

OS RICOS POUPAM MAIS QUE OS POBRES NO BRASIL?

Pedro Henrique Costa Gomes de Sant'Anna
Graduando em Economia pelo IBMEC-MG

Fábio Augusto Reis Gomes
Doutor em Economia pela EPGE-FGV/RJ
Professor do INSPER

Márcio Antônio Salvato
Doutor em Economia EPGE-FGV/RJ
Professor do IBMEC MG
Prof. visitante do Programa de Mestrado da EPGE-FGV/RJ

Resumo

Esse trabalho é uma tentativa de responder a pergunta se as famílias mais ricas poupam mais que as famílias mais pobres no Brasil. A Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) fornece uma base de dados rica e até então pouco explorado, com a qual é possível construir diferentes estimativas de renda permanente. O resultado empírico encontrado via *least absolute deviations* sugere que a relação entre taxa de poupança e renda permanente é sensível ao instrumento utilizado como *proxy* para a renda permanente. Entretanto, aos adicionais controles para a preferência sobre a poupança, nossas estimativas indicam que as famílias mais pobres poupam mais que as mais ricas.

Palavras chave: Taxa de poupança, renda permanente, *least absolute deviation*

Abstract

This paper is an attempt to answer the question of whether households with higher lifetime income save a larger fraction of their income in Brazil. The Brazilian Family Budget survey (POF) provides us with a rich and unexplored data with which we can construct different lifetime income estimatives. Our empirical analysis, utilizing least absolute deviation estimators, suggests that the estimated relationship between saving rates and lifetime incomes is sensitive to the instrument used to proxy lifetime income. Nevertheless, when it is controlled for preference for savings, our estimatives indicate that the poorer households save more than the rich ones.

Key-words: Saving rates, lifetime income, least absolute deviation

JEL: C81, D12

1. Introdução

Uma questão de extrema importância na ciência econômica é a alocação da renda entre consumo e poupança. O bem-estar do indivíduo depende de toda a sua trajetória de consumo durante a vida, pois esta variável é o ingrediente básico de qualquer função utilidade. Dessa maneira, as decisões sobre quanto consumir, dado à restrição orçamentária, têm impacto no bem-estar dos indivíduos, seja por meio do aumento da utilidade hoje ou por meio do aumento posterior da utilidade via consumo futuro, advindo da poupança presente.

Além disso, o consumo das famílias é um dos agregados mais importantes, representando um percentual elevado do PIB. Segundo os dados da *Penn World Tables 6.2* (ATEN; HESTON; SUMMERS, 2006), o percentual médio do consumo no PIB, no ano de 2004, foi de 64%, ao considerar todos os países, e 61% considerando somente a América do Sul.¹ No Brasil, segundo os dados do Sistema de Contas Nacionais, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o consumo final das famílias representou 71,83% do PIB no ano de 2008.

As decisões sobre consumo também têm implicações sobre o crescimento de um país no longo prazo. No modelo de crescimento de Solow, por exemplo, a taxa de poupança é uma variável importante na determinação do estado estacionário da economia. Um aumento na taxa de poupança provoca um aumento temporário na taxa de crescimento do PIB per capita, e um aumento permanente no nível da renda. Assim, países que apresentam maiores taxas de poupança, *ceteris paribus*, são mais ricos.

Dessa maneira, pode-se afirmar que a alocação da renda entre consumo e poupança das famílias é de extrema importância, sendo necessário entender melhor como ele se comporta.

Segundo Keynes (1936), a taxa de poupança de uma família é crescente com o nível de renda. Como apontado por Dynan, Skinner e Zeldes (2004), a maioria dos não-economistas crêem que essa afirmação é óbvia, simplesmente pelo fato desses acreditarem que os mais pobres consomem toda sua renda. Segundo Alan, Atalay e Crossley (2006), economistas são um pouco mais céticos em relação a tal afirmação por alguns motivos: a) se os agentes são *forward looking* e suavizam as variações da renda ao longo da vida, então uma relação positiva entre taxa poupança e renda corrente é esperada, porém isso não nos fala muito sobre a relação entre *lifetime income* e taxa de poupança; b) na ausência de heranças, a *lifetime income* deve ser totalmente consumida ao longo da vida, de maneira que se uma faixa de renda poupa mais do que outras, em certa idade, essa mesma faixa de renda deve despoupar mais em outra idade; c) muitos modelos de poupança assumem hipóteses como preferências aditivas e grau de aversão ao risco constante, que não possibilitam a variação da taxa de poupança em relação à renda; d) ao considerar incertezas sobre a renda futura, é possível que os mais pobres poupem mais.

Apesar da importância da questão, a pergunta se os ricos poupam mais que os pobres tem recebida pouca atenção, sendo os estudos de Dynan, Skinner e Zeldes (2004) e Alan, Atalay e Crossley (2006) exceções. Utilizando três bases de dados diferentes para os Estados Unidos (EUA) e diversos instrumentos para a renda permanente, Dynan, Skinner e Zeldes (2004) encontraram evidências de que os ricos poupam mais que os mais pobres nos EUA. Alan, Atalay e Crossley (2006) replicaram a técnica de Dynan, Skinner e Zeldes (2004) para dados em *cross section* do Canadá, e concluíram que, com exceção do quintil mais pobre, que

¹ Só foram considerados os países com dados disponíveis para o ano de 2004. Na América do Sul, somente Argentina, Chile, Equador, Uruguai e Venezuela

simplesmente não poupa, a taxa de poupança não varia significativamente em relação à *lifetime income*.

Este estudo pretende analisar a relação entre a poupança e a *lifetime income* no Brasil utilizando os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) referente ao período 2002-2003, adaptando a metodologia de Dynan, Skinner e Zeldes (2004). Essa análise é importante, pois não existem estudos sobre a heterogeneidade da taxa de poupança em relação à renda para o Brasil, ou seja, seria um importante insumo para entender o efeito de diversas políticas econômicas. Além disso, este é o primeiro estudo *a la* Dynan, Skinner e Zeldes (2004) para um país não desenvolvido.

Caso a taxa de poupança seja heterogênea em relação à renda, isso teria diversas implicações na avaliação de políticas macroeconômicas, tais como política tributária, previdência social, propagação de choques na renda para o consumo das famílias (DYNAN; SKINNER; ZELDES, 2004). Por exemplo, caso os ricos poupem mais que os pobres, o governo, ao aumentar a alíquota de impostos indiretos, estaria tornando a tributação mais regressiva. Outro exemplo é o caso de recessões: um choque negativo na renda afetaria mais o consumo dos mais pobres que o dos mais ricos, casos estes poupem mais que aqueles.

O presente trabalho se organiza da seguinte maneira: a próxima seção apresenta a revisão de literatura e é subdividida em dois tópicos, teoria do consumo e heterogeneidade da taxa de poupança. A terceira seção trata da construção da base de dados e na seção subsequente a metodologia é descrita e os resultados apresentados. A sexta seção apresenta a conclusão e as considerações finais.

2. Revisão da literatura

Keynes (1936) argumentava que a taxa de poupança era crescente com a renda corrente. Entretanto, mesmo que tal relação seja encontrada, isto não constitui uma forte evidência em favor do modelo keynesiano, pois outras teorias apresentam a mesma implicação. Friedman (1957) argumentou que a taxa de poupança pode depender indiretamente da renda corrente. Uma parcela das pessoas com renda corrente mais alta está mais propensa a estar sofrendo um choque temporário positivo, aumentando a renda transitória, e isso a levaria a poupar mais. Já pessoas com renda corrente mais baixa estariam mais sujeitas a choques temporários negativos, de modo que estas despoupariam em tal período. Entretanto, essas diferenças deveriam ser sanadas ao utilizar a diferença entre a renda permanente e a renda corrente como variável explicativa, já que a poupança estaria relacionada somente à renda transitória.

Hall (1978) e Flavin (1981) incorporam expectativas racionais aos modelos desenvolvidos por Friedman (1957) e Ando e Madigliani (1963), os quais os agentes são *forward-looking* e maximizam sua utilidade intertemporal. Esses modelos baseados nas hipóteses do ciclo de vida e renda permanente com expectativas racionais (LCH-PIH), não permitiam que a taxa de poupança variasse de acordo com a renda permanente. Dynan, Skinner e Zeldes (2004) apresentaram variações a esse modelo que permitem que a taxa de poupança possa ter um comportamento diferente, seja devido a benefícios não homogêneos da previdência social, diferentes taxas de retorno e de desconto intertemporal, incerteza ou herança planejada.

Carroll (1998) sugeriu outra abordagem na qual a riqueza por si só gera utilidade. Isso ocorreria quando a utilidade marginal do consumo de bens não-duráveis e serviços fosse decrescente e se aproximasse de zero quando o nível destes for muito grande, atingindo seu ponto de saciedade. Dessa maneira, a utilidade marginal da riqueza por si só seria positiva, e isso explicaria porque a taxa de poupança dos mais ricos é diferente da dos mais pobres.

Qual é a evidência encontrada recentemente? Os ricos realmente poupam mais que os pobres? Aposentados possuem taxa de poupança negativa? Pessoas mais jovens poupam mais? A literatura utiliza basicamente duas maneiras diferentes para verificar tais proposições: Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico e Econometria.

Hugget e Ventura (1995) e Reiter (2004) apresentam modelos de equilíbrio geral para os Estados Unidos, sendo que os primeiros investigam o porquê dos mais ricos, em geral, pouparem mais que os pobres, enquanto o segundo tem como interesse principal explicar o comportamento dos super ricos (1% e 400 mais ricos dos EUA).

Hugget e Ventura (1995) calibraram o modelo levando em conta a teoria do ciclo de vida, nos quais pessoas mais jovens poupam maior parcela da renda e despouparam quando aposentados; os mais ricos estão mais propensos a choques positivos na renda temporária hoje, enquanto os mais pobres estão propensos a justamente ao contrário; e que benefícios da previdência social são relativamente maiores para os mais pobres, fazendo com que sua taxa de poupança seja inferior à das pessoas com maior renda permanente. Os resultados de tal simulação são consistentes com as taxas de poupança média dos EUA entre 1929 e 1950.

Reiter (2004) testou o modelo simples de ciclo de vida para explicar o comportamento dos super ricos, mas reporta que este modelo é insuficiente para explicar os dados históricos sobre a taxa de poupança dos EUA. Entretanto, ao adicionar a hipótese desenvolvida por Carroll (1998), de que a riqueza gera utilidade *per se*, ou que os ricos possuem melhores oportunidades de investimentos, os resultados melhoram significativamente, embora seja difícil identificar qual das alterações causou a melhora.

Diferentemente dos autores citados acima, Wang (1995), Dynan, Skinner e Zeldes (2004), Sameroykina (2005) e Alan, Atalay e Crossley (2006) utilizam econometria para investigar se os ricos poupam mais que os pobres.

Sameroykina (2005) utilizou mínimos quadrados ordinários (MQO) para testar se famílias russas com maior renda corrente poupam maior parcela da sua renda do que as famílias russas com renda corrente menor no período entre 1994 e 2002. Duas definições de poupança foram usadas: renda menos gastos, e a poupança reportada na base de dados, definida como a soma dos depósitos bancários, dinheiro em espécie e investimentos declarados. Ao utilizar essa segunda definição, menos de 25% das famílias incluídas na base de dados utilizada (*Russian Longitudinal Monitoring Survey*) reportaram algum valor. Para as famílias que não reportaram poupança, foi considerado que esta era nula. Para a primeira medida de poupança, a hipótese de que a taxa de poupança varia com a renda corrente foi rejeitada. Já para a segunda medida, a mesma hipótese não foi rejeitada, talvez porque foi assumido como sendo zero a informação não reportada (*missing*).

Wang (1995) fez um estudo para a China urbana e rural para o ano de 1987. Ele focou nos determinantes da renda permanente e na relação entre renda permanente e riqueza. O primeiro ponto é de extrema relevância já que a renda permanente não é observável e a solução sugerida pela literatura vigente é a utilização de instrumentos para a renda corrente que capturem apenas a renda permanente. Wang conclui que na China, a renda permanente não depende apenas do capital humano e da idade, mas também da ocupação e localização geográfica.

No segundo ponto, Wang verificou se a riqueza é correlacionada mais fortemente com a renda permanente ou com a renda corrente. Para tal exercício, utilizou o método de variáveis instrumentais, obtendo a conclusão que a renda permanente explica melhor as variações da riqueza - o que é equivalente à poupança. Além disso, o autor concluiu que as famílias com menor renda permanente acumulam menos riqueza, ou seja, elas poupam menos.

Dynan, Skinner e Zeldes (2004) testaram se os ricos poupam mais que os pobres nos EUA utilizando três painéis de dados diferentes: *Panel Study on Income Dynamics (PSID)*, *Survey Of Consumer Finance (SCF)* e *Consumer Expenditure Survey (CEX)*. Utilizaram quatro medidas de poupança distintas: renda disponível menos consumo, variação na riqueza, variação na riqueza excluindo ganhos de capital e variação na riqueza excluindo ganhos de capital mais contribuição para previdência.

Utilizando o *least absolute deviations (LAD)*, Dynan, Skinner e Zeldes (2004) estimaram as relações entre a renda corrente e a taxa de poupança e entre a renda permanente e a taxa de poupança. No primeiro caso, regrediram a taxa de poupança contra os quintis da renda corrente e duas *dummies* para faixa etária: uma para chefes de família com idade entre 30 e 39, e outra para aqueles com idade entre 50 e 59 anos. Para estimar a relação entre a renda permanente e a taxa de poupança, utilizaram regressões em dois estágios, em que no primeiro estágio eles instrumentalizam a renda corrente para estimar a renda permanente, e depois regridiram, utilizando LAD, a taxa de poupança contra os quintis da renda permanente e as *dummies* para faixa etária.

Primeiramente foi testado se a taxa de poupança crescia com a renda corrente. Tal hipótese não foi rejeitada com nenhuma medida de poupança. O passo seguinte foi testar se a taxa de poupança aumentava com a renda permanente. Os instrumentos utilizados para a renda permanente diferem com a base de dados utilizada: para CEX utilizou-se o gasto com consumo excluindo automóveis, para SCF gastos com automóveis, e para PSID gastos com comida. Apesar dos coeficientes dos quintis não serem, em geral, estatisticamente diferentes do quintil abaixo, não se rejeitou a hipótese de que os ricos poupam mais, pois o coeficiente de que a taxa de poupança aumenta para cada US\$10.000 é estatisticamente significativo em três das cinco regressões. Quando se utilizou a renda defasada como instrumento, a evidência ficou ainda mais forte. Por último, ao considerar somente as pessoas mais velhas, não foram encontradas evidências de que a taxa de poupança desses fosse negativa para as famílias com maior renda, ou mais educada. O modelo teórico sugerido por Dynan, Skinner e Zeldes (2004) que explica tais evidências seria o modelo de ciclo de vida no qual há poupança precaucional e as heranças são planejadas e geram utilidade por si só.

Alan, Atalay e Crossley (2006) replicaram o trabalho de Dynan, Skinner e Zeldes (2004) para dados em *cross section* do Canadá, e encontraram que os resultados são sensíveis aos instrumentos utilizados para a renda permanente. Quando o instrumento utilizado foi à educação, os ricos poupam mais que os pobres. Já quando o instrumento utilizado foi o gasto com bens não-duráveis, ou alguns de seus componentes, o resultado encontrado foi que a taxa de poupança, excluindo o quintil mais pobre que simplesmente não poupa, não varia com a renda permanente. O argumento utilizado por eles foi que a educação não é um instrumento apropriado para renda permanente, pois reflete também as preferências entre poupar e consumir, ou seja, ela seria também correlacionada com a renda transitória. Entretanto, nenhum teste para os instrumentos foi apresentado.

Os resultados encontrados na literatura descrita são resumido no Quadro 1. Pode-se observar que os resultados para a renda corrente e renda permanente não são robustos, uma vez que os sinais dos coeficientes destas variáveis nos diversos artigos não são os mesmo.

Quadro 1: Resultados encontrados na literatura para taxa de poupança

Variáveis explicativas	Sinal esperado	Resultados Empíricos			
		Wang (1995)	Dynan, Skinner e Zeldes (2004)	Sameroykina (2005)	Alan, Atalay e Crossley (2006)
Renda corrente	+		+	Inconclusivo	+
Renda permanente	Indeterminado	+	+		Constante
Meia Idade (30-39)	+		não diferente de 40-49		não diferente de 40-49
Meia idade (40-49)	+		+		+
Meia Idade (50-59)	+		não diferente de 40-49		não diferente de 40-49
Aposentados	-		+		
Ensino médio incompleto (EMI)	Indeterminado		+		
Ensino médio completo (EMC)	> EMI		> EMI		
Ensino superior ou mais	> EMC		> EMC		

Fonte: WANG 1995; DYNAN, SKINNER e ZELDES, 2004; SAMEROYNINA, 2005; ALAN, ATALAY e CROSSLEY, 2006.

Nota: Elaboração própria

3. Base de dados

O presente trabalho utiliza a Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) dos anos 2002-2003 como base de dados. O ano de 2002-2003 foi escolhido pelo fato de ser a última POF disponível. A POF foi realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no período compreendido entre julho de 2002 e junho de 2003. Foram coletadas informações de famílias brasileiras² sobre as características principais do domicílio e dos moradores, estrutura das despesas coletivas, individuais e dos rendimentos individuais.

Nos questionários aplicados, foram utilizados quatro períodos de referência segundo critérios de frequência de aquisição e do valor do gasto: sete dias, 30 dias, 90 dias e 12 meses, sendo que quanto maior o valor gasto, maior o período de referência, já que valores expressivos são mais fáceis de lembrar ao longo do tempo que pequenas quantias, não sendo necessário assim um acompanhamento mais rígido³. Isso foi feito para ampliar a qualidade da

² Segundo a POF, o conceito de família é igual ao de Unidade de Consumo, que é um conjunto de moradores que utilizam a mesma fonte de alimentação ou despesas com moradia.

³ É mais fácil você lembrar, daqui a 12 meses, quais imóveis e bens duráveis que você comprou do que quais alimentos e bebidas você comprou. Nesse caso, a período de referência desses últimos deve ser menor que o dos primeiros.

base de dados coletada, de modo a aumentar a capacidade de informação do indivíduo pesquisado. Como os períodos analisados são diferentes, impossibilitando a comparação direta, a POF já apresenta todos os dados anualizados e deflacionados para a data de referência, 12 de janeiro de 2003.

Diferentemente das bases de dados utilizadas por Dynan, Skinner e Zeldes (2004), a POF não acompanha as mesmas famílias ao longo do tempo, impossibilitando a análise de dados em painel. Dessa maneira, nossa análise será baseada em dados em *cross section*, assim como foi feita por Alan, Atalay e Crossley (2006).

Como a POF apresenta dados desagregados, será necessário construir as variáveis que serão utilizadas. A definição de cada variável é descrita abaixo:

- Renda familiar bruta: renda total primária anualizada e deflacionada somada com outros recebimentos, excluindo os investimentos financeiros.
- Renda familiar líquida: Renda familiar bruta menos impostos e deduções.
- Consumo de alimentos: soma das despesas anualizadas da família com bebidas e alimentos.
- Despesas familiares 1: soma das despesas monetárias, deflacionadas e anualizadas, de consumo coletivo e individuais, que incluem todos os gastos.
- Despesas familiares 2: soma das despesas monetárias, deflacionadas e anualizadas, de consumo coletivo e individuais, que incluem gastos com alimentação, habitação (excluindo eletrodomésticos, imóveis, reformas e móveis⁴), vestuário (excluindo jóias), transporte, higiene e cuidados pessoais, assistência à saúde (excluindo cirurgias), educação, recreação e cultura, fumo e serviços pessoais. Ou seja, gastos com bens não-duráveis.
- Despesas familiares 3: Despesa familiar 2, excluindo gastos com previdência, leasing de automóveis, seguro de saúde e prestações de imóveis.⁵
- Poupança 1: renda familiar líquida menos despesas familiares 1.
- Poupança 2: renda familiar líquida menos despesas familiares 2.
- Poupança 3: renda familiar líquida menos despesas familiares 2.
- Idade: idade do chefe de família. A partir da idade, construíram-se duas variáveis *dummies*: uma para famílias com chefe de família com idade entre 30 e 39 anos, outra para famílias com chefe de família com idade entre 50 e 59 anos.
- Nível de escolaridade: nível de escolaridade do chefe de família. A partir dessa variável, construíram-se quatro variáveis *dummies*: uma para famílias cujo chefe não completou ensino médio, outra para famílias cujo chefe possui ensino médio completo, uma para chefe de família que possui curso superior incompleto, e a última para famílias cujo chefe possui, no mínimo, ensino superior completo.
- Cor do chefe de família. A partir dessa variável, construíram-se quatro variáveis *dummies*: uma para famílias cujo chefe é negro, outra para famílias cujo chefe é pardo, uma para chefe de família amarelos, e a última para famílias cujo chefe é índio. Chefes de famílias branco foram considerados como base comparativa.
- Religião do chefe de família. A partir dessa variável, construíram-se duas variáveis *dummies*: uma para famílias cujo chefe é católico e outra para famílias cujo chefe é

⁴ Esses bens são considerados como bens duráveis, e os gastos realizados com estes muitas vezes são considerados como poupança, e não como gastos correntes.

⁵ Estes gastos, numa medida mais ampla, podem ser considerados como poupança.

evangélico. Chefes de famílias com outras religiões foram considerados como base comparativa.

- Gênero do chefe de família. A partir desta variável, construí-se uma variável *dummy* para famílias cujo chefe de família é mulher. Chefes de família homens foram considerados como base comparativa.

A POF do ano de 2002-2003 pesquisou 48.568 famílias brasileiras⁶. Entretanto, nesse estudo várias restrições foram feitas em relação à amostra. Foram excluídas da amostra: 1) famílias que não preencheram os questionários de despesa com alimentação (caderneta de despesa), ou despesa coletivas (tanto em 12 meses quanto em 90 dias), ou não reportaram renda primária (5.092 famílias excluídas), 2) as famílias que reportaram renda principal bruta ou renda total líquida inferior a R\$2.400,00, o equivalente a 12 salários mínimos no período (10.124 famílias adicionalmente excluídas), 3) os domicílios que possuem mais de uma família residente (116 exclusões adicionais), 4) famílias nas quais o chefe de família tenha idade inferior a 30 e superior a 59 anos, assim como feito por Dynan, Skinner e Zeldes (2004), eliminando os mais jovens, já que estes estão mais propensos a estarem em transição ou serem estudantes, e os mais velhos, pois estes estão mais sujeitos a estarem aposentados e apresentarem comportamento distinto devido a esse fato (10.590 exclusões adicionais), 5) as famílias nas quais o chefe de família não reportou escolaridade (525 exclusões adicionais). O tamanho da amostra, após todas as restrições, totalizou 22.121 famílias.

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas das principais variáveis.

Tabela 1 : Estatísticas descritivas

Amostra - 22.121 observações			
Variável	Mediana	Média	Desvio Padrão
Renda Bruta	12934.18	23557.32	37381.33
Renda Líquida	12337.58	21793.28	34235.85
Consumo Total	15308.00	25387.68	35083.09
Consumo não duráveis	13657.96	20345.12	21288.34
Taxa de Poupança 1	-0.20548	-0.45900	1.11455
Taxa de Poupança 2	-0.05030	-0.25455	0.83736
Taxa de Poupança 3	-0.01996	-0.22326	0.82353

Fonte: Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003.

Nota: dados trabalhados pelo autor.

4. Metodologia e resultados

O objetivo deste trabalho é analisar se a taxa de poupança dos mais ricos é maior do que a taxa de poupança dos mais pobres. A metodologia utilizada segue Dynan, Skinner e Zeldes (2004), com algumas modificações, devido à disponibilidade de dados para o Brasil.

Primeiramente, é necessário classificar os indivíduos em quantis de renda. Dessa maneira, as seguintes variáveis são construídas:

⁶ Considerando o fator de expansão, isso totaliza 48.534.638 famílias.

$$\begin{aligned}
Q_1 &= \begin{cases} 1, & \text{caso a família esteja no primeiro quintil da renda;} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
Q_2 &= \begin{cases} 1, & \text{caso a família esteja no segundo quintil da renda;} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
Q_3 &= \begin{cases} 1, & \text{caso a família esteja no terceiro quintil da renda;} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
Q_4 &= \begin{cases} 1, & \text{caso a família esteja no quarto quintil da renda;} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
Q_5 &= \begin{cases} 1, & \text{caso a família esteja no quinto quintil da renda;} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}
\end{aligned}$$

Para estimar o modelo é utilizada o estimador *Least Absolut Deviations* (LAD), que em relação ao MQO é mais robusto a presença de *outliers*. O seguinte modelo é estimado:

$$\frac{S}{Y} = \hat{\beta}_1 Q_{1Y} + \hat{\beta}_2 Q_{2Y} + \hat{\beta}_3 Q_{3Y} + \hat{\beta}_4 Q_{4Y} + \hat{\beta}_5 Q_{5Y} + \hat{\beta}_6 D_{1idade} + \hat{\beta}_7 D_{2idade} + \hat{u} \quad (5)$$

em que $\frac{S}{Y}$ é a taxa de poupança, D_{1idade} é uma variável *dummy* para famílias com chefe de família com idade entre 30 e 39 anos, D_{2idade} é uma variável *dummy* para famílias com chefe de família com idade entre 50 e 59 anos, Q_{iY} é a *dummy* para o quintil i da renda, e u o erro aleatório. Utilizar-se-ão as três medidas de poupança para realizar todas as equações do presente trabalho.

Ao invés de utilizar os quintis da renda corrente, também é possível utilizar o valor da renda corrente. Dessa maneira, outra regressão utilizando LAD é estimada:

$$\frac{S}{Y} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 D_{1idade} + \hat{\alpha}_3 D_{2idade} + \hat{\alpha}_4 Y + \hat{u} \quad (6)$$

em que α é o intercepto, Y é a renda familiar líquida.

O resultado de tais regressões é apresentado na Tabela 2. Os resultados não rejeitam que a taxa de poupança seja estritamente crescente com a renda corrente. É importante ressaltar que a magnitude do efeito da renda corrente sobre a taxa de poupança é crescente de acordo com o grau de liquidez da medida de poupança adotada. Ou seja, para a taxa de poupança 1, a renda corrente apresenta efeito menor que para q taxa de poupança 3. Por exemplo, ao usar a taxa de poupança 1, a taxa de poupança mediana de famílias cujo chefe de família possui entre 40 e 49 anos varia de -78,38% no menor quintil a 0,49% no maior quintil de renda corrente, enquanto que ao usar a taxa de poupança 3, a taxa de poupança mediana de famílias cujo chefe de família possui entre 40 e 49 anos varia de -65,44% no menor quintil a 24,12% no maior quintil de renda corrente.

Tabela 2 – LAD para renda corrente

	Tx. de poupança 1	Tx. de poupança 2	Tx. de poupança 3
Renda Corrente - Q1	-0.7838 (0.0373)	-0.6620 (0.0223)	-0.6544 (0.0214)
Renda Corrente - Q2	-0.4224* (0.0316)	-0.3051* (0.0262)	-0.2965* (0.0198)
Renda Corrente - Q3	-0.2309* (0.0273)	-0.1092* (0.0264)	-0.0894* (0.0204)
Renda Corrente - Q4	-0.1268* (0.0280)	0.0311* (0.0249)	0.0650* (0.0160)
Renda Corrente - Q5	0.0049* (0.0250)	0.2054* (0.0107)	0.2412* (0.0166)
Idade - entre 30 e 39	0.0299 (0.0255)	0.0410 (0.0223)	0.0569 (0.0155)
Idade - entre 50 e 59	0.0498 (0.0252)	0.0030 (0.0161)	0.0007 (0.0192)
Pseudo R2	0.0620	0.1032	0.1152
Coefficiente da Renda/10000	0.0480 (0.0065)	0.0583 (0.0043)	0.0622 (0.0074)
Número de observações	22.121		

Notas: 1. Erros-Padrão são calculados pelo algoritmo de Huber Sandwich e apresentados em parênteses.

2. * significa que o coeficiente do quintil da renda é estatisticamente diferente que o imediatamente anterior, a 5% de significância.

3. Todas as regressões são ponderadas pelos pesos disponibilizados pela POF.

Os resultados apresentados seguem as evidência encontradas por Dynan, Skinner e Zeldes (2004) para os EUA, e por Alan, Atalay e Crossley (2006) para o Canadá. Entretanto, essa evidência não é suficiente para afirmar que a taxa de poupança é baseada somente na renda corrente, uma vez que pode haver erro de mensuração na *lifetime income*, como já afirmado por Friedman (1957). Além disso, quando a poupança é mensurada como a diferença entre a renda e os gastos, erros de mensuração da renda viesam a taxa de poupança na mesma direção. Dessa maneira, erros de mensuração na renda podem nos levar a conclusões falsas sobre a relação entre a renda e a taxa de poupança (DYNAN;SKINNER; ZELDES, 2004).

Uma maneira de reduzir esses problemas é utilizar instrumentos para a renda permanente. Utilizaremos três grupos de instrumentos para a renda permanente: consumo de alimentos, consumo de não duráveis, educação do chefe de família. Um instrumento é chamado forte para renda permanente se ele for altamente correlacionado com a mesma, e não correlacionado com o erro, que inclui a renda transitória.

Assim, as demais regressões são baseadas em mínimos quadrados em dois estágios. No primeiro estágio, estima-se a renda permanente por meio dos instrumentos e das dummies

para idade. Depois, a renda permanente é classificada em quintis e criam-se dummies para estes. No segundo estágio, utiliza-se LAD, com a taxa de poupança como variável dependente, e as *dummies* para idade e quintis de renda permanente como variáveis explicativas. Assim:

$$\frac{s}{Y} = \hat{\beta}_1 \hat{Q}_{1YF} + \hat{\beta}_2 \hat{Q}_{2YF} + \hat{\beta}_3 \hat{Q}_{3YF} + \hat{\beta}_4 \hat{Q}_{4YF} + \hat{\beta}_5 \hat{Q}_{5YF} + \hat{\beta}_6 D_{1.idades} + \hat{\beta}_7 D_{2.idades} + \hat{u} \quad (7)$$

em que \hat{Q}_{iYF} é a *dummy* para o quintil i da renda permanente estimada.

Também é possível utilizar os resultados da renda permanente estimada, ao invés das *dummies* para os quintis:

$$\frac{s}{Y} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 D_{1.idades} + \hat{\alpha}_3 D_{2.idades} + \hat{\alpha}_4 \hat{Y}_P + \hat{u} \quad (8)$$

em que \hat{Y}_P é a renda permanente estimada.

O resultado das regressões em dois estágios é apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 – LAD para renda permanente

Instrumento para Renda Permanente	Despesa com bens não-duráveis											
	Educação do Chefe de família			Despesa com alimentos			Todos os anteriores					
R2 do Primeiro Estágio	0.1066			0.2901			0.0319			0.2995		
Teste F - Primeiro Estágio	527.6403			3012.6240			242.9934			1350.7830		
	Tx. de poupanca 1	Tx. de poupanca 2	Tx. de poupanca 3	Tx. de poupanca 1	Tx. de poupanca 2	Tx. de poupanca 3	Tx. de poupanca 1	Tx. de poupanca 2	Tx. de poupanca 3	Tx. de poupanca 1	Tx. de poupanca 2	Tx. de poupanca 3
Renda Permanene - Q1	-0.2452 (0.0510)	-0.1063 (0.0327)	-0.0727 (0.0322)	0.0883 (0.0210)	0.1502 (0.0180)	0.1519 (0.0216)	0.2152 (0.0327)	0.3044 (0.0251)	0.3188 (0.0205)	-0.0168 (0.0233)	0.0595 (0.0197)	0.0667 (0.0197)
Renda Permanene - Q2	-0.2394 (0.0197)	-0.0884 (0.0181)	-0.0641 (0.0193)	-0.1631* (0.0281)	-0.0606* (0.0148)	-0.0438* (0.0254)	-0.0215* (0.0224)	0.1090* (0.0159)	0.1282* (0.0143)	-0.1903* (0.0275)	-0.0787* (0.0191)	-0.0717* (0.0205)
Renda Permanene - Q3	-0.2958 (0.0425)	-0.1150 (0.0335)	-0.0773 (0.0430)	-0.2651* (0.0233)	-0.1564* (0.0182)	-0.1369* (0.0271)	-0.1630* (0.0243)	-0.0490* (0.0123)	-0.0258* (0.0160)	-0.2548 (0.0364)	-0.1403* (0.0199)	-0.1150 (0.0177)
Renda Permanene - Q4	-0.1995 (0.0387)	-0.0423 (0.0177)	-0.0001 (0.0207)	-0.3083 (0.0190)	-0.1210 (0.0190)	-0.0813 (0.0344)	-0.3012* (0.0335)	-0.1530* (0.0331)	-0.1273* (0.0208)	-0.2850 (0.0334)	-0.0828 (0.0299)	-0.0422* (0.0269)
Renda Permanene - Q5	-0.1622 (0.0162)	0.0337* (0.0215)	0.0947* (0.0313)	-0.2884 (0.0195)	-0.0884 (0.0138)	-0.0300 (0.0248)	-0.5106* (0.0298)	-0.3196* (0.0264)	-0.2866* (0.0263)	-0.2408 (0.0183)	-0.0453 (0.0133)	0.0124 (0.0203)
Idade - entre 30 e 39	-0.0214 (0.0436)	-0.0007 (0.0221)	-0.0204 (0.0272)	-0.0550 (0.0236)	-0.0275 (0.0156)	-0.0211 (0.0241)	-0.2659 (0.0248)	-0.2157 (0.0223)	-0.2151 (0.0182)	-0.0327 (0.0260)	-0.0116 (0.0189)	-0.0088 (0.0199)
Idade - entre 50 e 59	0.1162 (0.0392)	0.0457 (0.0268)	0.0274 (0.0366)	0.0870 (0.0230)	0.0658 (0.0195)	0.0575 (0.0239)	0.1810 (0.0303)	0.1612 (0.0209)	0.1498 (0.0199)	0.0890 (0.0272)	0.0609 (0.0160)	0.0466 (0.0217)
Pseudo R2	0.0033	0.0045	0.0068	0.0216	0.0148	0.0124	0.0401	0.0432	0.0420	0.0094	0.0056	0.0056
Coeficiente da Renda/10000	0.0241 (0.0082)	0.0336 (0.0048)	0.0407 (0.0057)	-0.0283 (0.0046)	-0.0116 (0.0009)	-0.0027 (0.0007)	-0.2828 (0.0306)	-0.2465 (0.0369)	-0.2414 (0.0149)	-0.0146 (0.0053)	-0.0026 (0.0022)	0.0050 (0.0013)
Número de observações	22.121											

Notas: 1. Erros-Padrão são calculados pelo algoritmo de Huber Sandwich e apresentados em parênteses.

2. * significa que o coeficiente do quintil da renda é estatisticamente diferente que o imediatamente anterior, a 5% de significância.

3. Todas as regressões são ponderadas pelos pesos disponibilizados pela POF.

Ao analisar os resultados, a primeira coisa a ser enfatizada é que a medida de poupança influencia na magnitude dos coeficientes de todos os quintis. Estimativas baseadas na taxa de poupança 1 apresentam taxas de poupança medianas mais baixas em todos os quintis que as estimativas baseadas na taxa de poupança 2, sendo que esta é inferior a taxa de poupança 3. Entretanto, o padrão entre os quintis é muito parecido, independente da medida escolhida.

Ao usar a educação do chefe de família como instrumento para renda permanente, percebe-se que há uma relação positiva entre taxa de poupança e renda permanente. A taxa de poupança mediana estimada cresce monotonicamente com os quintis de renda permanente. Apesar dos coeficientes dos quintis não serem estatisticamente maiores do que o imediatamente superior, com exceção do último quintil para as taxas de poupança 2 e 3, o coeficiente do quintil mais alto é estatisticamente superior ao do mais baixo, em todas as medidas de poupança. Esse resultado é reforçado quando as taxas de poupança são regressadas contra a renda permanente estimada, ao invés das *dummies* para esta, e o coeficiente estimado é estatisticamente maior do que zero.

Utilizando gastos com bens duráveis, ou com alimentação, ou mesmo a combinação desses dois juntamente com educação como instrumentos para renda permanente, a conclusão que se chega é justamente a oposta: que as famílias com renda permanente menor poupam mais que as com renda permanente maior. Embora muito dos quintis estimados não sejam estatisticamente inferiores ao quintil imediatamente superior, a taxa de poupança mediana do quintil mais pobre é superior à do quintil mais rico em todas as regressões, com exceção da regressão da taxa de poupança 3 na qual se usam todos os instrumentos (os quintis extremos são estatisticamente iguais, embora a taxa mediana de poupança do quintil inferior seja maior que a do quarto quintil). O mesmo resultado é encontrado quando as taxas de poupança são regressadas contra a renda permanente estimada, com exceção da regressão da taxa de poupança três em que se usa todos os instrumentos.

Dessa maneira, os resultados apresentados são sensíveis aos instrumentos utilizados. Entretanto, surge a pergunta: qual resultado é mais confiável? Um instrumento é chamado forte para renda permanente se ele for altamente correlacionado com a mesma, e não correlacionado com o erro, que inclui a renda transitória. Segundo Dynan, Skinner e Zeldes (2004), tanto componentes do consumo como a educação os parecem satisfazer a primeira condição. Entretanto, educação pode ser correlacionada com preferência por poupança, que também é um componente do erro. Já os componentes do consumo não sofrem do mesmo problema (ALAN; ATALAY; CROSSLEY, 2006). Dessa maneira, espera-se que os resultados das regressões que utilizaram a educação do chefe de família como instrumento para renda permanente estejam viesados.

Com o objetivo de verificar tal hipótese, estimamos as equações (5) a (8) acrescentando um vetor de variáveis cuja finalidade é controlar para preferências por poupança. Esse vetor de variáveis de controle é composto, além das *dummies* para idade do chefe de família, pelas seguintes variáveis:

- Educação - já definida anteriormente. Alan, Atalay e Crossley (2006) afirmaram que ela pode afetar a taxa de preferência por poupança, logo esta deve ser acrescentada nas regressões. Engelhardt (1996) e Meghir e Weber (1996), dentre outros, também já utilizaram essa variável como controle⁷.

⁷ Ver Browning e Lusardi (1996) para um bom resumo sobre as variáveis de controle utilizadas em estudos sobre as teorias do consumo e poupança.

- Religião - já definida anteriormente. Keister (2003) encontra evidências que a religião influencia na acumulação de riquezas.
- Gênero - já definida anteriormente. Outros estudos sobre poupança já utilizaram esta variável como controle, como por exemplo Carrol e Samwick (1998).
- Raça - já definida anteriormente. Engelhardt (1996), Merghir e Weber (1996) e Carrol e Samwick (1998) também utilizaram a variável raça como controle.

O resultado das regressões para a renda corrente é apresentado na Tabela 4:

Tabela 4 - LAD para renda corrente com controles

	Tx. de poupanca 1	Tx. de poupanca 2	Tx. de poupanca 3
Renda Corrente - Q1	-0.8047 (0.0446)	-0.6783 (0.0256)	-0.6619 (0.0285)
Renda Corrente - Q2	-0.4246* (0.0339)	-0.3065* (0.0321)	-0.2872* (0.0347)
Renda Corrente - Q3	-0.2260* (0.0443)	-0.0891* (0.0281)	-0.0709* (0.0311)
Renda Corrente - Q4	-0.0725* (0.0357)	0.0821* (0.0244)	0.1122* (0.0221)
Renda Corrente - Q5	0.1408* (0.0401)	0.3262* (0.0272)	0.3487* (0.0319)
Idade - entre 30 e 39	0.0473 (0.0259)	0.0770 (0.0168)	0.0656 (0.0155)
Idade - entre 50 e 59	0.0373 (0.0246)	0.0013 (0.0181)	-0.0016 (0.0186)
Ensino medio completo	-0.1340 (0.0241)	-0.1442 (0.0191)	-0.1190 (0.0163)
Ensino Superior incompleto	-0.2385 (0.0534)	-0.2470 (0.0533)	-0.2160 (0.0311)
Ensino superior completo ou mais	-0.2546 (0.0376)	-0.2152 (0.0243)	-0.1688 (0.0300)
Católico	-0.0248 (0.0281)	-0.0182 (0.0191)	-0.0152 (0.0204)
Evangélico	-0.0168 (0.0378)	-0.0292 (0.0251)	-0.0322 (0.0259)
Mulher	0.0385 (0.0265)	-0.0042 (0.0179)	-0.0002 (0.0144)
Negro	0.0688 (0.0391)	0.0666 (0.0235)	0.0563 (0.0423)
Amarelo	-0.0236 (0.0587)	-0.1717 (0.0379)	-0.1451 (0.2955)
Pardo	0.0633 (0.0211)	0.0520 (0.0145)	0.0440 (0.0158)
Índio	0.1333 (0.0589)	0.2235 (0.2007)	0.2255 (0.2001)
Pseudo R2	0.0707	0.1153	0.1245
Coefficiente da Renda/10000	0.0614 (0.0048)	0.0736 (0.0052)	0.0729 (0.0044)
Número de observações	22121		

Notas: 1. Erros-Padrão são calculados pelo algoritmo de Huber Sandwich e apresentados em

parênteses.

2. * significa que o coeficiente do quintil da renda é estatisticamente diferente que o imediatamente anterior, a 5% de significância.

3. Todas as regressões são ponderadas pelos pesos disponibilizados pela POF.

Assim como na ausência de controles, as taxas de poupaça são estritamente crescentes com a renda corrente. Entretanto, a magnitude do efeito da renda corrente sobre a taxa de poupança mediana aumentou, principalmente nos dois maiores quintis de renda corrente.

Observe que as *dummies* de educação são sempre significativas, e indicam que quanto mais educado o chefe de família é, menor sua taxa de poupança mediana. Além disso, as *dummies* para religião e para o gênero não se mostraram significativas em nenhuma das regressões. As *dummies* para idade e para raça mostraram-se significativas em alguns casos e não significativas em outros.

Para verificar se esses controles, em especial a educação, são realmente correlacionados com a preferência por poupança, é necessário estimarmos a renda permanente. É válido ressaltar que agora, todos os controles também são utilizados para estimar a renda permanente, ou seja, as estimativas da renda permanente são diferentes das anteriores. Os resultados para a renda permanente são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – LAD para renda permanente com controles (continua)

Instrumento para Renda Permanente	Despesa com bens não-duráveis			Despesa com alimentos		
R2 do Primeiro Estágio	0.2915			0.1246		
Teste F - Primeiro Estágio	699.5616			242.0534		
	Tx. de poupança 1	Tx. de poupança 2	Tx. de poupança 3	Tx. de poupança 1	Tx. de poupança 2	Tx. de poupança 3
Renda Permanene - Q1	0.1707 (0.0364)	0.2419 (0.0361)	0.2610 (0.0272)	0.2500 (0.0394)	0.3887 (0.0362)	0.4012 (0.0447)
Renda Permanene - Q2	-0.1017* (0.0446)	-0.0048* (0.0362)	0.0191* (0.0248)	0.0177* (0.0268)	0.1641* (0.0222)	0.1827* (0.0335)
Renda Permanene - Q3	-0.2335* (0.0383)	-0.1090* (0.0395)	-0.0817* (0.0369)	-0.2106* (0.0362)	-0.0200* (0.0291)	-0.0008* (0.0352)
Renda Permanene - Q4	-0.3469* (0.0479)	-0.1246 (0.0355)	-0.0839 (0.0337)	-0.4419* (0.0523)	-0.2571* (0.0278)	-0.2272* (0.0369)
Renda Permanene - Q5	-0.4537* (0.0411)	-0.2280* (0.0391)	-0.1690* (0.0278)	-0.7615* (0.0629)	-0.5346* (0.0460)	-0.5169* (0.0550)
Idade - entre 30 e 39	-0.0786 (0.0216)	-0.0475 (0.0224)	-0.0493 (0.0197)	-0.1882 (0.0178)	-0.1572 (0.0202)	-0.1523 (0.0188)
Idade - entre 50 e 59	0.1135 (0.0227)	0.0709 (0.0205)	0.0577 (0.0206)	0.2165 (0.0252)	0.1688 (0.0197)	0.1648 (0.0236)
Ensino medio completo	0.1992 (0.0237)	0.1726 (0.0268)	0.1784 (0.0253)	0.5366 (0.0472)	0.5049 (0.0343)	0.5160 (0.0379)
Ensino Superior incompleto	0.3576 (0.0368)	0.3035 (0.0368)	0.3101 (0.0347)	0.7538 (0.0603)	0.7757 (0.0658)	0.8139 (0.0583)
Ensino superior completo ou mais	0.3465 (0.0402)	0.3265 (0.0369)	0.3443 (0.0283)	0.7445 (0.0569)	0.7640 (0.0589)	0.8116 (0.0556)
Católico	-0.0414 (0.0323)	-0.0407 (0.0235)	-0.0425 (0.0223)	-0.0525 (0.0278)	-0.0686 (0.0214)	-0.0715 (0.0259)
Evangélico	-0.0358 (0.0367)	-0.0601 (0.0301)	-0.0501 (0.0445)	-0.1218 (0.0442)	-0.1405 (0.0288)	-0.1491 (0.0363)
Mulher	-0.0474 (0.0196)	-0.0726 (0.0208)	-0.0677 (0.0199)	-0.1976 (0.0301)	-0.2215 (0.0177)	-0.2125 (0.0232)
Negro	-0.0103 (0.0378)	-0.0015 (0.0339)	-0.0276 (0.0251)	-0.1487 (0.0415)	-0.1755 (0.0242)	-0.1649 (0.0446)
Amarelo	-0.0566 (0.0371)	-0.1603 (0.0299)	-0.2354 (0.0346)	-0.1357 (0.0185)	-0.2634 (0.0355)	-0.2705 (0.0391)
Pardo	-0.1076 (0.0195)	-0.0932 (0.0205)	-0.1051 (0.0191)	-0.1713 (0.0181)	-0.1735 (0.0158)	-0.1821 (0.0191)
Índio	0.2741 (0.0317)	0.1602 (0.1083)	0.1829 (0.1291)	0.3064 (0.0139)	0.1149 (0.2260)	0.1013 (0.2062)
Pseudo R2	0.0379	0.0323	0.0319	0.0355	0.0414	0.0441
Coeficiente da Renda/10000	-0.0726 (0.0084)	-0.0408 (0.0042)	-0.0308 (0.0050)	-0.2511 (0.0091)	-0.1864 (0.0176)	-0.1667 (0.0155)
Número de observações	22121					

Notas: 1. Erros-Padrão são calculados pelo algoritmo de Huber Sandwich e apresentados em parênteses.

2. * significa que o coeficiente do quintil da renda é estatisticamente diferente que o

imediatamente anterior, a 5% de significância.

3. Todas as regressões são ponderadas pelos pesos disponibilizados pela POF

Tabela 5 – LAD para renda permanente com controles (conclusão)

Instrumento para Renda Permanente	Ambos os anteriores		
R2 do Primeiro Estágio	0.3002		
Teste F - Primeiro Estágio	677.2930		
	Tx. de poupança 1	Tx. de poupança 2	Tx. de poupança 3
Renda Permanene - Q1	0.0959 (0.0348)	0.1634 (0.0432)	0.1762 (0.0367)
Renda Permanene - Q2	-0.1292* (0.0335)	-0.0391* (0.0467)	-0.0170* (0.0370)
Renda Permanene - Q3	-0.1929* (0.0286)	-0.0636 (0.0434)	-0.0391 (0.0355)
Renda Permanene - Q4	-0.2755* (0.0368)	-0.0667 (0.0473)	-0.0317 (0.0367)
Renda Permanene - Q5	-0.3627* (0.0378)	-0.1368* (0.0500)	-0.0802 (0.0440)
Idade - entre 30 e 39	-0.0699 (0.0215)	-0.0435 (0.0233)	-0.0493 (0.0221)
Idade - entre 50 e 59	0.1113 (0.0189)	0.0504 (0.0249)	0.0410 (0.0250)
Ensino medio completo	0.1465 (0.0191)	0.1332 (0.0261)	0.1329 (0.0257)
Ensino Superior incompleto	0.2695 (0.0424)	0.2102 (0.0420)	0.2341 (0.0498)
Ensino superior completo ou mais	0.2864 (0.0311)	0.2571 (0.0489)	0.2720 (0.0362)
Católico	-0.0387 (0.0251)	-0.0296 (0.0294)	-0.0283 (0.0235)
Evangélico	-0.0423 (0.0333)	-0.0627 (0.0401)	-0.0413 (0.0326)
Mulher	-0.0770 (0.0202)	-0.0881 (0.0218)	-0.0873 (0.0246)
Negro	-0.0176 (0.0340)	-0.0092 (0.0312)	-0.0207 (0.0384)
Amarelo	-0.0901 (0.0188)	-0.1933 (0.0527)	-0.2586 (0.4816)
Pardo	-0.0974 (0.0200)	-0.0780 (0.0208)	-0.0817 (0.0192)
Índio	0.2599 (0.0386)	0.1376 (0.1318)	0.1795 (0.1008)
Pseudo R2	0.0205	0.0162	0.0171
Coeficiente da Renda/10000	-0.0535 (0.0094)	-0.0259 (0.0032)	-0.0172 (0.0059)
Número de observações	22.121		

Notas: 1. Erros-Padrão são calculados pelo algoritmo de Huber Sandwich e apresentados em parênteses.

2. * significa que o coeficiente do quintil da renda é estatisticamente diferente que o imediatamente anterior, a 5% de significância.

3. Todas as regressões são ponderadas pelos pesos disponibilizados pela POF

A partir dos resultados acima, observa-se que em todas as regressões, apesar das magnitudes diferentes dependendo do instrumento utilizado e da taxa de poupança utilizada, as famílias que se encontram nos quintis inferiores da renda permanente poupam mais que as famílias com renda permanente maior. Assim, a taxa de poupança apresenta uma relação negativa com a renda permanente. Por exemplo, usando a taxa de poupança 2, com gastos com bem não-duráveis como instrumentos para a renda permanente, a poupança mediana de famílias cujo chefe de família possui entre 40 e 49 anos, e não possui ensino médio completo, varia de 24,19% no primeiro quintil até -22,80% no último quintil da renda permanente. Em algumas regressões nem todos os quintis são estatisticamente inferiores ao quintil imediatamente inferior. Entretanto, em todas as regressões o primeiro quintil apresenta uma taxa de poupança mediana estatisticamente superior ao último quintil. Este resultado é corroborado quando regressa-se, via LAD, a taxa de poupança e a renda permanente estimada e os controles, e o coeficiente da renda permanente estimada é estatisticamente menor que zero em todas as regressões apresentadas na Tabela 5.

É importante ressaltar que os coeficientes das *dummies* para educação são sempre significativos, independente da taxa de poupança utilizada ou dos instrumentos para a renda permanente. Segundo nossas estimativas, quanto mais educado for o chefe de família, maior será a poupança mediana deste. Dessa maneira, a crítica que Alan, Atalay e Crossley (2006) apresentaram sobre o uso da educação como instrumento para a renda permanente é válida.

O efeito da religião e das raças, em geral, não é estatisticamente significativo nas regressões apresentadas. Portanto, independente da prática religiosa ou da raça, as famílias possuem a mesma taxa de poupança mediana. O mesmo não ocorre com a variável gênero: em todas as regressões, famílias cujo chefe de família é mulher apresentam taxa de poupança mediana inferior às famílias cujo chefe de família é homem.

Em relação à idade, em geral, famílias cujo chefe possui entre 30 e 39 anos possuem taxa de poupança mediana inferior àquelas cujo chefe possui entre 40 e 49 anos. Já famílias com chefe possuindo entre 50 e 59 anos, em geral, apresentam a mesma taxa de poupança mediana que aquelas famílias nas quais o chefe possui entre 40 e 49 anos.

5. Conclusão

Este artigo tinha como objetivo estimar a relação entre a taxa de poupança e a riqueza (*lifetime income*) para o Brasil, utilizando dados da POF de 2002-2003. Inicialmente, foram feitas regressões, utilizando *least absolut deviations*, da taxa de poupança contra a renda corrente e duas *dummies* para controlar a idade do chefe de família. Foi encontrado que pessoas que apresentam maior renda corrente possuem maior taxa de poupança mediana, resultado este que está de acordo com as evidências internacionais.

Como o objetivo era analisar a relação da *lifetime income* com a taxa de poupança, foi necessário estimar a renda permanente. Foram utilizados quatro grupo de instrumentos para estimar a renda permanente: educação do chefe de família, gastos com bens não-duráveis, gastos com alimentação e todos os instrumentos anteriores conjuntamente. A partir da renda permanente estimada, encontrou-se que, ao utilizar educação como instrumento, os ricos poupam mais que os pobres, e ao utilizar os demais instrumentos, que os pobres poupam mais que os mais ricos.

Alan, Atalay e Crossley (2006) afirmaram que a educação pode afetar a taxa de preferência por poupança, ou seja, ela não seria um bom instrumento para a renda permanente pelo fato de estar correlacionada com o erro da regressão da taxa de poupança. Com o objetivo de verificar tal hipótese, foi acrescentado um vetor de variáveis de controle para a preferência por poupança e concluiu-se que a crítica de Alan, Atalay e Crossley (2006) é pertinente. Além disso, concluiu-se que, nos anos de 2002-2003, no Brasil, os pobres pouparam mais que os ricos. Esses resultados encontrados vão em direção oposta ao encontrado por Dynan, Skinner e Zeldes (2004), para os EUA onde os ricos pouparam mais que os pobres, e por Alan, Atalay e Crossley (2006) para o Canadá, onde a taxa de poupança parece ser invariante em relação a renda permanente, com exceção do quintil mais pobre, que simplesmente não poupa.

O modelo de *buffer-stock*, o qual permite a presença de poupança precaucional, é uma possível explicação para os resultados encontrados no Brasil. Esse modelo afirma que quanto maior for a incerteza sobre a renda futura, maior será sua poupança. Dessa maneira, caso os mais pobres estejam sujeitos a riscos muito elevados, isso os levaria a formarem poupanças maiores que os mais ricos. Além disso, o modelo de *buffer-stock*, segundo Carrol e Samwick (1998), também implica que as famílias possuam uma meta para a *wealth-to-income ratio*, de modo que toda vez que esta estiver acima da meta, a família despoupa, e quando estiver abaixo da meta, a família poupa, suavizando assim seu consumo ao longo do tempo.

Segundo IPEA (2007), a renda dos mais pobres cresceu entre 2001 e 2004, enquanto a renda dos mais ricos caiu:

“As estimativas apresentadas mostram um crescimento anual de 7,2% para os 10% mais pobres, apesar de a renda *per capita* brasileira ter declinado 0,9% a.a. no mesmo período. Se tomarmos a renda média dos 50% mais pobres, observaremos que essa cresceu 2,4% a.a., ao passo que a renda média dos 50% mais ricos declinou 1,4% a.a.”. (IPEA, 2007,p.14)

Dessa maneira, como a renda dos mais ricos estava caindo, é de se esperar que a *wealth-to-income ratio* se tornou maior que a meta, os levando a despoupar, enquanto a *wealth-to-income ratio* dos mais pobres se tornou abaixo da meta, o levando a poupar mais. Essas implicações estão de acordo com os resultados encontrados nesse trabalho.

Possíveis extensões podem ser feitas a esse trabalho. Uma delas é a inclusão de variáveis que capturem a incerteza futura como variáveis de controle, sendo então possível verificar se, mesmo controlando para a incerteza, os pobres pouparam mais que os ricos. Além disso, pode-se utilizar regressão quantílica para diversos quintis da taxa de poupança, possibilitando a construção da distribuição condicional da taxa de poupança das famílias brasileiras.

6. Referências Bibliográficas

ANDO, Albert; MODIGLIANI, Franco. The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, v. 53, n. 1, p. 55-84, Mar. 1963.

ALAN, Sule; ATALAY, Kadir; CROSSLEY, Thomas F. Do the Rich Save more in Canada? *Social and Economic Dimensions of an Aging Population Research Papers*, n.153, Mai. 2006.

ATEN, Bettina; HESTON, Alan ; SUMMERS, Robert . *Penn World Table Version 6.2*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Set. 2006.

BROWNING, Martin; LUSARDI, Annamaria. Household saving: Micro Theories and Micro Facts. *Journal of Economic Literature*, v. 34, n.4, p. 1797-1855. Dec. 1996.

CARROLL, Christopher D. Why do the rich save so much? *NBER Working Paper*, n.6549, 1998.

CARROL, Christopher D; SAMWICK, Andrew A. How important is Precautionary Saving? *The Review of Economics and Statistics*, v. 80, n.3, p.410-419, Ago. 1998.

DYNAN, Karen E.; SKINNER, Jonathan; ZELDES, Stephen P.. Do the Rich Save More? *The Journal of Political Economy*, v.113, n. 2, p. 397-444, Abr. 2004.

ENGELHARDT, Gary V. Consumption, Down Payments, and Liquidity Constraints. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 28, n. 2, p.255-271, Mai. 1996.

FLAVIN, Marjorie A. The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income. *The Journal of Political Economy*, v. 89, n.5, p.974-1009, Out. 1981.

FRIEDMAN, Milton. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.

HALL, Robert E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n.6, p.971-087, Dez. 1978.

HUGGETT, Mark; VENTURA, Gustavo; Understanding Why High Income Households Save More Than Low Income Households. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*, n. 106, Out. 1995

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica, Brasil, 2007. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/NTquedaatualizada.pdf>>. Acesso em: 14 mai. 2009

KEYNES, John M. *The General Theory of Employment Interest and Money*. marxists.org 2002. Disponível em Marxist.org

<<http://www.marxists.org/reference/subject/economics/keynes/general-theory/>>. Acesso em 3 Set. 2008.

KEISTER, Lisa A. Religion and wealth: The role of religious affiliation and participation in early adult asset accumulation. *Social Forces*, v.82, n.1, p.175-207, Set. 2003.

MEGHIR, Costas ; WEBER, Guglielmo. Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis using a U.S. Consumption Panel. *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, p. 1151-1181, Sep. 1996.

REITER, Michael. Do the Rich Save Too Much? How to Explain the Top Tail of Wealth Distribution. *Working Paper*. Jul. 2004. Disponível em <<http://www.econ.upf.es/~reiter/rich.pdf>> . Acesso em 25 Set. 2008

SAMEROYNINA, Yuliana. Consumption and Saving Behavior in Russia. *Working Paper*. Mar. 2005. Disponível em < <http://www.smye2005.org/pdf/H2.3.pdf>>. Acesso em 20 Set. 2008.

WANG, Yan. Permanent Income and Wealth Accumulation: A Cross-Sectional Study of Chinese Urban and Rural Households. *Economic Development and Cultural Change*, v. 43, n.3, p.523-550, Abr. 1995.