idade ao quadrado	-0.0003453** (0.0001353)	-0.0003453** (0.0001353)	-0.0003453** (0.0001353)
Nordeste			
Norte			
Centro			
Sudeste			
Coorte 1	-0.1840282 (0.6759564)	-0.1840217 (0.6759566)	-0.1840203 (0.6759565)
Coorte 2	-0.5774771 (0.6251409)	-0.5774719 (0.6251410)	-0.5774709 (0.6251409)
Coorte 3	-1.0902924* (0.5746811)	-1.0902886* (0.5746812)	-1.0902880* (0.5746811)
Coorte 4	-1.0701398** (0.5293818)	-1.0701370** (0.5293818)	-1.0701366** (0.5293817)
Coorte 5	-0.9679577** (0.4796788)	-0.9679557** (0.4796789)	-0.9679555** (0.4796787)
Coorte 6	-0.8817510** (0.4190978)	-0.8817497** (0.4190979)	-0.8817497** (0.4190978)
Coorte 7	-0.7578276** (0.3418052)	-0.7578270** (0.3418052)	-0.7578270** (0.3418051)
Coorte 8	-0.5880502** (0.2490535)	-0.5880498** (0.2490535)	-0.5880499** (0.2490535)
Coorte 9	-0.1962037 (0.1386265)	-0.1962035 (0.1386265)	-0.1962036 (0.1386265)

Constante	0.9190767 (0.7058420)	0.9223748 (0.7057722)	0.9201939 (0.7058184)
Observations	183751	183751	183751
Adjusted R-squared	-	-	-
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

A2. Primeiro Estágio de Variável Instrumental

Tabela A9 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental

Variável	1º estágio ^(*)	1º estágio ^(¥)	1º estágio ^(o)
Juros	0.9711701 (0.0462908)	0.9711708 (0.0462908)	0.97117000 (0.0462908)
Branco	0.3144796 0.005965	0.3144797 (0.005965)	0.3144797 (0.0059650)
Renda	-0.3225033 (0.0039309)	-0.3225033 (0.0039309)	-0.3225033 (0.0039309)
Escolaridade	-0.0653694 (0.000907)	-0.0653694 (0.000907)	-0.0653695 (0.000907)
Quantidade de Moradores	0.0357326 (0.0114271)	0.0357327 (0.0114271)	0.0357327 (0.0114271)
Idade	-0.0079222 (0.00882)	-0.0079222 (0.00882)	-0.0079222 (0.00882)
Idade ao quadrado	-0.0000847 (0.0001013)	-0.0000847 (0.0001013)	-0.0000847 (0.0001013)
Sudeste	-0.0553636 (0.0019483)	-0.0553636 (0.0019483)	-0.0553636 (0.0019483)
Nordeste	-0.1827586 (0.0031014)	-0.1827586 (0.0031014)	-0.1827586 (0.0031014)
Norte	-0.0474131 (0.0029218)	-0.0474131 (0.0029218)	-0.0474131 (0.0029218)
Centro	-0.09104 (0.0020123)	-0.09104 (0.0020123)	-0.09104 (0.0020123)
Coorte 1	-1.525756 (0.4264438)	-1.525758 (0.4264438)	-1.525757 (0.4264438)
Coorte 2	-1.169894 (0.4181028)	-1.169895 (0.4181028)	-1.169895 (0.4181028)
Coorte 3	-0.6897354 (0.4086351)	-0.6897362 (0.4086351)	-0.6897355 (0.4086351)
Coorte 4	-0.6396524 (0.3909797)	-0.639653 (0.3909797)	-0.6396521 (0.3909797)
Coorte 5	-0.5822721 (0.3639203)	-0.5822726 (0.3639203)	-0.5822716 (0.3639203)
Coorte 6	-0.4446997 (0.3240999)	-0.4447 (0.3240999)	-0.4446991 (0.3240999)
Coorte 7	-0.306893 (0.2682033)	-0.3068933 (0.2682033)	-0.3068925 (0.2682033)
Coorte 8	-0.3098789	-0.3098791	-0.3098784

	(0.1964092)	(0.1964092)	(0.1964092)
Coorte 9	-0.2075547	-0.2075547	-0.2075544
	(0.1095)	(0.1095)	(0.1095)
Constante	3.473252	3.479044	3.474378
	(0.425557)	(0.4256954)	(0.4255917)
Observations	183751	183751	183751
Valor-p teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.40440	0.40440	0.40440

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◊) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A10 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental

Variável	1º estágio ^(*)	1º estágio ^(¥)	1º estágio ^(o)
Juros	0.9711725 (0.0462907)	0.9711709 (0.0462908)	0.9711721 (0.0462908)
Branco	0.3144795 (0.005965)	0.3144796 (0.005965)	0.3144797 (0.005965)
Renda	-0.3225032 (0.0039309)	-0.3225033 (0.0039309)	-0.3225033 (0.0039309)
Escolaridade	-0.0653694 (0.000907)	-0.0653694 (0.000907)	-0.0653694 (0.000907)
Quantidade de Moradores	0.0357327 (0.0114271)	0.0357326 (0.0114271)	0.0357328 (0.0114271)
Idade	-0.0079222 (0.00882)	-0.0079222 (0.00882)	-0.0079222 (0.00882)
Idade ao quadrado	-0.0000847 (0.0001013)	-0.0000847 (0.0001013)	-0.0000847 (0.0001013)
Nordeste	-0.0553636 (0.0019483)	-0.0553636 (0.0019483)	-0.0553636 (0.0019483)
Norte	-0.1827586 (0.0031014)	-0.1827586 (0.0031014)	-0.1827586 (0.0031014)
Centro	-0.0474131 (0.0029218)	-0.0474131 (0.0029218)	-0.0474131 (0.0029218)
Sudeste	-0.0910401 (0.0020123)	-0.09104 (0.0020123)	-0.09104 (0.0020123)
Coorte 1	-1.525759 (0.4264438)	-1.525758 (0.4264438)	-1.525759 (0.4264438)
Coorte 2	-1.169897 (0.4181028)	-1.169895 (0.4181028)	-1.169896 (0.4181028)
Coorte 3	-0.6897375 (0.4086351)	-0.6897363 (0.4086351)	-0.6897368 (0.4086351)
Coorte 4	-0.6396541 (0.3909797)	-0.6396531 (0.3909797)	-0.6396535 (0.3909797)
Coorte 5	-0.5822734 (0.3639203)	-0.5822727 (0.3639203)	-0.5822729 (0.3639203)
Coorte 6	-0.4447007 (0.3240999)	-0.4447002 (0.3240999)	-0.4447002 (0.3241)
Coorte 7	-0.3068937 (0.2682033)	-0.3068934 (0.2682033)	-0.3068933 (0.2682033)
Coorte 8	-0.3098793 (0.1964092)	-0.3098792 (0.1964092)	-0.3098791 (0.1964092)
Coorte 9	-0.2075548 (0.1095)	-0.2075548 (0.1095)	-0.2075547 (0.1095)

Constante	3.477663 (0.4256219)	3.480513 (0.4257171)	3.478209 (0.4256481)
Observations	183751	183751	183751
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.40440	0.40440	0.40440

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

Tabela A11 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental sem Renda

Variável	1º estágio (♣)	1º estágio (¥)	1º estágio (◇)
Juros	2.498643 (0.0528349)	2.498644 (0.0528349)	2.498643 (0.0528349)
Branco	0.0934855 (0.0049812)	0.0934856 (0.0049812)	0.0934856 (0.0049812)
Renda			
Escolaridade	-0.0922845 (0.0010471)	-0.0922845 (0.0010471)	-0.0922845 (0.0010471)
Quantidade de Moradores	-0.0983187 (0.0107951)	-0.0983186 (0.0107951)	-0.0983186 (0.0107951)
Idade	-0.1773116 (0.0087657)	-0.1773117 (0.0087657)	-0.1773117 (0.0087657)
Idade ao quadrado	0.0009755 (0.0000927)	0.0009755 (0.0000927)	0.0009755 (0.0000927)
Sudeste	-0.1071359 (0.001842)	-0.1071358 (0.001842)	-0.1071358 (0.001842)
Nordeste	-0.1194343 (0.002642)	-0.1194342 (0.002642)	-0.1194342 (0.002642)
Norte	-0.0733118 (0.0026715)	-0.0733117 (0.0026715)	-0.0733117 (0.0026715)
Centro	-0.1544037 (0.0019801)	-0.1544036 (0.0019801)	-0.1544036 (0.0019801)
Coorte 1	-7.775043 (0.3900372)	-7.775044 (0.3900372)	-7.775045 (0.3900372)
Coorte 2	-6.059261 (0.3741817)	-6.059262 (0.3741818)	-6.059262 (0.3741818)
Coorte 3	-4.229046 (0.3591112)	-4.229047 (0.3591112)	-4.229046 (0.3591112)
Coorte 4	-3.097405 (0.3399334)	-3.097405 (0.3399334)	-3.097404 (0.3399334)
Coorte 5	-2.170881 (0.3148877)	-2.170882 (0.3148878)	-2.170881 (0.3148878)
Coorte 6	-1.385491 (0.2799637)	-1.385491 (0.2799637)	-1.38549 (0.2799637)
Coorte 7	-0.7085074 (0.2320387)	-0.7085077 (0.2320387)	-0.7085063 (0.2320387)
Coorte 8	-0.36664 (0.1706343)	-0.3666402 (0.1706343)	-0.366639 (0.1706343)
Coorte 9	-0.089859 (0.0959204)	-0.0898591 (0.0959204)	-0.0898584 (0.0959204)

Constante	8.6632 (0.4013363)	8.683761 (0.4014498)	8.668026 (0.4013647)
Observations	183751	183751	183751
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.35240	0.35240	0.35240

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◇) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A12 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental sem Renda

Variável	1º estágio (*)	1º estágio (¥)	1º estágio (0)
Juros	2.498645 (0.0528349)	2.498644 (0.0528349)	2.498645 (0.0528349)
Branco	0.0934855 (0.0049812)	0.0934855 (0.0049812)	0.0934856 (0.0049812)
Renda			
Escolaridade	-0.0922845 (0.0010471)	-0.0922845 (0.0010471)	-0.0922845 (0.0010471)
Quantidade de Moradores	-0.0983186 (0.0107951)	-0.0983187 (0.0107951)	-0.0983185 (0.0107951)
Idade	-0.1773117 (0.0087657)	-0.1773116 (0.0087657)	-0.1773116 (0.0087657)
Idade ao quadrado	0.0009755 (0.0000927)	0.0009755 (0.0000927)	0.0009755 (0.0000927)
Nordeste	-0.1071358 (0.001842)	-0.1071358 (0.001842)	-0.1071358 (0.001842)
Norte	-0.1194343 (0.002642)	-0.1194342 (0.002642)	-0.1194342 (0.002642)
Centro	-0.0733118 (0.0026715)	-0.0733117 (0.0026715)	-0.0733117 (0.0026715)
Sudeste	-0.1544036 (0.0019801)	-0.1544036 (0.0019801)	-0.1544036 (0.0019801)
Coorte 1	-7.775045 (0.3900372)	-7.775044 (0.3900372)	-7.775043 (0.3900372)
Coorte 2	-6.059263 (0.3741817)	-6.059262 (0.3741817)	-6.059261 (0.3741818)
Coorte 3	-4.229047 (0.3591112)	-4.229047 (0.3591112)	-4.229046 (0.3591113)
Coorte 4	-3.097406 (0.3399334)	-3.097405 (0.3399333)	-3.097405 (0.3399334)
Coorte 5	-2.170882 (0.3148878)	-2.170882 (0.3148877)	-2.170882 (0.3148878)
Coorte 6	-1.385491 (0.2799637)	-1.385491 (0.2799637)	-1.385491 (0.2799637)
Coorte 7	-0.7085078 (0.2320387)	-0.7085078 (0.2320387)	-0.7085075 (0.2320387)
Coorte 8	-0.3666402 (0.1706343)	-0.3666403 (0.1706343)	-0.36664 (0.1706343)
Coorte 9	-0.0898591 (0.0959204)	-0.0898591 (0.0959204)	-0.0898591 (0.0959204)

Constante	8.674543 (0.4013895)	8.68754 (0.4014675)	8.677878 (0.401411)
Observations	183751	183751	183751
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.35240	0.35240	0.35240

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

Tabela A13 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental sem *Dummies*

Variável	1º estágio (*)	1º estágio (¥)	1º estágio (0)
Juros	1.80646 (0.0445048)	1.806461 (0.0445048)	1.80646 (0.0445048)
Branco	0.3794172 (0.0038882)	0.3794172 (0.0038882)	0.3794172 (0.0038882)
Renda	-0.1975228 (0.0025405)	-0.1975227 (0.0025405)	-0.1975227 (0.0025405)
Escolaridade	-0.061694 (0.0009267)	-0.061694 (0.0009267)	-0.061694 (0.0009267)
Quantidade de Moradores	0.2086973 (0.0119912)	0.2086973 (0.0119912)	0.2086974 (0.0119912)
Idade	-0.2063395 (0.0077513)	-0.2063396 (0.0077513)	-0.2063396 (0.0077513)
Idade ao quadrado	0.0009448 (0.0000911)	0.0009448 (0.0000911)	0.0009448 (0.0000911)
Sudeste			
Nordeste			
Norte			
Centro			
Coorte 1	-10.43712 (0.382284)	-10.43712 (0.382284)	-10.43712 (0.382284)
Coorte 2	-8.563406 (0.3770356)	-8.563406 (0.3770356)	-8.563406 (0.3770357)
Coorte 3	-6.482622 (0.3700484)	-6.482623 (0.3700485)	-6.482622 (0.3700485)
Coorte 4	-5.040393 (0.3545636)	-5.040393 (0.3545636)	-5.040392 (0.3545636)
Coorte 5	-3.751655 (0.3304204)	-3.751655 (0.3304205)	-3.751654 (0.3304205)
Coorte 6	-2.588823 (0.2944174)	-2.588823 (0.2944175)	-2.588821 (0.2944174)
Coorte 7	-1.590643 (0.243764)	-1.590643 (0.243764)	-1.590642 (0.243764)
Coorte 8	-0.9596428 (0.1786435)	-0.9596428 (0.1786435)	-0.9596419 (0.1786435)
Coorte 9	-0.4399575 (0.0996394)	-0.4399574 (0.0996394)	-0.4399569 (0.0996394)

Constante	12.31558 (0.3826996)	12.32945 (0.3827156)	12.31873 (0.3827036)
Observations	183751	183751	183751
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.35830	0.35830	0.35830

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic em 2003

(¥) Instrumento: poupança em 2003

(◇) Instrumento: CDB em 2003

Tabela A14 – Primeiro Estágio de Variável Instrumental sem *Dummies*

Variável	1º estágio (*)	1º estágio (¥)	1º estágio (0)
Juros	1.806462 (0.0445048)	1.806461 (0.0445048)	1.806462 (0.0445048)
Branco	0.3794172 (0.0038882)	0.3794172 (0.0038882)	0.3794172 (0.0038882)
Renda	-0.1975227 (0.0025405)	-0.1975227 (0.0025405)	-0.1975227 (0.0025405)
Escolaridade	-0.061694 (0.0009267)	-0.061694 (0.0009267)	-0.061694 (0.0009267)
Quantidade de Moradores	0.2086973 (0.0119912)	0.2086973 (0.0119912)	0.2086974 (0.0119912)
Idade	-0.2063395 (0.0077513)	-0.2063395 (0.0077513)	-0.2063395 (0.0077513)
Idade ao quadrado	0.0009448 (0.0000911)	0.0009448 (0.0000911)	0.0009448 (0.0000911)
Nordeste			
Norte			
Centro			
Sudeste			
Coorte 1	-10.43712 (0.382284)	-10.43712 (0.382284)	-10.43712 (0.382284)
Coorte 2	-8.563406 (0.3770356)	-8.563405 (0.3770356)	-8.563405 (0.3770357)
Coorte 3	-6.482623 (0.3700484)	-6.482622 (0.3700484)	-6.482622 (0.3700485)
Coorte 4	-5.040393 (0.3545636)	-5.040392 (0.3545635)	-5.040392 (0.3545636)
Coorte 5	-3.751656 (0.3304205)	-3.751655 (0.3304204)	-3.751655 (0.3304205)
Coorte 6	-2.588823 (0.2944175)	-2.588822 (0.2944174)	-2.588822 (0.2944175)
Coorte 7	-1.590644 (0.243764)	-1.590643 (0.243764)	-1.590643 (0.243764)
Coorte 8	-0.959643 (0.1786435)	-0.9596429 (0.1786435)	-0.9596426 (0.1786435)
Coorte 9	-0.4399576 (0.0996394)	-0.4399575 (0.0996394)	-0.4399574 (0.0996394)

Constante	12.32378 (0.382707)	12.33218 (0.3827181)	12.32585 0.3827101
Observations	183751	183751	183751
Valor-P teste F	0.00000	0.00000	0.00000
Adjusted R-squared	0.35830	0.35830	0.35830

Fonte: elaboração própria

(♣) Instrumento: selic média (2003 a 2008)

(¥) Instrumento: poupança média (2003 a 2008)

(◇) Instrumento: CDB média (2003 a 2008)

A3. Tabela de Correlação

Variável	Cons.	Branco	Renda	Escol.	Morad.	Idade	Idade 2	Selic 2009	Selic 2003	Poup. 2009	Poup. 2003	CDB 2009	CDB 2003	Selic média	Poup. Média	CDB médio
Cons.	1.00															
Branco	0.09	1.00														
Renda	0.04	0.65	1.00													
Escol.	0.13	0.19	0.55	1.00												
Morad.	-0.12	0.23	0.06	-0.32	1.00											
Idade	-0.05	0.16	0.32	0.23	-0.22	1.00										
Idade2	-0.09	0.16	0.19	-0.02	-0.14	0.95	1.00									
Selic2009	0.03	-0.18	-0.47	-0.19	0.09	-0.07	-0.02	1.00								
Selic2003	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	1.00							
Poup.2009	0.03	-0.18	-0.47	-0.19	0.09	-0.07	-0.02	0.85	0.36	1.00						
Poup. 2003	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	0.85	0.36	1.00					
CDB 2009	0.03	-0.18	-0.47	-0.19	-0.09	-0.07	-0.02	0.85	0.36	0.85	0.36	1.00				
CDB 2003	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	0.85	0.36	0.85	0.36	1.00			
Selic média	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	0.85	0.36	0.85	0.36	0.85	1.00		
Poup. média	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	0.85	0.36	0.85	0.36	0.85	0.85	1.00	
CDB médio	0.14	-0.32	-0.54	-0.23	0.03	-0.26	-0.22	0.36	0.85	0.36	0.85	0.36	0.85	0.85	0.85	1.00

Fonte: elaboração própria

APÊNDICE

A1. Demonstração da Equação de Euler

Considere a seguinte versão do modelo apresentado por Lawrance (1991). Suponha uma função objetivo $U(c_t)$ tal que $U(\cdot): \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$. O objetivo da programação dinâmica é escolher uma seqüência de variáveis, $\{c_t\}_{t=0}^N$, que resolva o seguinte problema

$$\max_{\{c_t\}} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{t=0}^N \beta_i U(c_{i,t}) \right\} \quad (\text{A1})$$

$$\text{s. a } A_{i,t+1} = (A_{i,t} + Y_{i,t} - c_{i,t})(R_{t+1}) \text{ dado } A_{i,0} \geq 0 \quad (\text{A2})$$

em que $\beta_i = \frac{1}{1+\rho_i} \in (0,1)$ é o fator de desconto intertemporal, $c_{i,t}$ é o consumo da coorte i no período t , $A_{i,t}$ é a quantidade de ativos da coorte i obtidos no final do período⁴⁸ t , Y_t é a renda da coorte i no período t , $R_{t+1} = (1 + r_{i,t+1})$ em que $r_{i,t+1}$ é o retorno do ativo da coorte i e $\mathbb{E}_t(\cdot)$ é a esperança matemática dado o conjunto de informação em t , I_t . Assume-se que a função objetivo, $U(\cdot)$, é estritamente côncava, e que o conjunto $\{(A_{i,t+1}, A_{i,t}): A_{i,t+1} = (A_{i,t} + Y_{i,t} -$

⁴⁸ As variáveis c_t e A_{it} também pode ser denominadas respectivamente por variáveis de controle e de estado. A variável de estado A_{it} , é aquela que descreve o *status* atual de uma variável no período t . O valor corrente da variável A_{it} é conhecido, mas os valores futuros, $A_{i,t+1}, A_{i,t+2}, \dots, A_{i,t+n}$, são variáveis aleatórias. Já a variável de controle, c_t , representa, a cada período t , as escolhas disponíveis, sendo que o controle c_t é escolhido de forma a utilizar toda a informação disponível no período t . O fator de desconto intertemporal é dado por $\beta = \frac{1}{1+\rho}$, em que ρ é a taxa de desconto. Se $\rho \rightarrow 0$, então $\beta \rightarrow 1$ e o indivíduo i é dito paciente. Se $\rho \rightarrow \infty$, então $\beta \rightarrow 0$ e o indivíduo i é dito impaciente.

$c_{i,t}(1 + r_{i,t+1}), c_t \in \mathbb{R}^k\}$ é convexo e compacto⁴⁹. A programação dinâmica procura uma função invariante no tempo, $h(A_{i,t})$, que relacione os ativos $A_{i,t}$ e o consumo $c_{i,t}$, tal que a seqüência gerada, $\{c_s\}_{s=0}^N$ por interagir as funções (A3) e (A4)

$$c_{i,t} = h(A_{i,t}) \quad (\text{A3})$$

$$A_{i,t+1} = g(A_{i,t}, c_{i,t}) \quad (\text{A4})$$

a partir de uma condição inicial A_0 , resolva o problema inicial (A1) sujeito a (A2). De outro modo, dado A_0 , qual a seqüência $\{c\}_{t=0}^N$ escolher? Ou seja, a idéia é mapear a função $c_t = h(A_t)$ para resolver o problema inicial. Para encontrar a função $h(A)$ a técnica de programação dinâmica reduz o problema de multiperíodos em uma simples seqüência de dois períodos. Para isso introduz-se uma função denominada *função valor*, $V(A)$, que expressa o valor ótimo do problema original através de um ponto inicial $a \in A$. Pode-se dizer que $V(A)$ é um funcional que relaciona o valor descontado máximo da função objetivo, a partir de um ponto no tempo, com suas variáveis de estado naquele período. Logo, $V(A)$ será dado por

$$V(A_0) = \max_{\{c_s\}_{s=0}^N} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{t=0}^N \beta^t U(c_{i,t}) \right\} \quad (\text{A5})$$

$$s. a \quad A_{i,t+1} = (A_{i,t} + Y_{i,t} - c_{i,t})(1 + r_{i,t+1}) \text{ dado } A_{i,0} \geq 0 \quad (\text{A6})$$

⁴⁹ De acordo com o Teorema de Weierstrass, se o conjunto é compacto, assegura-se, sob certas condições, que tal função terá mínimo ou máximo dentro deste conjunto. O teorema diz que: seja $f: X \rightarrow \mathbb{R}$ contínua no conjunto compacto $X \subset \mathbb{R}$. Existem $x_0, x_1 \in X$ tais que $f(x_0) \leq f(x) \leq f(x_1)$ para todo $x \in X$. Para mais ver Lima (2007, p.80).

a expressão $\sum_{t=0}^N \beta_i U(c_{i,t})$ em (A5) pode ser reescrita de modo a obter uma nova função valor. Suponha que a coorte maximize a função objetivo no período $t=0$, e obtenha $U(c_0)$. Ao utilizar substituição recursiva em (A5) o novo problema levará em consideração o resultado de $t=0$ e os períodos subsequentes resultando em

$$V(A_t) = \max_{c_t} \{U(c_{i,t}) + \beta_i \mathbb{E}_t[V(A_{i,t+1})]\} \quad (\text{A7})$$

$$s. a \ A_{i,t+1} = (A_{i,t} + Y_{i,t} - c_{i,t})(1 + r_{i,t+1}) \text{ dado } A_{i,0} \geq 0 \quad (\text{A8})$$

em que $A_{i,t+1} = g(A_{i,t}, c_t, y_t)$. Assim, substitui-se o problema original, de encontrar uma seqüência para a variável consumo que resolva (A1) sujeito a (A2), por encontrar um caminho ótimo para o funcional $V(A_t)$ para cada valor de A_t que determine (A7) e (A8). Essa troca aparentemente não mostra nenhum ganho, mas possibilitará utilizar algumas técnicas que ajudarão a resolver o problema, mais especificamente a aplicação da equação de Bellman e do Teorema do Envelope através de Benveniste e Scheinkman (1979).

O princípio da otimalidade de Bellman diz que a cada período a função objetivo é obtida de forma ótima, então, ao invés de resolver o problema de vários períodos pode-se dividir o problema de otimização recursiva a pequenos subperíodos. Mais especificamente, Bellman (1957) utiliza este conceito para obter um problema de dois períodos t e $t+1$ (para este trabalho t e $t+6$). Logo, ao substituir (A8) em (A7), pode-se escrever a equação de Bellman como

$$V(A_t) = \max_{c_{t+1}} \left\{ U(c_{i,t}) + \beta_i \mathbb{E}_t \left[V \left((A_{i,t} + Y_{i,t} - c_{i,t})(1 + r_{i,t+1}) \right) \right] \right\} \quad (\text{A9})$$

Para obter o máximo do funcional $V(A_t)$ basta derivar as condições de primeira ordem em (A9), o que resulta em

$$\frac{\partial U(c_{i,t})}{\partial c_{i,t}} - \beta \mathbb{E}_t[V'[A_{i,t+1}](1 + r_{i,t+1})] = 0 \Rightarrow U'(c_{i,t}) = \beta \mathbb{E}_t[V'[A_{i,t+1}](1 + r_{i,t+1})] \forall i = 1, \dots, N \quad (\text{A10})$$

Mas é necessário levar em conta que $c_{i,t} = h(A_{i,t})$, ou seja, a mudança ocorrida em c_t quando A_t varia. Essa alteração é equivalente ao diferencial total da equação (A9) ou ainda a aplicação do Teorema do Envelope⁵⁰ nesta mesma equação. Benveniste e Scheinkman (1979) utilizam tal teorema e mostram que, sob certas condições, pode-se encontrar o termo desconhecido em (A10), $V'[A_{i,t+1}]$, apenas diferenciando (A9) na variável de estado, A_t , o que resulta em

$$V'(A_t) = \beta \mathbb{E}_t[V'(A_{i,t+1})(1 + r_{i,t+1})] \forall i = 1, \dots, N \quad (\text{A11})$$

Ao comparar as equações (A10) e (A11) percebe-se que existe uma igualdade dada por $U'(c_{i,t}) = V'(A_{i,t})$, adiantando esta em seis períodos tem-se

$$U'(c_{i,t+1}) = V'(A_{i,t+1}) \forall i = 1, \dots, N \quad (\text{A12})$$

⁵⁰ O Teorema do Envelope (ou Teorema de Envoltória) descreve como o valor ótimo da função objetivo num problema de otimização se altera quando um dos parâmetros se modifica. Formalmente, considere $f, h_1, \dots, h_k: \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^1 \rightarrow \mathbb{R}^1$ funções C^1 (funções diferenciáveis). Seja $\mathbf{x}^*(a) = (x_1^*(a), \dots, x_n^*(a))$ a solução do problema de maximizar $\mathbf{x} \mapsto f(\mathbf{x}; a)$ no conjunto restrição $h_1(\mathbf{x}; a) = 0, \dots, h_k(\mathbf{x}; a) = 0$ para qualquer escolha do parâmetro a . Suponha que $\mathbf{x}^*(a)$ e os multiplicadores de Lagrange $\mu_1(a), \dots, \mu_k(a)$ são funções C^1 de a . O Teorema do Envelope diz que o diferencial total com relação à a será igual ao diferencial parcial do problema condicionado com relação à a , avaliado em a , ou seja, $\frac{d}{da} f(\mathbf{x}^*(a); a) = \frac{\partial L}{\partial a}(\mathbf{x}^*(a), \mu(a); a)$, em que L é o Lagrangiano deste problema. Para mais ver Simon e Blume (1994, p.462).

Assim, ao utilizar as condições de primeira ordem advindas da equação de Bellman, (A10), e o teorema de Benveniste e Scheinkman (1979), obtêm-se a equação de Euler substituindo (A12) em (A10):

$$U'(c_{i,t}) = \beta \mathbb{E}_t [U'(c_{i,t+1})(1 + r_{i,t+1})] \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (\text{A13})$$

A equação (A13) é a equação de Euler do problema de otimização dinâmica para o caso estocástico. Essa solução mostra que a variação marginal da função objetivo hoje, $\frac{\partial u(c_{i,t})}{\partial c_{i,t}}$, depende da variação marginal descontada da função objetivo de seis períodos adiante $\beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial U(c_{i,t+1})}{\partial c_{i,t+1}} (1 + r_{i,t+1}) \right]$, ou seja, o valor da função $U(c_{i,t})$ no tempo t dependerá da contribuição marginal que será obtida no futuro, $t+1$. Em outras palavras, o lado esquerdo de (A13) mostra a utilidade marginal de se consumir uma unidade monetária a menos no período t , enquanto o lado direito revela a utilidade marginal esperada de investir essa unidade monetária (não consumida), em algum ativo no período t , e vender este ativo em $t+1$ e consumir o retorno obtido $(1 + r_{i,t+1})$. O resultado acima é semelhante ao encontrado para o caso determinístico, ou seja, apesar da aleatoriedade do problema a regra de decisão não muda (Ljungqvist e Sargent, 2000).

Para estimar o fator de desconto intertemporal, $\beta_i = \frac{1}{1+\rho_i}$, é necessário reescrever (A13) dividindo ambos os lados por $U'(c_t)$, o que resulta em

$$\mathbb{E}_t \left\{ \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) \right\} = 1 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (\text{A14})$$

Lawrance (1991) escolhem a função utilidade como

$$U(c_{it}) \frac{TM_{it}^{1-\phi} \left(\frac{c_{it}}{TM_{it}} \right)^{1-(1/\gamma)}}{1 - (1/\gamma)}$$

Diferenciando tal função e substituindo em (A14) chega-se a seguinte equação de Euler

$$\mathbb{E}_t \left\{ \left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) \left(\frac{c_{it+1}/TM_{i,t+1}}{c_{it}/TM_{it}} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{i,t+1}}{TM_{i,t}} \right)^{-\phi} \right\} = 1 \quad (\text{A15})$$

sabe-se que a equação (A15) será satisfeita a menos de um erro de previsão, ou seja,

$$\left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) \left(\frac{c_{it+1}/TM_{i,t+1}}{c_{it}/TM_{it}} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{i,t+1}}{TM_{i,t}} \right)^{-\phi} = 1 + \varepsilon_{i,t+1} \quad (\text{A16})$$

aplicando o logaritmo natural em (A16) tem-se

$$\ln \left[\left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) \left(\frac{c_{it+1}/TM_{i,t+1}}{c_{it}/TM_{it}} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{TM_{i,t+1}}{TM_{i,t}} \right)^{-\phi} \right] = \ln[1 + \varepsilon_{i,t+1}]$$

$$\ln \left(\frac{1 + r_{i,t+1}}{1 + \rho_i} \right) - \frac{1}{\gamma} \ln \left(\frac{c_{it+1}/TM_{i,t+1}}{c_{it}/TM_{it}} \right) - \phi \ln \left(\frac{TM_{i,t+1}}{TM_{i,t}} \right) = \ln(1 + \varepsilon_{i,t+1})$$

$$\ln(1 + r_{i,t+1}) - \ln(1 + \rho_i) - \frac{1}{\gamma} \ln\left(\frac{c_{it+1}/TM_{i,t+1}}{c_{it}/TM_{it}}\right) - \phi \ln\left(\frac{TM_{i,t+1}}{TM_{i,t}}\right) = \ln(1 + \varepsilon_{i,t+1}) \quad (\text{A17})$$

Suponha que o consumo seja medido com erro de mensuração

$$c_{it}^* = c_{it} e^{v_{it}} \quad (\text{A18})$$

aplicando o logaritmo natural em (A18), substituindo este em (A17) e rearranjando os termos tem-se

$$\ln\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right) = \gamma \ln(1 + \rho_i) + \gamma \ln(1 + r_{it+1}) + (1 - \phi\gamma) \ln\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right) - \gamma \ln(1 + \varepsilon_{i,t+1}) - v_{it+1} + v_{it} \quad (\text{A18})$$

aplicando expansão de Taylor⁵¹ em $\ln(1 + \varepsilon_{i,t+1})$ chega-se a

$$\ln\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right) = \gamma \ln(1 + \rho_i) + \gamma \ln(1 + r_{it+1}) + (1 - \phi\gamma) \ln\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right) - \gamma \ln\left(\varepsilon_{i,t+1} - \frac{1}{2} \varepsilon_{i,t+1}^2\right) - v_{it+1} + v_{it} \quad (\text{A19})$$

utilizando a hipótese de identificação, explicitada no capítulo 3, obtêm-se a equação estimável

$$\ln\left(\frac{c_{it+1}}{c_{it}}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^k \delta_k X_{ki} + \gamma \ln(1 + r_{it+1}) + \theta \ln\left(\frac{TM_{it+1}}{TM_{it}}\right) + e_{it+1} \quad (\text{A20})$$

⁵¹ A expansão de Taylor de segunda ordem de $\ln(1 + \varepsilon_{i,t+1})$ em torno de $f(0)$ é dada por: $f(\varepsilon_{i,t+1}) = f(0) + \frac{1}{1!} f'(0) \varepsilon_{i,t+1} + \frac{1}{2!} f''(0) \varepsilon_{i,t+1}^2 = \ln(1) + \varepsilon_{i,t+1} - \frac{1}{2} \varepsilon_{i,t+1}^2 = \varepsilon_{i,t+1} - \frac{1}{2} \varepsilon_{i,t+1}^2$