

CONSUMO DE BENS DURÁVEIS E POUPANÇA EM UMA NOVA TRAJETÓRIA DE COMPORTAMENTO DO CONSUMIDOR BRASILEIRO

VIVIANE SEDA BITTENCOURT (IBRE/FGV) E ANDREI GOMES SIMONASSI (CAEN/UFC)

RESUMO

O trabalho avalia a dinâmica descrita pelo consumo de bens duráveis e poupança dos consumidores brasileiros entre setembro de 2005 e abril de 2011 e contribui com a literatura ao utilizar como ferramenta de análise um modelo autoregressivo com valor limite endógeno e dados qualitativos da pesquisa Sondagem de Expectativas do Consumidor Brasileiro, da FGV. Indicadores qualitativos para essas duas variáveis foram calculados e a metodologia proposta permitiu investigar, simultaneamente, a linearidade e estacionaridade de suas trajetórias. Os resultados sugerem, em ambos os casos, uma dinâmica não-linear com raiz unitária parcial. Adicionalmente, a estacionaridade constatada a partir de um valor limite estimado de 3,3 pontos percentuais para o Indicador de Compras de Bens Duráveis e de 3,6 pontos percentuais para o Indicador de Poupança permitem classificar seus históricos com indícios de saturação da capacidade de poupança e consumo dos indivíduos.

Palavras-Chave: Consumo de Bens Duráveis; Poupança; Valor Limite Endógeno.

ABSTRACT

This paper evaluates the dynamics described by the Brazilian consumer's savings and consumption of durables between September 2005 and April 2011, and contributes to the literature applying qualitative data from FGV Consumer Survey to an endogenous threshold autoregressive model. Qualitative indicators for these two variables were developed and the methodology allowed us to investigate, simultaneously, the stationarity and linearity of their behaviors. The results suggest a non-linear dynamic with partial unit root for these two indicators. In addition, the stationarity observed from an estimated threshold of 3.3 bp for the indicator of purchases of durables and 3.6 bp to the indicator of savings show evidences of saturation of savings and consumption individual capacities.

Keywords: Consumption of Durables; Savings; Endogenous Threshold.

JEL: C81; D12; C22

Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

CONSUMO DE BENS DURÁVEIS E POUPANÇA EM UMA NOVA TRAJETÓRIA DE COMPORTAMENTO DO CONSUMIDOR BRASILEIRO

1. INTRODUÇÃO

O estudo se propõe a verificar a existência de ciclos de consumo e poupança, ou seja, os consumidores antecipariam consumo, esgotando sua capacidade em antecipar novos gastos e a condição necessária à realização de novas compras seria o reequilíbrio do orçamento familiar. O objetivo consiste então em investigar a possível existência de limites para consumo e poupança no Brasil, utilizando na investigação empírica as variáveis qualitativas da Sondagem de Expectativas do Consumidor da FGV, ao invés de dados agregados tradicionais para o consumo no país.

As Sondagens são pesquisas qualitativas que representam a forma majoritária de monitoramento das intenções dos consumidores e empresários nos Estados Unidos e na Europa. A partir das respostas obtidas neste tipo de pesquisa são comumente construídos indicadores que traduzem, inclusive, sentimento dos indivíduos em relação aos determinantes da produção e do consumo.

Com a finalidade de sintetizar o resultado de cada pesquisa são desenvolvidos os denominados Indicadores de Confiança. Tais indicadores são variáveis endógenas e reflexos das condições macroeconômicas, mas possuem ainda a vantagem quantificar fatores psicológicos que não são captados por variáveis econômicas. A aplicação de tais fatores aos modelos econômicos e estatísticos contribui no sentido de enriquecer a análise de qualquer fenômeno econômico sem negligenciar aspectos como o otimismo, seja pelo lado da demanda ou da oferta.

A metodologia para condução do exercício empírico considera a proposta de Caner e Hansen (2001) para analisar a dinâmica dos indicadores para as Compras de Bens Duráveis e Poupança da Sondagem do Consumidor. Esta metodologia possui a vantagem de incorporar a possibilidade de mudanças de regime endógenas concomitante à análise do processo estocástico descrito por cada indicador. Assim sendo, além de identificar a estacionaridade, permite-se inferir acerca da existência de efeito limiar em cada indicador.

Os resultados sugerem que a dinâmica descrita por cada indicador é não linear, de forma que apresentam reversão à média e raiz unitária global e em um regime, mas com a possibilidade de estacionaridade a partir de um limiar. A combinação dos resultados sugere ainda a saturação das capacidades de consumo de bens duráveis e de poupança, principalmente em períodos de elevada instabilidade econômica.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma breve descrição da Sondagem de Expectativas do Consumidor, seus indicadores e suas relações com variáveis macroeconômicas. Na seção 3, apresenta uma revisão de literatura empírica. Na seção 4 apresenta os dados, exercícios preliminares, o modelo econométrico e discute as hipóteses a serem testadas. Na seção 5, os resultados empíricos são apresentados e discutidos e finalmente apresentamos as conclusões e considerações finais.

2. A SONDAAGEM DE EXPECTATIVAS DO CONSUMIDOR, SEUS QUESITOS QUALITATIVOS E SUAS RELAÇÕES COM VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

2.1 SOBRE PESQUISAS QUALITATIVAS E A SONDAAGEM DO CONSUMIDOR

Essa seção discute a importância das pesquisas qualitativas, instrumento de importância e confiabilidade reconhecidas nos países desenvolvidos, no sentido de prover informações sobre os agregados econômicos e as estatísticas oficiais com maior tempestividade.

A imprecisão de informações passadas para economia, como a brasileira, nos leva a crer cada vez mais que pesquisas do tipo qualitativas são de fundamental importância haja vista a maior velocidade e contemporaneidade das informações obtidas. Enquanto as estatísticas quantitativas tradicionais como as de produção e emprego são conhecidas com defasagem entre 30 a 60 dias em relação ao fato ocorrido, as sondagens fornecem sinalizações de tendência acuradas para um horizonte de três a seis meses à frente ainda durante o mês de realização da pesquisa.

No Brasil, estudos envolvendo informações de pesquisas qualitativas aplicadas são recentes e escassos, assim como as fontes que provêm informação rica e de qualidade. A literatura econômica nacional ainda conta com poucos estudos voltados para análise desses indicadores de confiança e seu o poder preditivo sobre variáveis macroeconômicas.

Desde setembro de 2005 o IBRE apura mensalmente informações qualitativas determinantes sobre consumo, poupança, situação financeira das famílias, mercado de trabalho, expectativa de inflação, taxa de juros e situação econômica. A pesquisa é aplicada em sete das principais capitais do país, com amostra representativa da população e do percentual de consumo de cada capital com aproximadamente 2100 consumidores. O levantamento estatístico de natureza qualitativa possui estratificação por classes de renda familiar mensal, faixas etárias, níveis de escolaridade e gênero do responsável pela família.

O monitoramento da confiança do consumidor tem por objetivo produzir indicações sobre as suas decisões de gastos e poupanças futuras. Estas, por sua vez, constituem-se em indicadores úteis na antecipação dos rumos de curto prazo da economia. Dentre os quesitos que utilizaremos em nossa análise referentes à pesquisa está o Indicador de Poupança e o Indicador que mede a Intenção de Compras de Bens Duráveis nos seis meses seguintes. Sua formulação é descrita abaixo:

$$\text{Indicador de Poupança}_t = 100 + RF_t - RD_t$$

Onde;

RF_t é o percentual, medido pela frequência relativa, de consumidores que estão poupando na comparação entre receitas e despesas da família;

RD_t é o percentual, medido pela frequência relativa, dos consumidores que se julgam endividados.

O Indicador que mede o ímpeto para comprar bens duráveis nos próximos seis meses é medido pela diferença entre o percentual dos consumidores com intenção de comprar *mais*, dos que julgam que os gastos serão menores nos seis meses seguintes em relação aos seis meses anteriores.

$$\text{Indicador de Intenção de Compras de Bens Duráveis}_{t+6} = 100 + RF_{t+6} - RD_{t+6}$$

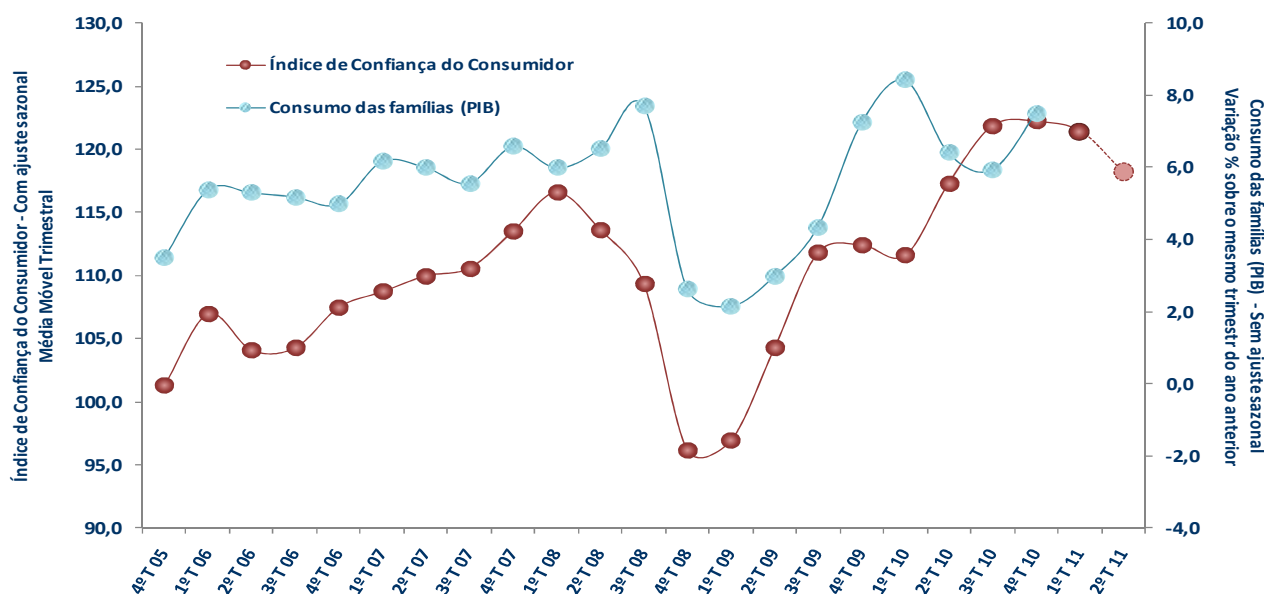
RF_{t+6} é o percentual, medido pela frequência relativa, de consumidores que pretendem comprar mais bens duráveis nos próximos seis meses;

RD_{t+6} é o percentual, medido pela frequência relativa, dos consumidores que projetam comprar menos bens duráveis nos próximos seis meses.

Os quesitos fornecem indicadores com elevado poder de explicação em relação a variáveis macroeconômicas tradicionais, tais como desemprego, consumo das famílias e inadimplência. Esta capacidade é medida pela aderência dos indicadores qualitativos aos agregados macroeconômicos oficiais motivando a utilização destas variáveis em nossa análise.

O indicador que mede o ímpeto para compra de bens duráveis é um quesito importante na evolução do Índice de Confiança do Consumidor que pode ser considerado como elemento fundamental na explicação e antecipação direta da evolução do nível de consumo e indiretamente da demanda agregada.

Gráfico 1 - ICC e PIB pela ótica do consumo das famílias



Fonte: FGV/IBRE, elaborado pelo autor.

O Gráfico 1 revela uma forte relação entre as expectativas dos consumidores e o nível de atividade brasileira o que vem estimulando pesquisadores à validação de sua capacidade preditiva como *proxy* do consumo das famílias, que é responsável por quase 60% do PIB segundo a ótica da demanda. A análise da série do Índice de Confiança dos Consumidores com o PIB apresenta alta correlação (0.73) conforme pode ser observado no referido gráfico.

2.2 SOBRE O CONSUMO DE BENS DURÁVEIS

O consumo das famílias é item importante na economia brasileira, sendo, portanto a disposição para compras num horizonte temporal de seis meses fator relevante para decisões de políticas públicas. Esta subseção apresenta um breve histórico sobre as vendas de duráveis para mostrar a aderência da variável que mede a disposição de gastar dos consumidores com Indicador de Vendas de Duráveis extraídos da Pesquisa Mensal de Comércio (PMC) produzida pelo IBGE.

O crescimento da renda vem tornando a classe média o extrato social dominante no país. A expansão do crédito em razão de taxas de juros menores elevou o poder de compra dessa classe entre 2006 e março de 2008 (NERI, 2009), quando atingiu um dos maiores níveis observados de vendas de duráveis. A partir de julho de 2008, os reflexos da crise financeira internacional interromperam a trajetória ascendente do consumo.

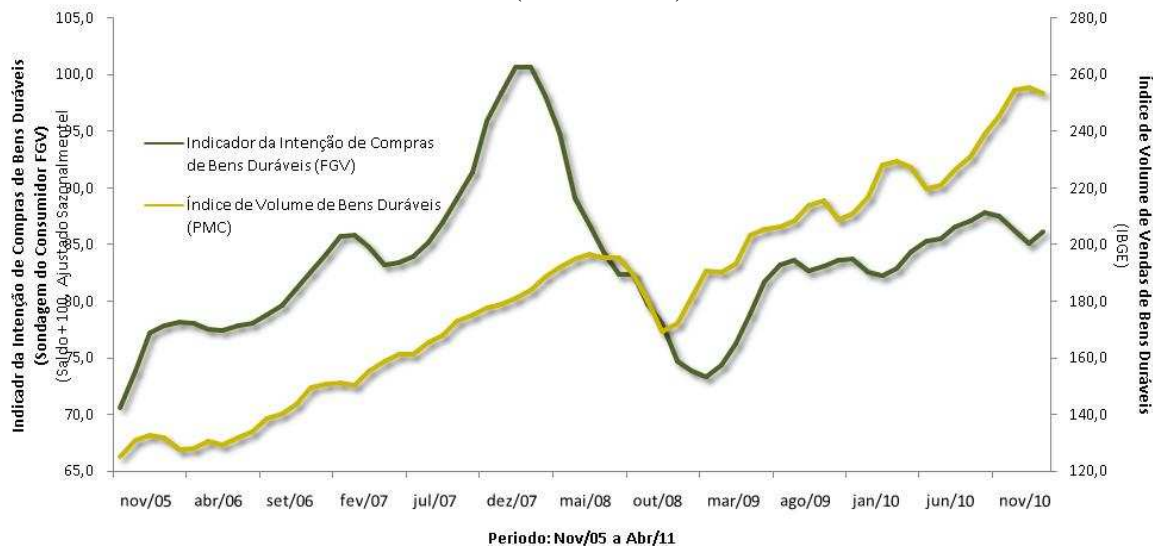
A partir de setembro de 2008, quando a crise atinge efetivamente o mercado brasileiro, restrições ao crédito e incerteza com relação aos rumos da economia são os principais entraves. No início de 2009, a expansão das vendas decorreu num primeiro momento apenas da recuperação de compras advindas de consumo represado pela falta de crédito e pela diminuição da confiança verificadas durante o quarto trimestre de 2008.

A política fiscal expansionista adotada pelo governo através da isenção de IPI dos bens duráveis de “linha branca” teve impacto expressivo sobre as vendas do setor, um dos mais afetados pela crise financeira internacional. Uma parcela crescente das compras passou a ser atribuída à antecipação de consumo para aproveitamento de preços favoráveis ao longo de 2009, tendo em vista a expectativa de proximidade do final do período de isenções fiscais.

Em fevereiro e março de 2010, os indicadores mais tempestivos de nível de atividade pareciam mostrar uma nova aceleração das vendas e produção, novamente influenciadas pela antecipação de consumo, face à expectativa de retirada dos benefícios remanescentes. A partir de abril de 2010, o IPI reduzido para duráveis foi mantido de forma restrita quase que exclusivamente a produtos que economizam energia ou são pouco poluentes.

A expectativa, e posteriormente a retirada de alguns benefícios, provocaram uma primeira rodada de desaceleração de produção e de vendas de duráveis. O gráfico abaixo mostra a evolução do *Indicador de Intenção de Compras de Bens Duráveis* (Sondagem do Consumidor) e de *Venda de Duráveis no Comércio* (PMC Duráveis¹, IBGE). A desaceleração de produção e vendas de duráveis durou apenas alguns meses.

Gráfico 2- Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis (Sondagem do Consumidor-FGV) e Índice de Volume de Vendas de Bens Duráveis (PMC-IBGE) - Média Móvel Trimestral



Fonte: FGV/IBRE, elaborado pelo autor.

A hipótese sugerida por alguns economistas para esse fator seria que a retirada gradual dos benefícios distribuiu ao longo do tempo o ajuste orçamentário das famílias. O consumidor brasileiro, relativamente conservador e pouco acostumado a gerenciar níveis de endividamento elevados, aproveitou a contínua melhora do mercado de trabalho e dos rendimentos para recuperar o equilíbrio orçamentário.

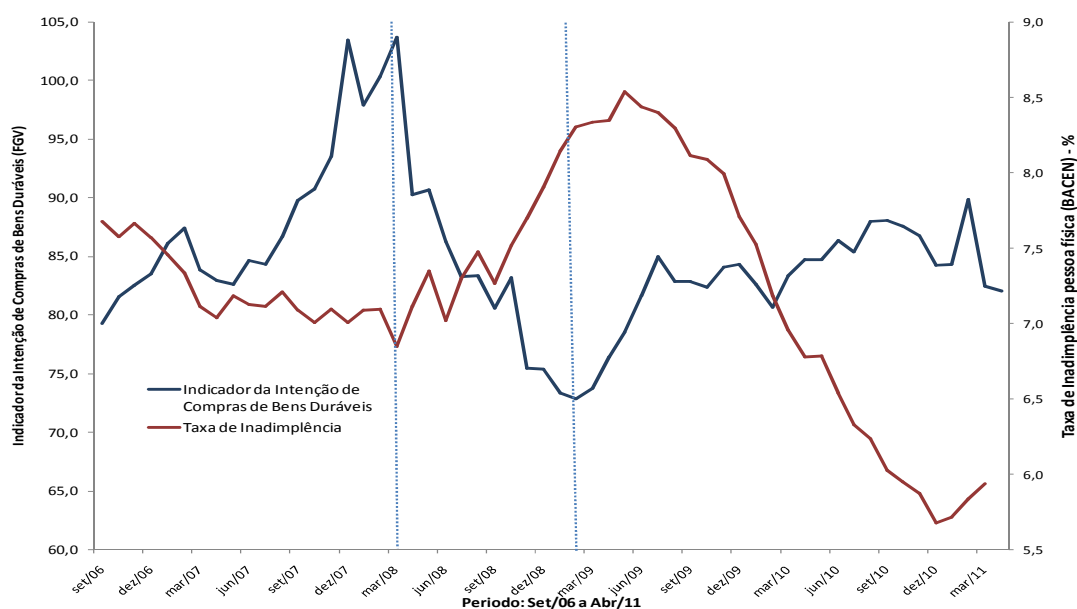
¹ Indicador combinado de vendas de *Veículos, Motos, partes e peças, móveis e eletroeletrônicos*, elaborado pelo IBRE/FGV a partir de dados da Pesquisa Mensal do Comércio – PMC, do IBGE.

Apesar da avaliação favorável do consumidor em relação ao ambiente econômico geral e ao mercado de trabalho, o indicador de ímpeto para compras de duráveis nos meses seguintes não retornou ao patamar verificado ao final de 2007 e início de 2008.

Além das condições gerais de crédito, do custo do dinheiro e de crescimento econômico, este indicador vem apresentando um histórico de associação (negativa) com os níveis de inadimplência da pessoa física, conforme se observa no gráfico 3 abaixo em que comparamos a evolução recente da Taxa de Inadimplência de Pessoa Física (BACEN) e do Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis (FGV).

A evolução do Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis, expresso em pontos, no eixo da direita, teve seu melhor momento na virada entre 2007 e 2008, quando as condições de crédito eram favoráveis, a taxa de juros relativamente baixa, a economia crescia fortemente e a Taxa de Inadimplência pessoa física situava-se abaixo dos 7,2% médios do período pós 2003.

Gráfico 3- Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis (FGV) e Taxa de Inadimplência Pessoa Física (BACEN)



Fonte: FGV/IBRE, elaborado pelo autor.

A partir de março daquele ano, o ímpeto de compras começou a perder força, convergindo, para o patamar próximo ao de sua média histórica, em torno de 83 pontos, em agosto de 2008. Este primeiro movimento parecia estar mais relacionado às questões do próprio ciclo de endividamento das famílias do que com as expectativas relacionadas à economia, embora nas faixas de renda mais altas, a crise americana já influenciasse nas expectativas para os meses seguintes.

Com a crise internacional e seu reflexo sobre as condições de crédito e o crescimento econômico, o indicador de compras continuou em queda até atingir 72,9 pontos em fevereiro de 2009, nível próximo ao recorde de baixa, registrado em setembro de 2005 (66,5 pontos). Paralelamente, a partir de junho de 2008, a Taxa de Inadimplência iniciou um movimento de alta até atingir 8,5% em maio de 2009, o maior nível registrado a partir de 2003.

Com as medidas de isenção do IPI adotadas no primeiro trimestre de 2009, o ímpeto de compras ficou limitado pelo estado geral da economia e pelo nível de inadimplência elevado. A diminuição gradual da inadimplência pessoa física a partir de maio daquele ano não surtiu efeito sobre o ímpeto de

compras naquele momento por dois motivos: i) o nível de inadimplência ainda era elevado; ii) a perspectiva do fim do período de IPI reduzido começava a impactar as projeções de compras pelos consumidores.

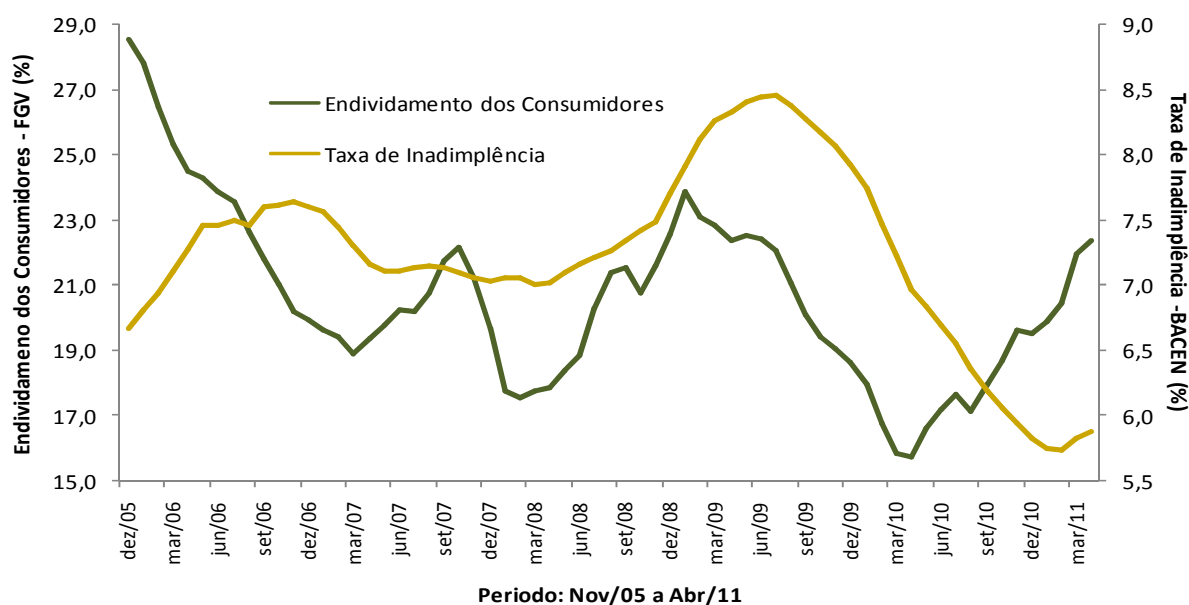
O indicador de compras de duráveis voltou a apresentar tendência de alta gradual em março de 2010 combinando o quadro de inadimplência mais baixa e absorvidos os ajustes ao fim do IPI reduzido (ao menos no terreno das previsões para o horizonte de seis meses).

O Gráfico 3 mostra que a inadimplência encontrava-se, em julho de 2010, em 6,5%, nível baixo em termos históricos, tendo ultrapassado, para baixo, a média histórica em fevereiro de 2010. O indicador de compras apresentou recuperação ao longo de 2010. A hipótese de que os indicadores pareciam apontar para um quadro semelhante ao de 2007-2008, com indicador de compras elevado e inadimplência baixa sendo possível induzir que naquele período o tempo de ajustes ao ciclo de endividamento do consumidor tinha se completado e que as vendas de duráveis retomariam gradualmente o ritmo anterior à crise de 2008.

2.3 POUPANÇA E ENDIVIDAMENTO DAS FAMÍLIAS

A aderência ilustrada graficamente entre a série de endividamento das famílias da Sondagem (percentual das famílias dizem estar se endividando) com a taxa de endividamento do Banco Central, que refere-se a inadimplência acima de 90 dias em relação ao total das operações de crédito com recursos livres, possui correlação entre as séries de 0.63 com uma defasagem de 6 meses. Evidencia-se dessa forma que a percepção dos consumidores sobre endividamento ocorre seis meses antes dela de fato se efetivar.

Gráfico 4 - Endividamento das Famílias (Sondagem do Consumidor FGV) e Taxa de Inadimplência (BACEN) – Média Móvel Trimestral



Fonte: FGV/IBRE, elaborado pelo autor.

Contudo, em 2011 o ambiente que se configura é uma combinação de confiança elevada com baixa disposição para compras de duráveis e aumento da inadimplência. Esta combinação sugere a possibilidade de ocorrência de um novo ciclo para estas componentes de consumo e poupança.

A força e a duração dessas desacelerações têm sido difíceis de se prognosticar no Brasil em função das mudanças a que o mercado vem passando recentemente, com a inclusão de novas classes de renda,

surgimento de novas modalidades de empréstimo e aumento dos prazos de financiamento. Assim sendo, este estudo se limitará a analisar as dinâmicas do consumo de bens duráveis e de poupança dos indivíduos explicitando se há mudança de comportamento e se esta dinâmica é explosiva ou dá sinais de estagnação.

3. LITERATURA RELACIONADA AO TEMA

De acordo com Desroches e Grosselin (2004), poucos estudos têm encontrado nos índices de sentimento poder explicativo significativo em relação aos fatores fundamentais da economia. Alguns pesquisadores, no entanto, têm sugerido que os índices de sentimento podem ser úteis durante grandes eventos econômicos ou políticos, pois eles tendem a apresentar trajetória diferente de outras variáveis macroeconômicas, em tais períodos.

Com base nessa hipótese, esses autores construíram um modelo de limiar simples que levou em consideração a magnitude da variação do sentimento do consumidor para previsão dos seus gastos. Testando o modelo de Campbell-Mankiw (1989), aqueles autores descobriram que o limiar do sentimento dos consumidores defasados é um bom preditor para o crescimento do consumo atual, uma vez que os resultados mostraram que as propriedades de uma equação de consumo são melhoradas.

A literatura nacional sobre consumo vem crescendo recentemente destacando Issler e Rocha (2000), Gomes, Issler e Salvato (2005) e Gomes (2005). Gomes, Issler e Salvato (2005) investigaram a evolução do consumo de bens duráveis no Brasil a partir da decisão de consumo individual e da possibilidade de existência de restrição de crédito.

Realizando testes de separabilidade, os resultados mostraram que o comportamento do consumo de bens duráveis é diferente de bens não duráveis e que existe uma relação de longo prazo (cointegração) entre o consumo de bens duráveis, não duráveis e renda. No curto prazo exibem uma dinâmica comum que podem ser em parte influenciada pela restrição à liquidez no Brasil. Ou seja, políticas que visam restringir o crédito podem provocar grande impacto sobre o consumo, e por consequência sobre o bem estar dos consumidores.

Além da restrição orçamentária, maximização da utilidade intertemporal, estoque de bens duráveis, a restrição à liquidez foi testada por Campbell em 1987, e replicada no Brasil por Cavalcanti (1993), Reus et. al. (1988) e Issler e Rocha (2000). Issler e Rocha encontraram em seus resultados que 74% da renda no Brasil pertencem a consumidores que estão restritos a consumir apenas a sua renda corrente. Além disso, seus testes evidenciaram cointegração entre consumo e renda.

Gomes (2005) analisou a evolução do consumo brasileiro confrontando três teorias distintas sobre decisão de consumo: consumidor otimizador, míope ou restrição de crédito. A primeira propõe que os consumidores otimizam seu bem estar intertemporalmente, sendo o consumo em função da taxa de juros. A segunda, miopia, que os consumidores consomem a renda corrente e a terceira de que os indivíduos não têm acesso a crédito, mas que não há restrições de acúmulo de riqueza, de forma que o consumo reage de forma assimétrica à renda. As estimativas sugeriram que os juros não são significativos, rejeitando a hipótese de comportamento otimizador. Os resultados também não confirmaram a hipótese de miopia e de restrição ao crédito. Podendo apenas observar que existe a suavização do consumo, pois em alguns anos as taxas de crescimento de consumo e renda têm sinais opostos.

Bentes (2006) procurou estudar e quantificar a relação entre a confiança do consumidor e o nível de consumo no Brasil investigando a existência de um possível sentido de causalidade dominante na relação entre o consumo e as expectativas do consumidor. Seu objetivo era também verificar se os índices de confiança contêm algum poder explicativo incremental que não pode ser observado a partir apenas da utilização de variáveis macro-fundamentadas. Os resultados da pesquisa sugerem que comparando em termos relativos

que o poder explicativo do ICC sobre o consumo total ao das demais variáveis macro-fundamentadas é válido, uma vez que apenas a capacidade explicativa do crédito se destacou em relação ao poder explicativo do ICC e às demais séries de macroeconômicas.

Em resposta à questão levantada por Matsusaka e Sbordone (1995) o pessimismo dos consumidores quanto às perspectivas futuras, mesmo que não fundamentadas economicamente podem provocar impactos significativos sobre o nível de atividade através dos gastos destes agentes.

Testando as hipóteses também de Katona (1975) na estimação da função consumo, Malgarini e Margani (2007) mostraram que o sentimento do consumidor parece desempenhar papel importante na explicação de padrões de consumo das famílias italianas mesmo depois de controlar a função da renda disponível e outras variáveis macroeconômicas possivelmente correlacionadas com a despesa. Os autores salientaram ainda a possibilidade de aspectos psicológicos influenciarem especialmente as decisões de consumo da "classe média". De acordo com seus resultados eles concluem que cerca de 30% do consumo pode ser explicadas pelas variáveis macroeconômicas confirmando que a confiança do consumidor contém informações que não podem ser extraídas por padrão as variáveis quantitativas. Além disso, acontecimentos políticos e extraordinários influenciam significativamente o Indicador de Confiança dos Consumidores, contudo afetando grupos de famílias de forma heterogênea, confirmando que o papel da psicologia pode ser influenciado por características sócio-demográficas dos consumidores.

Mais recentemente, Khalifa, Seck e Tobing (2010), avaliaram os efeitos da riqueza financeira sobre o comportamento de consumo das famílias. Utilizando a técnica de estimativa limiar desenvolvido em Hansen (1999) dividiu-se a amostra endogenamente por níveis de renda e estimou-se os efeitos de cada categoria de rendimentos. Usando o denominado Painel de Estudo da dinâmica da renda em 2001, 2003 e 2005, os resultados sugerem que existe um limiar de nível de renda de quase 130.000 dólares, abaixo do qual o efeito riqueza financeira é insignificante. Os resultados reforçam a noção de que os agregados familiares com baixos níveis de renda tendem a limitar o seu consumo fora da riqueza financeira, diferente daqueles com maiores níveis de renda.

A abordagem seguida neste trabalho segue as propostas empíricas e almeja contribuir com esta vasta literatura aplicando dados de pesquisas qualitativas a um modelo econométrico em forma reduzida que permita caracterizar a dinâmica e a natureza do processo estocástico que descreve as trajetórias do consumo de bens duráveis e de poupança do consumidor brasileiro. A técnica proposta permitirá identificar se existe uma mudança de dinâmica no comportamento do consumidor em relação a estas variáveis e identificar de a eventual mudança de dinâmica ou eventual saturação da capacidade de consumir e poupar estão relacionados a momentos de instabilidade econômica.

4. ASPECTOS METODOLÓGICOS

4.1 BASE DE DADOS

Dados da Fundação Getulio Vargas² da Sondagem de Expectativas do Consumidor sobre Intenção de Compras de Bens Duráveis e Poupança dos consumidores brasileiros entre setembro de 2005 e abril de 2011 foram utilizados para condução do exercício empírico fundamentado no modelo auto-regressivo com valor limite endógeno proposto por Caner e Hansen (2001), cujos principais pontos da teoria seguem adiante.

Dentre as variáveis que compõem a pesquisa utilizaremos o Indicador que mede a Intenção de Compras de Bens Duráveis para os seis meses seguintes comparado aos seis meses anteriores, mais especificamente se os gastos serão maiores, iguais ou menores. São considerados bens duráveis:

² www.fgvdados.br

eletroeletrônicos, utilidades domésticas e outros, exceto automóveis e imóveis. O indicador mede a diferença percentual entre as respostas favoráveis menos desfavoráveis mais 100.

Além deste indicador qualitativo, será utilizado outro que mede a poupança, sob a ótica da situação financeira familiar. Neste caso são comparadas receitas e despesas e infere-se se a família está poupando, se mantendo em equilíbrio ou endividando-se. A amostra compreende um total de 65 observações mensais no período descrito.

4.2 O MODELO ECONOMETRICO

O objetivo central da dissertação consiste em captar se existe uma mudança de padrão no consumo e na capacidade de poupança do consumidor brasileiro, para tanto, considera-se plenamente adequada uma adaptação do modelo auto-regressivo com valor limite (*Threshold Autoregressive Model*). O modelo introduzido por Caner e Hansen (2001), permite, simultaneamente, analisar a estacionaridade e a possibilidade de mudança de regime nas séries temporais de intenção de consumo de bens duráveis e de poupança selecionadas. Para cada uma delas será estimada a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

com $t = 1, \dots, T$ e onde $x_{t-1} = (y_{t-1}, r_t', \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I(\cdot)$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$, ε_t é um erro independente e identicamente distribuído (i.i.d), $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$, r_t é um vetor de componentes determinísticos incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear e λ é o parâmetro que representa o valor limite (*threshold*). Tal parâmetro é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, onde λ_1 e λ_2 são escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1, \pi_1 > 0$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2, \pi_2 < 1$. Assume-se que π_1 e π_2 são simétricos, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$, impondo, portanto, a restrição que nenhum regime terá menos que $\pi_1\%$ das observações. Caner e Hansen (2001) sugerem que $\pi_1 = 0,15$, aceitando, porém os limites de 5 ou 10% no percentual mínimo de observações³.

Por fim, define-se $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

A opção por um modelo que permite a classificação das observações em dois regimes se mostra adequada à consecução do objetivo proposto no estudo, haja vista que o interesse consiste apenas em verificar uma mudança de padrão de consumo e poupança dos consumidores brasileiros e não estimar a função consumo, poupança ou demanda. Tecnicamente, a opção por um modelo econométrico que permitiria a definição de múltiplos regimes pode implicar em estimativas inconsistentes, haja vista o diminuto número de observações que poderiam compor cada regime.

O modelo 1 é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para implementar MQO na equação (1), Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

³ Como a amostra utilizada no estudo possui 65 observações, nenhum regime deverá ter menos que 3 observações (5%), após as defasagens o modelo cujos resultados seguem na seção 4 foi estimado com um mínimo de 6 e 5 observações para poupança e consumo no regime 2.

1. Para cada $\lambda \in \Lambda$ o modelo 1 é estimado por MQO, ou seja, para cada $\lambda \in \Lambda$ tem-se:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} \mathbf{I}_{(z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} \mathbf{I}_{(z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad (2)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2$$

2. Estimar o valor limite, λ , minimizando $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, ou seja;

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

3. Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} \mathbf{I}_{(z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} \mathbf{I}_{(z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

com

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (3.2)$$

As estimativas das equações (3.1) e (3.2) são de suma importância para o propósito deste estudo, pois serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros do modelo 1 através de estatísticas de teste, tais como a estatística t e a de *Wald* descritas a seguir.

4.3 INVESTIGANDO A DINÂMICA DAS VARIÁVEIS SELECIONADAS

Investigar a mudança de dinâmica implica em testar, no modelo 1, se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$. De outro modo, note que, na presença de linearidade, a regressão 3.1 torna-se igual à famosa regressão ADF (*Augmented Dickey-Fuller*).

Um dos principais propósitos do estudo é verificar se a intenção de consumo ou poupança possuem dinâmica não-linear, testando a estacionaridade do processo descrito pela mesma via teste tradicional de raiz unitária ADF pode nos levar a resultados imprecisos. Por este motivo, o resultado será apresentado no estudo por um teste consistente para investigar a dinâmica do consumo e da poupança.

Caner e Hansen (2001) propuseram, para tal, a seguinte estatística de teste:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda)$$

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima o

modelo 1 impondo $H_0 : \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionaridade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida a priori, Caner e Hansen sugerem calcular os valores críticos por *bootstrap* assumindo $\rho = 0$ e $\rho < 0$ e usar o valor crítico mais conservador, ou seja, o maior *p-value*.

Portanto, esta será a estratégia utilizada neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade; $H_0 : \theta_1 = \theta_2$.

4.4 TESTANDO A HIPÓTESE DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELOS NÃO-LINEARES

No modelo 1, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 controlam a estacionaridade do processo y_t . Assim, y_t será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural seria $H_1 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, sugerindo que o processo y_t é estacionário nos dois regimes. Contudo, existe ainda uma possibilidade intermediária chamada de raiz unitária parcial:

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases}$$

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes⁴ para investigar a estacionaridade do consumo e da poupança são então realizados: um teste de raiz unitária global e dois testes para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 , respectivamente.

Tal discriminação é extremamente importante, pois nos permite examinar se o comportamento do consumidor brasileiro segundo estas duas variáveis seguiu uma dinâmica diferente (de estacionário para não estacionário ou vice-versa) depois que atinge certo valor limite, λ . A hipótese de que isso ocorreria pelo surgimento de uma nova classe de consumidores resultante do crescimento econômico recente.

5.1 RESULTADOS PARA A CAPACIDADE DE POUPANÇA

A partir da metodologia descrita na seção 4, as tabelas 1 e 2 sumarizam os resultados para os testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações do modelo irrestrito⁵ nos dois regimes⁶, o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número de defasagens ótimo⁷ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$ ⁸, o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF⁹ (equação 1), e os valores críticos¹⁰ para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado usando um programa escrito em GAUSS.

⁴ Ver detalhes no apêndice.

⁵ O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

⁶ Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

⁷ A escolha de “ m ” é realizada a partir do valor que maximiza W_T . Mais detalhes sobre estimação de “ m ” estão em Caner e Hansen (2001).

⁸ É importante observar que a variável limiar não precisa ser apenas a poupança. Poderíamos utilizar apenas a taxa, mas acredita-se que o nível considerado desejável pode variar de acordo com o momento econômico, já a variação do indicador em cada momento é que deve ser a métrica da autoridade monetária para eventuais intervenções e por isso esta foi a variável escolhida na análise. Outro ponto é que se sabe que a não rejeição da hipótese de linearidade pode ser causada pelo uso de uma variável limiar que não seja estritamente estacionária sob H_0 .

⁹ Calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico – “general to specific”).

¹⁰ Ver valor em (***) na nota abaixo de cada tabela.

Tabela 1: Resultados do Modelo Irrestrito e Teste de Linearidade do Indicador de Poupança

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 3,60$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	7,66	6,40	70,0	27,9	4,73	0,300
y_{t-1}	-0,0750	0,0665	-1,02	0,333	7,76	0,0500
Δy_{t-1}	-0,272	0,140	5,38	3,0	3,54	0,150
Δy_{t-2}	-0,204	0,119	-3,00	1,17	5,62	0,0800
Observações	59		6			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					16,9(+)	0,050
Nº. de Observações						65

Fonte: Estimativas dos autores. Notas: (**) Não significativa a 5%. (+) Valor Crítico a 5% = 16,5.

Entender o comportamento da poupança não é somente uma observação entre a decisão de consumo e poupança, mas sim uma relevante estratégica político-econômica. Ao analisar uma série temporal é necessário retirar a tendência e trabalhar com sua taxa de crescimento que dependerá dos choques no presente e no passado, porém nota-se que no Brasil não há uma tendência clara de sazonalidade mesmo após a estabilização econômica.

Inicialmente observa-se que dinâmica de poupança brasileira no Brasil é não linear, o teste conjunto de linearidade apresenta estatística superior ao valor crítico com nível de significância de 5%, rejeita-se, portanto a hipótese de linearidade conjunta da série, o que sugere mudança de padrão no comportamento do consumidor brasileiro em relação a poupança. Ademais, a tabela 1 indica um número ótimo de defasagens (m) igual a 1 e um valor limite, $\hat{\lambda}$, de 3,60.

Conseqüentemente, na equação (1) obtém-se $Z_t = y_t - y_{t-1}$, de onde se verifica que variações inferiores à 3,60 pontos percentuais (p.p) no crescimento do indicador de poupança caracterizam as observações no regime 1, e variações superiores a esse percentual definem as observações do regime 2.

Os coeficientes no interior da tabela representam as estimativas da equação ADF em cada regime e, dada a diferenciação já constatada através do teste de Wald de linearidade, perde-se importância a comparação das estimativas nos dois regimes, mesmo quando estatisticamente significantes. Ademais, ressalta-se que de acordo com os testes de Wald para igualdade dos coeficientes há divergência entre os coeficientes da defasagem e da segunda diferença nos dois regimes.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, é necessário investigar a presença de raiz unitária no Indicador de Poupança. Calculamos as estatísticas R_{IT} , t_1 e t_2 para $m=1$ e reportamos tanto os p-valores assintóticos como também os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*” cujo propósito é de reduzir o desvio e promover desvios padrão mais confiáveis. Mesmo com uma amostra de 65 observações após as defasagens utilizadas, a opção por uma frequência mensal faz com que os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*” possam ser particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes do Indicador de Poupança

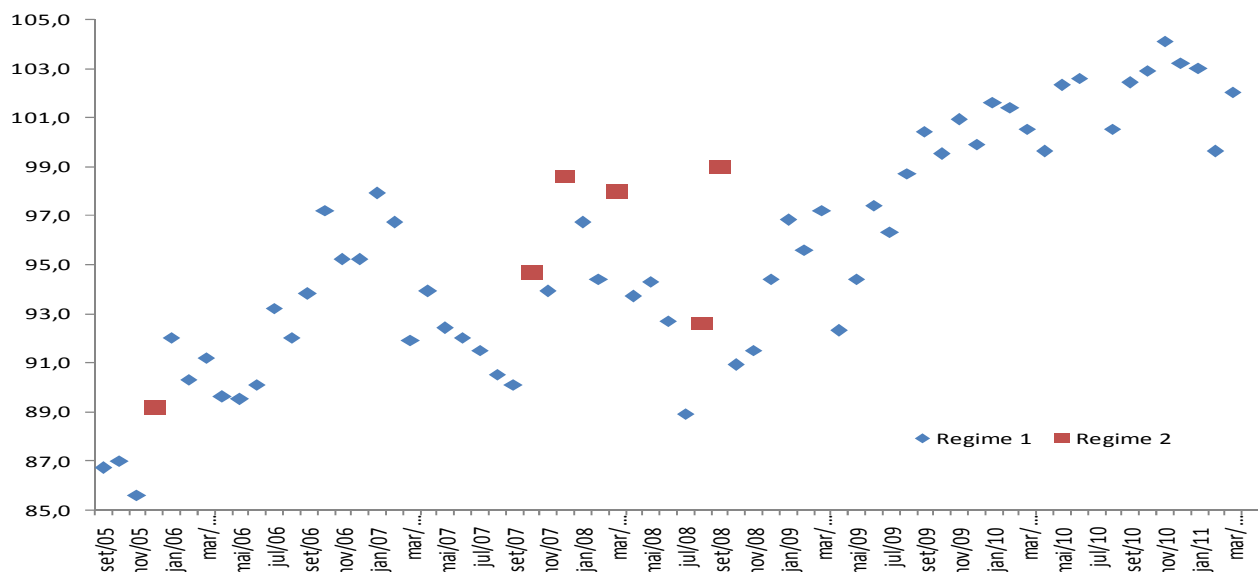
Testes	Estatística	p-valor	
		Assintótico	Bootstrap
R_{IT}	10,7	0,106	0,080
t_1	1,59	0,836	0,530
t_2	3,15	0,0806	0,030

Fonte: Estimativas dos autores.

De acordo com o resultado da estatística R_{IT} , significativa a 5%, a taxa de crescimento do indicador de poupança é não estacionária com valores críticos calculados por *bootstrap*. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 2, ou seja, a série nesse regime é estacionária significando que no regime 2 há uma estagnação do crescimento da poupança. No regime 1, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, ou seja, ela é não estacionária com tendência explosiva.

Dessa forma, os resultados nos mostram que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada o regime 2, enquanto na série completa e no regime 1 tal hipótese não pode ser rejeitada. Dessa forma, variações percentuais inferior a 3,6 p.p., valor limite para o regime 1, essa variável segue um processo não estacionário indicando que o nível de poupança não deve ser preocupação da autoridade monetária uma vez que a teoria econômica afirma que crescimento econômico está relacionado a níveis de poupança elevados. Não obstante, para variações superiores a 3,60 p.p., o processo descrito é estacionário, ou seja, a dinâmica de poupança é não-linear com raiz unitária parcial.

Gráfico 5 - Regime 1 e Regime 2 da Capacidade de Poupança



Fonte: Estimativas dos autores

Tabela 3: Observações sobre o Regime 2 da Capacidade de Poupança

Ano	Observações no Regime 2	Meses
2005	1	dez
2007	2	out; dez
2008	3	mar; ago; set
2011	0	

Fonte: Estimativas dos autores

O ano de 2005 foi um período de desaceleração em relação a 2004 com crescimento do PIB de apenas 2,3%, inferior a média da América Latina. Esse desempenho fraco decorreu-se pela desaceleração dos investimentos, da indústria de transformação e da agropecuária e principalmente pelo consumo das famílias cuja evolução favorável decorreu pelo aumento do crédito e da massa salarial.

O cenário uma política monetária mais cautelosa para controle da inflação, juros altos e crise política afetou a confiança dos consumidores. O resultado do trabalho apresenta uma mudança de comportamento do consumidor em relação à capacidade de poupança em dezembro de 2005 que pode ser corroborada pelo aumento da taxa de inadimplência de pessoa física nos 5 meses seguintes.

Como já citado anteriormente entre 2006 e 2008, houve expansão do crédito principalmente para pessoas físicas com taxas de juros menores. O crescimento da renda corroborando a teoria econômica permitiu elevação dos níveis de poupança durante 2007 com indícios de ruptura na tendência de crescimento a partir de novembro e janeiro de 2008 após as eleições presidenciais.

A capacidade de poupar do consumidor apresentou sinais de estagnação em março de 2008, quando consumo e venda de bens duráveis atingia os maiores níveis observados confirmando a hipótese levantada de necessidade de ajuste orçamentário dos consumidores após período de expansão do consumo. Após esse limiar a taxa de inadimplência aumentou por dois meses consecutivos.

A mudança de comportamento do consumidor se tornando menos poupador e mais endividado ocorre novamente em julho e setembro de 2008, quando efetivamente a crise financeira atinge o mercado brasileiro. A incerteza com relação ao futuro econômico brasileiro e nove meses consecutivos de elevação das taxas de inadimplência de pessoas físicas corroboram que a mudança de comportamento trouxe conseqüências nos meses seguintes.

5.2 PARA A CAPACIDADE DE COMPRA DE BENS DURÁVEIS

Tabela 4: Resultados do Modelo Irrestrito e Teste de Linearidade do Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 3,30$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	-2,95	4,88	20,4	10,1	4,33	0,410
y_{t-1}	0,0422	0,0585	-0,362	0,107	11,0	0,0300
Δy_{t-1}	0,174	0,113	0,663	0,409	1,33	0,470
Δy_{t-2}	0,241	0,0995	1,47	1,06	1,32	0,410
Observações	60		5			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					42,2+	0,000
Nº. de Observações					65	

Fonte: Estimativas dos autores. Notas: (**) Não significante a 5%. (+) Valor Crítico a 1% = 23,8

O mesmo tipo de análise de resultados se aplica a dinâmica da intenção de comprar bens duráveis no Brasil. Observa-se pelo teste conjunto de linearidade que dinâmica de intenção de consumo no Brasil é não linear, sugerindo mudança no padrão no consumo de bens duráveis. A tabela 4 indica um número ótimo de defasagens (m) igual a 1 e um valor limite, $\hat{\lambda}$, de 3,30. Conseqüentemente, na equação (1) obtém-se $Z_t = y_t - y_{t-1}$, de onde se verifica que variações inferiores a 3,30 pontos diferença entre o

Indicador da Intenção de Comprar de Bens Duráveis ao mês irão configurar as observações inseridas no regime 1, enquanto oscilações superiores a este limiar irão definir observações do regime 2.

Os coeficientes no interior da tabela representam as estimativas da equação ADF em cada regime e, dada a diferenciação já constatada através do teste de Wald de linearidade, perde-se importância a comparação das estimativas nos dois regimes, mesmo quando estatisticamente significantes.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, investigamos a presença de raiz unitária no Indicador da Intenção de Comprar Bens Duráveis. Calculamos as estatísticas R_{IT} , t_1 e t_2 para $m=1$ e reportamos tanto os p-valores assintóticos como também os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*”. A amostra de mesmo tamanho da série de poupança, com 65 observações, após as defasagens utilizadas, a opção por uma frequência mensal faz com que os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*” possam ser particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 5.

Tabela 5: Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes do Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis

Testes	Estatística	p-valor	
		Assintótico	Bootstrap
R_{IT}	13,1	0,0440	0,110
t_1	-0,713	0,917	0,900
t_2	3,62	0,0195	0,0500

Fonte: Estimativas dos autores

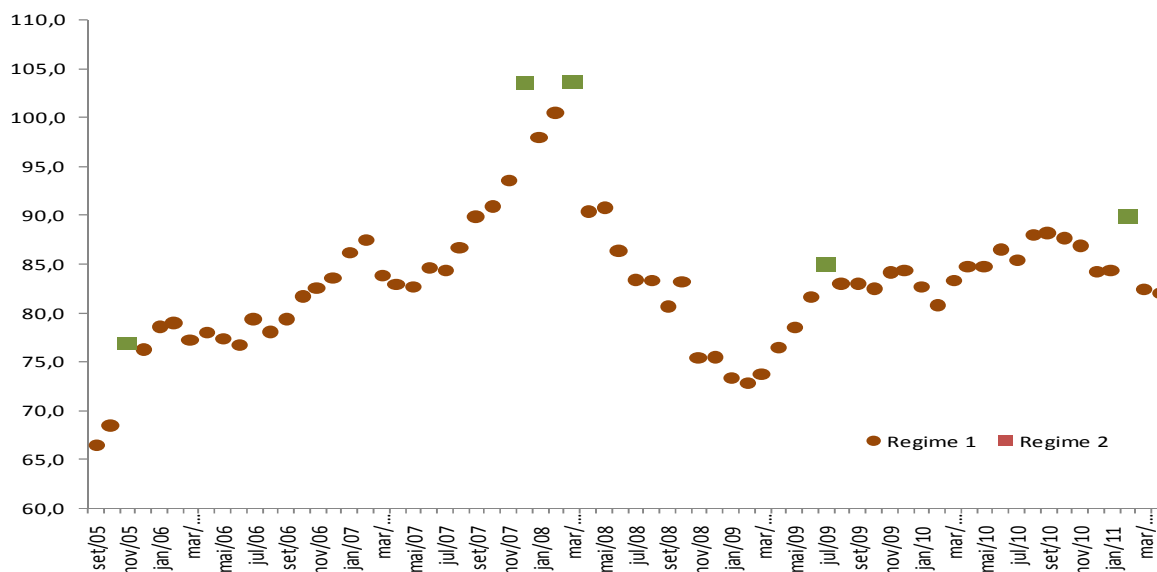
Dessa forma, os resultados na Tabela 5 nos mostram que a hipótese nula da existência de raiz unitária é sustentada (não pode ser rejeitada) para a série como um todo e para o regime 1, enquanto no regime 2 tal hipótese pode ser rejeitada.

Em outras palavras, de acordo com o resultado da estatística R_{IT} é significativa a 10%, ou seja, a dinâmica de consumo de bens duráveis segue uma dinâmica não estacionária considerando os valores críticos calculados por *bootstrap*. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 2, onde o consumo se apresenta numa tendência estacionária. No regime 1, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, o consumo de bens duráveis é não estacionário

Sendo assim, variações percentuais inferiores a 3,3 p.p., valor limite para o regime 1, essa variável segue um processo não estacionário indicando que o nível de consumo não deve ser obstado de alguma política intervencionista específica, exceto em casos relacionados a contenção de inflação de demanda, cujo propósito seja reduzir o consumo. Não obstante, para variações superiores a 3,30 p.p., o processo descrito é estacionário.

Desta forma, a dinâmica de consumo é não-linear com raiz unitária parcial o que pode afetar o crescimento econômico visto que o consumo das famílias é variável relevante na determinação do PIB e conseqüentemente do crescimento econômico do país, devendo, portanto ser alvo de políticas intervencionistas.

Gráfico 6- Regime 1 e Regime 2 da Capacidade de Consumo de Bens Duráveis



Fonte: Estimativas dos autores

Tabela 6: Observações sobre o Regime 2 da Capacidade de Consumo de Bens Duráveis

Ano	Observações no Regime 2	Meses
2005	1	Nov
2007	1	dez
2008	1	mar
2009	1	jul
2011	1	fev

Fonte: Estimativas dos autores

Em 2005, mesmo com taxa de juros na ordem de 19% a.a. e escândalos como mensalão e CPI's, o consumo das famílias foi fator primordial para sustentação da economia. Em novembro de 2005, o Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis atingiu valor limite dando sinais que a capacidade de consumo estacionaria no período posterior.

O modelo indicou mudança de regime no final de 2007 mais especificamente em dezembro, após um período de crescimento econômico sustentado por investimento, consumo e crescimento da renda. E posteriormente em março de 2008, quando consumo de duráveis atingia um dos níveis mais altos da série.

Em 2009, a expansão da massa salarial e aumento do crédito retomaram sua trajetória ascendente, embora a taxas menores do que antes da crise fizeram com que o consumo das famílias aumentasse sua participação no PIB nacional. Em julho de 2009, uma variação acima do limiar significou mudança de comportamento do consumidor sobre compras tornando-o estacionário no período seguinte corroborando a hipótese de limitação orçamentária após o período de incentivos fiscais.

Em 2011, o limiar ocorre em fevereiro, segundo mês após aperto da política monetária que elevou a taxa de juros Selic pelo segundo mês consecutivo com o objetivo de controlar a inflação por demanda através da desaceleração dos gastos dos consumidores. Os resultados mostram que a política vem se mostrando eficaz uma vez que há uma mudança no comportamento dos consumidores no período seguinte.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho contribui com a literatura sobre a dinâmica do consumo e poupança por utilizar variáveis qualitativas da Sondagem de Expectativas do Consumidor (FGV) em um modelo auto-regressivo com valor limite endógeno (*Threshold Autoregressive Model*) introduzido por Caner e Hansen (2001) que permite testar, simultaneamente, a existência de mudança de regime e estacionaridade para os indicadores de Poupança e Intenção de Compras de Bens Duráveis escolhidos na análise.

Análises preliminares atestaram a relevância dos dados qualitativos utilizados na pesquisa e sua boa aderência aos agregados macroeconômicos tradicionais, fato que estimula o uso destas pesquisas que provêm informações com maior tempestividade e são amplamente citadas na literatura internacional.

Os resultados das estimações para o modelo auto-regressivo com valor limite endógeno permitiram constatar que: i) os indicadores de Poupança e Intenção de Compras de Bens Duráveis seguem uma dinâmica não-linear e não estacionária globalmente; iii) no período analisado, para variações inferiores a 3,6 p.p. no Indicador de Poupança e 3,3 p.p. no Indicador da Intenção de Compras de Bens Duráveis, a tendência apresentada é não explosiva, mas para variações superiores a esses limiares a capacidade de poupança e consumo se tornam estacionários.

A combinação dos resultados que atestam a mudança de dinâmica com a possibilidade de raiz unitária parcial permitem classificar momentos de saturação da capacidade dos indivíduos tanto em relação à poupança quanto ao consumo de bens duráveis. Estes períodos de saturação estariam ainda associados à incertezas na economia local e no cenário externo.

Finalmente, ressalta-se a importância das estimativas obtidas para os limiares em cada indicador como objeto de análise por parte da autoridade monetária enquanto promotora do crescimento econômico e mantenedora da estabilidade econômica.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alesina, A., Wagner, A. (2002) “Choosing (and Reneging On) Exchange Rate Regimes. NBER Working Paper series, 9809, June.
- Antonides, G., Van Raaij, W.F. (1988). *Consumer Behavior: A European Perspective*, Chichester, John Wiley.
- Arestis, P., Cipollini, A., Fattouh, B. (2004). “Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit”. *Economic Inquiry*, v.42, 214-222.
- Bentes, Fabio Gomes Morand. “O Poder Preditivo do Índice de Confiança d Consumidor no Brasil: Uma Análise através de Vetores Autorregressivos.” Rio de Janeiro, março de 2006.
- Campbell, J. & Mankiw, G. (1989). Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. In Blanchard, O. J. & Fischer, S., editors, National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, pages 185–216. MIT Press, Cambridge, MA.
- Caner, M., Hansen, B. E. (2001). “Threshold Autoregression with a Unit Root.” *Econometrica*, v.69, 1555-1596.
- Desroches, Brigitte and Gosselin, Marc-André. “Evaluating threshold effects in consumer sentiment.” *Southern Economic Journal* 70, n. 4 (2004): 942-952.
- Fundação Getulio Vargas, Indicadores Econômicos, fgvdados, www.fgvdados.br FGV-100.
- Gomes, F.A.R., Issler, J.V., Salvato, M.A. (2005). “Principais Características do Consumo de Bens Duráveis no Brasil e Testes de Separabilidade entre Duráveis e Não Duráveis”. *Revista Brasileira de Economia*, Jan/Mar2005, 59(1):33-60.
- Hall, R. E. (1978) “Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence.” *Journal of Political Economy*, vol. 86, nº 6, dezembro.
- Hansen, B.E. (1996). “Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis.” *Econometrica*, v.64, 413-430.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *IPEADATA*. www.ipeadata.gov.br
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estatísticas Econômicas* www.ibge.gov.br
- Khalifa, Sherif, Ousmane Seck, e Elwin Tobing. “Financial Wealth Effect: Evidence from Threshold Estimation.” 26 de Setembro de 2010.
- Katona, George. 1975. *Economia Psicológica*. New York: Elsevier Scientific Publishing Company
- Malgarini, M., Margani, P. (2007). “Psychology, consumer sentiment and household expenditures”, *Applied Economics*, 39:13, 1-11
- Neri, M. C. (2010). *A nova classe media: O lado brilhante dos pobres*. FGV/CPS

ANEXO I

A distinção entre H_0, H_1 e H_2 é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

- a) Uma estatística t para ρ_1 , t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 1, isto é; $H_2 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$.
- b) Uma estatística t para ρ_2 , t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 2, isto é; $H_2 : \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- c) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{IT} = t_1^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa $H_2 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.

Os valores críticos para as estatísticas R_{IT} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por “bootstrap”.

É importante mencionar que simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística R_{IT} .

Na presença de estacionaridade pura (estacionaridade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF quando existem efeitos de “*threshold*” nos outros parâmetros do modelo (1). Isto levou Caner e Hansen a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionaridade pura.