

COMPROMETIMENTO DE RENDA COM ENDIVIDAMENTO E CONSUMO DAS FAMÍLIAS: EVIDÊNCIAS DE UM TVP-VAR

Debt Service Burden and Household Consumption: Evidence from a TVP-VAR Model

Juliano Moraes Galle (Correspondente)

Docente da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR)
Juliano.galle@ufr.edu.br
<https://orcid.org/0009-0009-1843-0117> 

Amanda Portela Rodrigues

Discente da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR)
amanda.portela@aluno.ufr.edu.br
<https://orcid.org/0009-0000-1062-6750> 

A lista completa com informações dos autores está no final do artigo 

RESUMO

A relação entre endividamento e consumo é complexa no sentido de que as famílias buscam se endividar para consumir mais. Porém, suas restrições orçamentárias aumentam por causa do maior comprometimento de renda com o endividamento, o que provoca redução no consumo. Considerando bens duráveis e não duráveis, é mostrado que para níveis baixos de endividamento, choques positivos de comprometimento de renda são associados a respostas menores de redução do consumo. Quando o endividamento é alto, choques de comprometimento de renda são associados a respostas maiores de redução do consumo. Para os bens duráveis, esse resultado é mais acentuado.

PALAVRAS-CHAVE: Comprometimento da Renda. Endividamento das famílias. Consumo. Restrição orçamentária.

ABSTRACT

The relationship between debt and consumption is complex in that families seek to incur debt in order to consume more. However, their budget constraints increase due to the greater commitment of income to debt, which leads to a reduction in consumption. Considering durable and non-durable goods, we show that for low levels of debt, positive shocks to income commitment are associated with smaller reductions in consumption. When debt is high, shocks to income commitment are associated with larger reductions in consumption. For durable goods, this result is more pronounced than for non-durable goods.

KEYWORDS: Debt burden. Household Indebtedness. Consumption. Budget Constraint.

Classificação JEL: G51; E320; C20.

Recebido em: 02-04-2026. Aceito em: 26-05-2026.

1 INTRODUÇÃO

O endividamento das famílias brasileiras aumentou significativamente nos últimos 20 anos. Em 2005, representava aproximadamente 5% da renda disponível e, em 2025, aproximadamente 45%. No mesmo período, o comprometimento de renda com endividamento aumentou de cerca de 18% para 28% da renda disponível (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2025a).

Como discutido por Mora (2015) e Endo e Gomes (2023), desde o final dos anos 1990 e especialmente ao longo dos anos 2000 houve um crescimento acentuado do volume de crédito concedido às famílias brasileiras. Obviamente, na medida em que o consumidor toma empréstimos para financiar o consumo, o impacto imediato seria justamente o aumento do consumo. Assim, o crédito é positivamente associado ao consumo no presente (LUDVIGSON, 1999). No entanto, a contratação de crédito gera um aumento no endividamento das famílias e um aumento do comprometimento de renda voltado a quitação da dívida contraída, o que reduz a disponibilidade da renda futura e, consequentemente, o consumo futuro.

Mian, Sufi e Verner (2017) apontam que há uma relação positiva entre consumo e endividamento apenas no curto prazo e o endividamento das famílias antecipa um menor crescimento no produto no médio prazo. Segundo Barros et al. (2025b), para 20 economias da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), o endividamento é negativamente associado ao consumo tanto de bens duráveis como de bens não duráveis e essa relação é mais acentuada para os bens duráveis.

Para períodos de crescimento de renda, para Maki (2002) e McCarthy (1997), há uma relação positiva entre o endividamento e o consumo tal que o efeito do comprometimento de renda sobre a restrição orçamentária é pequeno. Barros et al. (2025a), fazendo uma análise distinguindo períodos de hiato positivo e negativo de produto, mostram que choques de endividamento são positivos para o consumo e maiores em períodos de hiato negativo.

Contudo, em períodos de crises econômicas, maiores níveis de endividamento são associados a maior sensibilidade do consumo das famílias às crises (DYNAN, 2012; MIAN; SUFI, 2010; KUKK, 2016; HUNT, 2015; ANDERSEN; DUUS; JENSEN, 2016). Especificamente para a economia brasileira, Garber et al. (2020) mostram que houve efeito positivo do endividamento sobre o consumo entre 2003 e 2014. Entretanto, na linha de

trabalhos como o de Dynan (2012), o endividamento afetou negativamente o consumo na recessão que ocorreu entre 2015 e 2016.

Assim, para que o endividamento seja positivamente associado ao consumo, é necessário que haja crescimento de renda suficientemente alto para que o comprometimento de renda não prejudique o consumo. O crescimento real médio anual da renda no Brasil entre junho de 2012 e junho de 2025 foi de 2,74%a.a. enquanto crescimento real médio anual dos passivos financeiros das famílias foi de 5,81%a.a. no mesmo período. Assim, o crescimento dos passivos no Brasil vem sendo maior do que o crescimento da renda tal que não parece se sustentar o cenário descrito por Maki (2002) e McCarthy (1997) para a economia brasileira.

Segundo Edelberg (2006), até o início dos anos 90, as instituições financeiras, apesar de utilizarem escalas de risco de crédito para concessão de crédito, a taxa de juros era única. Com o desenvolvimento dos sistemas de armazenamento de dados, as instituições financeiras passaram a diferenciar os juros de acordo com o risco do cliente considerando seu nível de endividamento. Segundo Diamond (1991), também por conta dos riscos de crédito, pela ótica da oferta, os prazos para pagamento de dívidas de clientes como maior nível de endividamento tendem a ser menores apesar de que os clientes associados a maiores riscos demandam operações com prazos maiores.

No presente trabalho, foi analisado o efeito do comprometimento da renda com endividamento das famílias sobre o consumo de bens duráveis e não duráveis em três momentos diferentes: (i) com baixo endividamento das famílias, em 2007, (ii) com um endividamento de magnitude intermediária, em 2013, e (iii) com o nível mais alto de endividamento desde o início da série histórica do Banco Central, em 2022. Buscou-se analisar se o comprometimento da renda com endividamento acentua a restrição orçamentária do consumidor, provocando redução no consumo, de forma mais acentuada em um cenário com maior endividamento. A razão disso, teoricamente, é que o maior endividamento estaria associado a menores prazos e maiores taxas de juros.

A separação da análise entre duráveis e não duráveis segue a análise empírica de Barros et al. (2025a) e Barros et al. (2025b) considerando que, segundo Bernanke (1985), a utilidade do consumidor é associada ao consumo dos bens não duráveis e ao estoque de bens duráveis e, com base em Hall (1978) e Mankiw (1982), teoricamente, a dinâmica do consumo de duráveis e não duráveis são diferentes por causa da depreciação.

Foi estimado um modelo de VAR (Vetores autorregressivos) com parâmetros variáveis com dados mensais entre março de 2005 e novembro de 2025. Os resultados

mostram que o comprometimento da renda das famílias é associado a uma redução no consumo de bens duráveis e não duráveis de forma mais acentuada em períodos com maior endividamento. O trabalho justifica-se pelo aumento do comprometimento da renda das famílias nos últimos anos dado o aumento do endividamento e o possível efeito negativo desse aumento sobre o consumo. Além de agregar à literatura que relaciona o endividamento ao consumo, em termos de políticas públicas, os resultados encontrados contribuem para a análise dos efeitos das políticas de incentivo ao crédito.

O artigo segue com mais quatro seções. A seguinte desenvolve um referencial teórico que justifica o maior efeito da restrição orçamentária por comprometimento de renda com endividamento para maiores níveis de endividamento. Depois são apresentados os dados utilizados nas estimações. Posteriormente, é apresentado o modelo econométrico seguido dos resultados encontrados. Finalmente, é apresentada a conclusão do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A relação entre consumo e o endividamento das famílias pode ser analisada a partir do modelo teórico de Barba e Pivetti (2009). O modelo considera a seguinte equação

$$DPI_t + NAFL_t = C_t + (NAFA_t + NAHA_t) + iFL_{t-1}$$

onde DPI representa a renda pessoal disponível bruta, $NAFL$ representa a aquisição líquida de passivos financeiros, C é o consumo pessoal, $NAFA$ é a aquisição líquida de ativos financeiros, $NAHA$ é a aquisição líquida imobiliária, i representa as taxas de juros e FL representa os passivos financeiros (aquisição de crédito). O produto iFL é, então, o valor gasto com amortização de passivos financeiros. Podemos reescrever a equação acima como

$$C_t = DPI_t + NAFL_t - (NAFA_t + NAHA_t) - iFL_{t-1}$$

Segundo essa equação, o comprometimento de renda é uma fração, i , dos passivos financeiros, FL , isto é, o fluxo de juros incidentes sobre o estoque de dívida. No modelo original, porém, não é considerado o prazo da dívida, a partir do qual, quando longo, implica numa menor fração dos passivos. No presente trabalho, o modelo de Barba e Pivetti (2009)

foi alterado com o intuito de tratar desse prazo. Da matemática financeira, substituiu-se o termo iFL_{t-1} por PMT_t representando as parcelas de um sistema de amortização do tipo *Price*, tal que

$$PMT_t(i, n) = NAFA_{t-1} \frac{(1+i)^ni}{(1+i)^n - 1}$$

onde n é o prazo ou número de parcelas do passivo financeiro adquirido.

Definindo que o endividamento das famílias é a soma dos passivos financeiros adquiridos ao longo do tempo dividido pela renda em t , tem-se

$$Endiv_t = \frac{\sum_{j=1}^t NAFA_j}{DPI_t}$$

No mercado de crédito, os bancos emprestam a taxas e prazos diferentes para as famílias a depender dos seus respectivos níveis de endividamento. Edelberg (2006) mostra que a taxa de juros tende a ser maior para os credores que possuem maior risco de crédito. Diamond (1991) mostra que a oferta de crédito oferece prazos menores para tomadores de crédito que possuem maior risco de crédito mesmo que esses tomadores com maior risco demandem por prazos mais longos do que aqueles com menores riscos. Nesse sentido, espera-se que quanto maior o endividamento, maior o risco de crédito, maiores as taxas de juros e menores os prazos para amortização. Daí $i = i(Endiv_t)$ tal que $i' > 0$ e $n = n(Endiv_t)$ tal que $n' < 0$ e considerando, então, PMT como função de i e n e estas como funções do endividamento, temos $PMT = PMT[i(Endiv), n(Endiv)]$. O comprometimento de renda das famílias é a soma das parcelas das dívidas adquiridas e não quitadas tal que

$$Comprometimento_t = \sum_{t=0}^t PMT[i(Endiv), n(Endiv)]_t$$

O consumo seria, então, definido como

$$C_t = DPI_t + NAFL_t - (NAFA_t + NAHA_t) - \sum_{t=0}^t PMT[i(Endiv), n(Endiv)]_t$$

Por simplificação, considerando uma família que não poupa, isto é, não investe em ativos financeiros, $NAFA$, e ainda que a aquisição imobiliária, $NAHA$, é um bem de consumo durável no qual a família residirá e, portanto, pode ser incorporando em C_t , é possível escrever

$$C_t = DPI_t + NAFL_t - \sum_{t=0}^t PMT[i(Endiv), n(Endiv)]_t$$

Nesse caso, o consumo se iguala à soma da renda com novas operações de crédito deduzindo o comprometimento de renda com endividamento anteriormente adquirido, tal que i e n dependem dos níveis de endividamento das famílias no momento de aquisição dos novos empréstimos.

A título de possibilidade de estimação, foi definido um fator $\beta_t = f(Endiv_t)$ tal que $\beta_t \geq 1$ e $f' > 0$. O aumento do endividamento aumenta o fator β_t acentuando a restrição orçamentária das famílias mais endividadas com o encarecimento das parcelas, PMT_t , dos empréstimos, $NAFL_t$. Daí, a equação acima foi reescrita como

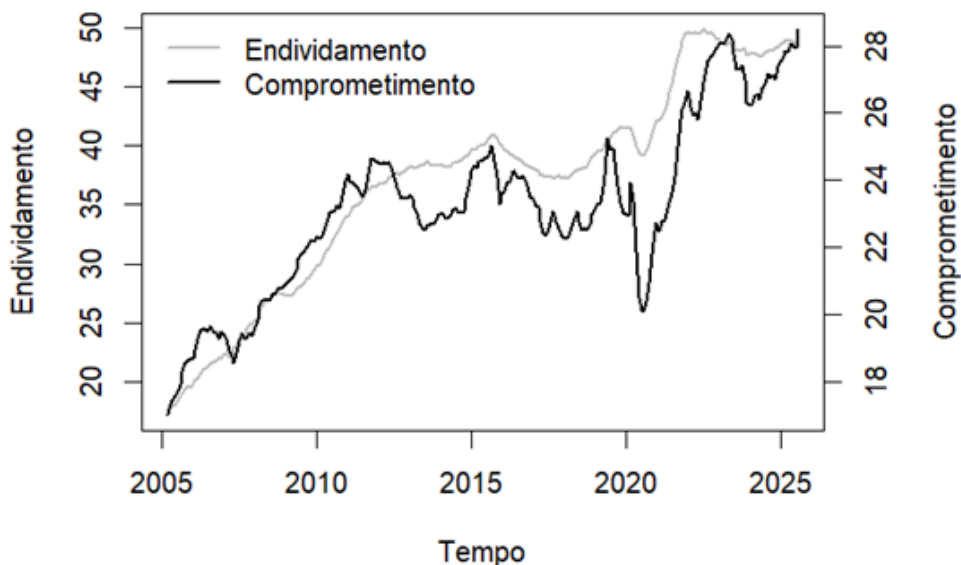
$$C_t = DPI_t + NAFL_t - \beta_t \sum_{t=0}^t PMT[i(Endiv), n(Endiv)]_t$$

O parâmetro β_t deve ser estimado para diferentes níveis de endividamento buscando verificar se ele realmente é crescente com o nível de endividamento das famílias.

3 DADOS

No Gráfico 1, estão plotadas as séries de endividamento total das famílias e o comprometimento de renda com o serviço da dívida (amortização mais juros). Percebe-se que, desde 2005, com exceção à crise econômica de 2015-16, o nível de endividamento das famílias cresceu fortemente de cerca de 17% da renda disponível, em 2005, para aproximadamente 50%, em 2022. A partir de 2022, o endividamento das famílias permaneceu em cerca de 48% da renda disponível, até agosto de 2025. No mesmo, o comprometimento de renda das famílias aumentou de cerca de 17% da renda, em 2005, para mais de 28%, em 2025, acompanhando a dinâmica da série de endividamento.

Gráfico 1 – Endividamento e Comprometimento das Famílias (% da renda)



Os dados utilizados nas estimações econométricas do presente trabalho envolvem as séries apresentadas no Quadro 1. Considerando as diferenças entre bens duráveis e não duráveis no sentido de Mankiw (1982), houve a separação desses dois tipos de bens. Como apontado anteriormente, esse procedimento foi realizado também por Barros et al. (2025a) e Barros et al. (2025b) e os resultados foram diferentes entre os dois tipos de produtos.

Quadro 1 – Séries utilizadas na estimação

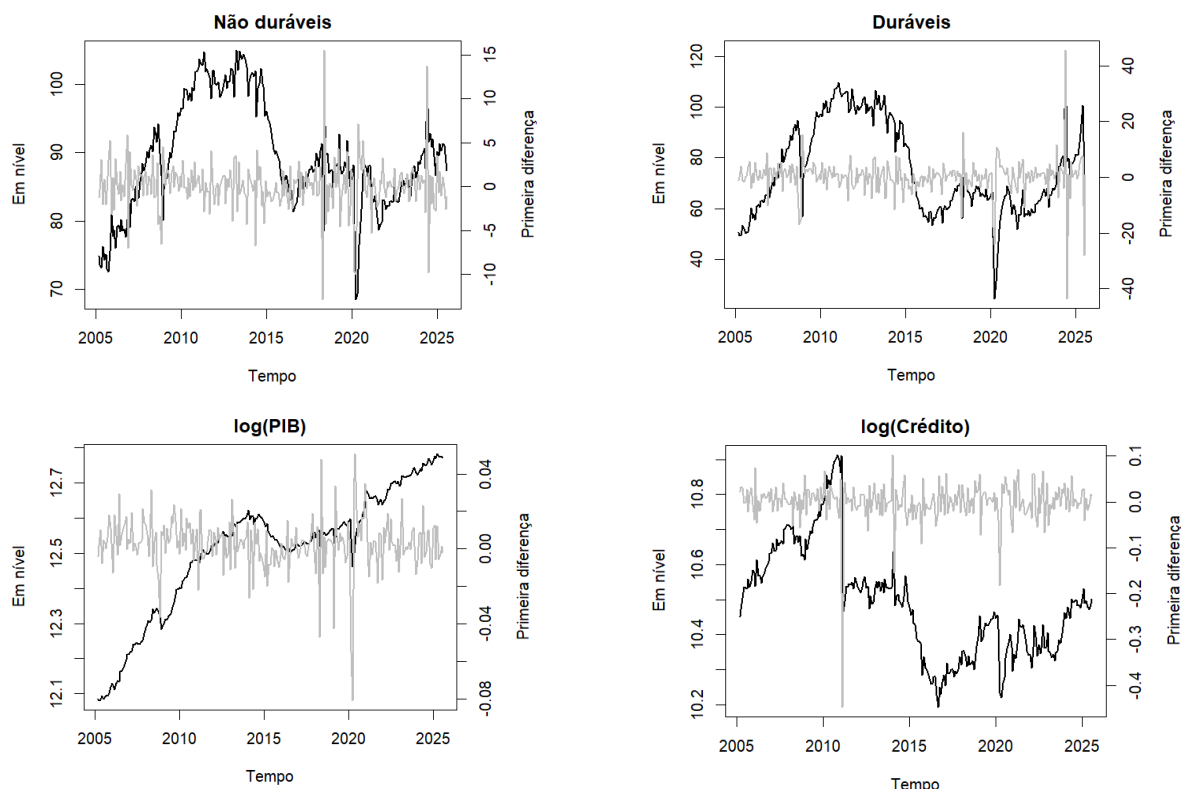
Variável	Descrição
Consumo de não duráveis	Consumo aparente - bens de consumo semi e não duráveis - índice real dessazonalizado (média 2002 = 100) - IPEA
Consumo de duráveis	Consumo aparente - bens de consumo duráveis - índice real dessazonalizado (média 2012 = 100) - IPEA
ln (PIB)	PIB mensal em valores correntes deflacionado pelo IPCA. Série 4380 no SGS antes do deflacionamento.
ln (Crédito)	Concessões de crédito com recursos livres - Série encadeada ao crédito referencial - Pessoas físicas - Total - R\$ (milhões). Série 21279 do Banco Central.
Comprometimento	Comprometimento de renda das famílias com o serviço da dívida com o Sistema Financeiro Nacional - Com ajuste sazonal (em %). Série 29034 do Banco Central.

Seguindo o que foi definido no referencial teórico, buscou-se verificar os efeitos do produto, crédito e comprometimento de renda sobre o consumo de bens duráveis e não

duráveis. As variáveis de consumo são apresentadas em índices e as variáveis de produto e crédito são apresentadas em valores monetários. Essas duas últimas foram deflacionadas pelo IPCA e dessazonalizadas pelo filtro X13-ARIMA. A variável de comprometimento de renda com o serviço da dívida reflete a soma do que é gasto pelas famílias com juros e amortização de suas dívidas com relação à renda disponível. Na Figura 1, os gráficos das séries são apresentados em nível e em primeira diferença, com exceção à série de comprometimento de renda.

Nas séries de consumo, produto e crédito é nítido o efeito das crises de 2015-16 e Covid-19: em ambos os casos houve uma forte queda nos valores das séries nesses dois períodos. Destaca-se que o Banco Central do Brasil realizou uma mudança metodológica na construção da série de crédito em março de 2011, ocasionando uma queda abrupta nesse ponto da série. Em termos percentuais, verifica-se uma redução de mais de 40% entre fevereiro e março.

Figura 1 – Séries de dados



Obs: cinza em primeira diferença e preto em nível

4 MODELO ECONOMETRICO

Conforme Primiceri (2005), no modelo autoregressivo com parâmetros variáveis (TVP-VAR), as relações contemporâneas entre as variáveis e a variância dos choques estruturais mudam ao longo do tempo. Considerando inicialmente um vetor y_t de dimensão $n \times 1$, que contém as variáveis macroeconômicas do sistema. O modelo pode ser escrito como

$$Ay_t = c + B_1y_{t-1} + \dots + B_ky_{t-k} + \Sigma\varepsilon_t$$

em que A é uma matriz $n \times n$ que representa as relações contemporâneas entre as variáveis do sistema; c é um vetor de constantes; B_i são matrizes de coeficientes associadas às defasagens das variáveis endógenas; e k corresponde ao número de defasagens do modelo. O vetor ε_t representa os choques estruturais, assumidos como normalmente distribuídos tal que $\varepsilon_t \sim N(0, I)$. A matriz Σ é diagonal e contém os desvios-padrão dos choques estruturais. A forma reduzida do modelo pode ser obtida multiplicando a equação estrutural por $A^{(-1)}$, resultando em:

$$y_t = X_t\beta + A^{-1}\Sigma\varepsilon_t$$

em que X_t representa a matriz de regressores contendo as defasagens das variáveis do sistema e β corresponde ao vetor de coeficientes do VAR.

Para capturar possíveis mudanças estruturais, assume-se que os parâmetros do modelo variam ao longo do tempo. Dessa forma, a especificação do VAR torna-se:

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t$$

em que β_t representa o vetor de coeficientes do VAR no período t , A_t corresponde à matriz de relações contemporâneas e Σ_t é uma matriz diagonal que contém os desvios-padrão dos choques estruturais. Os parâmetros são modelados como processos de passeio aleatório (*random walk*). Assim, a evolução temporal dos coeficientes do VAR é descrita por

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$$

em que u_t é um vetor de erros com distribuição normal multivariada. Os elementos abaixo da diagonal principal da matriz contemporânea A_t são reunidos no vetor a_t , cuja dinâmica segue

$$a_t = a_{t-1} + \zeta_t$$

A variância dos choques estruturais é modelada por meio de um processo de volatilidade estocástica. Seja h_t o vetor que contém o logaritmo das variâncias dos choques estruturais

$$h_{it} = \log(\sigma_{it}^2)$$

A dinâmica temporal dessas variâncias é especificada como

$$h_t = h_{t-1} + \eta_t$$

Os termos de erro associados às equações de transição são assumidos como normalmente distribuídos

$$u_t \sim N(0, Q)$$

$$\zeta_t \sim N(0, S)$$

$$\eta_t \sim N(0, W)$$

Além disso, assume-se que esses choques são mutuamente independentes. Essa especificação permite que mudanças estruturais ocorram de forma gradual, possibilitando que tanto os coeficientes do modelo quanto a volatilidade dos choques evoluam continuamente ao longo do tempo.

A estimação do modelo é realizada por meio de inferência Bayesiana utilizando simulação Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC). O objetivo é obter a distribuição posterior conjunta dos parâmetros do modelo:

$$(\beta^T, a^T, h^T, Q, S, W)$$

em que:

$$\beta^T = (\beta_1, \dots, \beta_T)$$

$$a^T = (a_1, \dots, a_T)$$

$$h^T = (h_1, \dots, h_T)$$

A amostragem é realizada por meio do algoritmo *Gibbs Sampling*, no qual os parâmetros são simulados sequencialmente a partir de suas distribuições condicionais. Inicialmente, condicionalmente aos demais parâmetros, o modelo pode ser representado como um modelo de espaço de estados. Nesse caso, a equação de observação é dada por

$$y_t = X_t \beta_t + \epsilon_t$$

enquanto a equação de transição é definida por

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$$

A sequência temporal dos coeficientes β_t é então obtida por meio de algoritmos de filtragem e suavização aplicados a modelos de espaço de estados. Procedimento semelhante é utilizado para a amostragem da sequência a_t , que representa os parâmetros das relações contemporâneas entre as variáveis. A volatilidade dos choques estruturais é estimada a partir de um modelo de volatilidade estocástica, no qual o vetor h_t evolui segundo um processo de passeio aleatório. As matrizes de variância Q , S e W são obtidas a partir de suas distribuições condicionais, assumindo distribuições a priori conjugadas.

O algoritmo de estimação consiste, portanto, em iterar sucessivamente as seguintes etapas: (i) amostragem da trajetória dos coeficientes β_t , (ii) amostragem da trajetória dos parâmetros contemporâneos a_t , (iii) amostragem da volatilidade h_t e (iv) amostragem das matrizes de variância Q , S e W . Após um número suficientemente grande de iterações, as simulações convergem para a distribuição posterior conjunta dos parâmetros do modelo. Essa distribuição posterior é então utilizada para calcular as estimativas dos parâmetros e

as estatísticas de interesse, tais como funções de resposta ao impulso e medidas associadas à dinâmica do sistema ao longo do tempo.

Como o consumo de duráveis e não duráveis foi separado, foi estimado um TVP-VAR com as variáveis apresentadas no Quadro 1 no mesmo modelo econométrico: consumo de não duráveis, consumo de duráveis, produto, crédito e comprometimento de renda das famílias. Seguindo Barros et al. (2025a) e Barros et al. (2025b), as séries foram ordenadas na sequência: *ln(produto)*, *não_duráveis*, *duráveis*, *ln(credito)* e *comprometimento*.

5 RESULTADOS

A estimação da última equação do referencial teórico foi realizada no presente trabalho através do modelo TVP-VAR apresentado anteriormente. Com base no referencial teórico, foi considerado que

$$C_t = \alpha_1 DPI_t + \alpha_2 NAFL_t + \alpha_3 PMT_t$$

onde $\alpha_3 = -\beta_t$ conforme foi definido anteriormente tal que $\beta_t = f(Endiv_t)$. Assim, foi verificado se α_3 aumenta com o aumento do nível de endividamento das famílias. O modelo econométrico, contudo, não especifica que os choques são distintos conforme diferentes níveis de endividamento inserindo o endividamento dentro do modelo, isto é, o endividamento não está no modelo. Foi suposto de que o coeficiente α_3 varia por causa do nível de endividamento das famílias seguindo o que foi apresentado no referencial teórico. Destaca-se, entretanto, que os maiores níveis de comprometimento de renda são associados aos maiores níveis de endividamento conforme é apresentado no Gráfico 1.

Foram realizados testes para verificar a ordem de integração das séries aqui utilizadas. Conforme a Tabela 1, em nível, nenhum dos testes de raiz unitária – *Dickey-Fuller* e *Phillips-Perron* – rejeitou-se a presença de raiz unitária das séries em nível. O teste *KPSS* rejeitou a hipótese nula de estacionariedade para todas as séries. Em primeira diferença, os testes de raiz unitária rejeitaram a presença de raiz unitária a pelo menos 5% de significância e o teste *KPSS* não rejeitou a estacionariedade das séries. Com base nesse resultado, todas as séries aqui utilizadas são integradas de primeira ordem, $I(1)$. Portanto, as séries foram estimadas em primeira diferença buscando garantir a estabilidade do

modelo TVP-VAR. Especificamente na série em primeira diferença do crédito, buscando contornar a mudança metodológica do Banco Central, foi estipulado o valor zero em março de 2011. Esse procedimento, buscou anular o efeito da mudança metodológica da série¹.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade (p-valores)

	Dickey-Fuller (trend)	Phillips-Perron (trend)	KPSS (média)
Em nível			
Não duráveis	-2.9183	-2.7264	0.6706**
Duráveis	-2,4571	2,7954	0,9435***
Compromet.	-2.6099	-2.378	2.7294***
ln (PIB)	-2,4465	-2,0547	3,3996***
ln (Crédito)	-2.2186	-2.6949	2.3407***
Primeira Diferença			
Não Duráveis	-13.687***	-21.878***	0.1595
Duráveis	-11,393***	-21,621***	0,133
Compromet.	-3.6869**	-8.894***	0.0926
ln (PIB)	-12,236***	15,652***	0,3241
ln (Crédito)	-12.289***	-19.099**	0.0926

Significância do teste: (1%:***, 5%:** e 10%:*)

Para estimar o modelo TVP-VAR, é necessário definir o número de defasagens do modelo. Para tanto, foram utilizados os critérios tradicionais: Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ), Critério de Informação de Schwarz (SC) e Erro Final de Previsão (FPE). O primeiro e o último dos critérios sugeriram duas defasagens enquanto o segundo e o terceiro sugeriram uma defasagem conforme a Tabela 2. Assim, foi estimado o modelo TVP-VAR com duas defasagens.

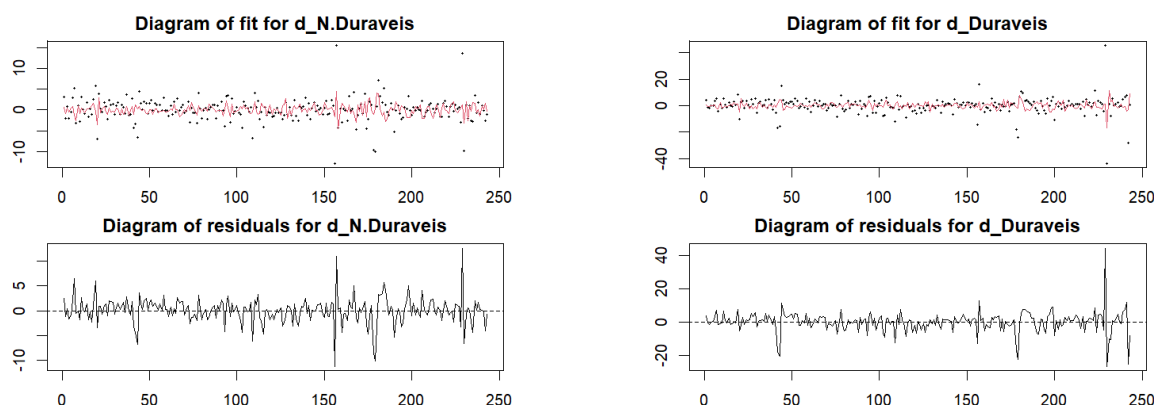
Tabela 2 – Critérios de Seleção de Defasagem

Critério	AIC	HQ	SC	FPE
Sugestão	2	1	1	2

¹ Uma alternativa seria a inserção de uma variável *dummy*. Porém, a inserção da *dummy* implicaria num parâmetro adicional a ser estimado, diminuindo o grau de liberdade do modelo.

Na Figura 2 estão plotados os diagramas de ajuste e os diagramas dos resíduos para as equações dos bens duráveis e não duráveis estimadas pelo TVP-VAR. Os diagramas de ajuste são relacionados ao pseudo coeficiente de determinação, R^2 , de cada equação do TVP-VAR. Para a equação dos bens duráveis, tivemos $R^2 = 0,17$ e para a equação dos bens não duráveis, $R^2 = 0,19$. O diagrama dos resíduos busca mostrar o comportamento dos resíduos das duas equações estimadas. Foram gerados gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial para os resíduos de ambas equações e tais gráficos não apontaram nenhuma defasagem significativa para autocorrelação. Conforme os diagramas, tais resíduos são aparentemente estacionários. Foi realizado também o teste Ljung–Box verificar a presença de autocorrelação nas duas séries de resíduos e sob H_0 : não há presença de autocorrelação, os p-valores foram 0,5333 para os erros da equação dos duráveis e 0,5075 para os erros da equação dos não duráveis.

Figura 2 – Resíduos do modelo TV-VAR (não duráveis e duráveis)

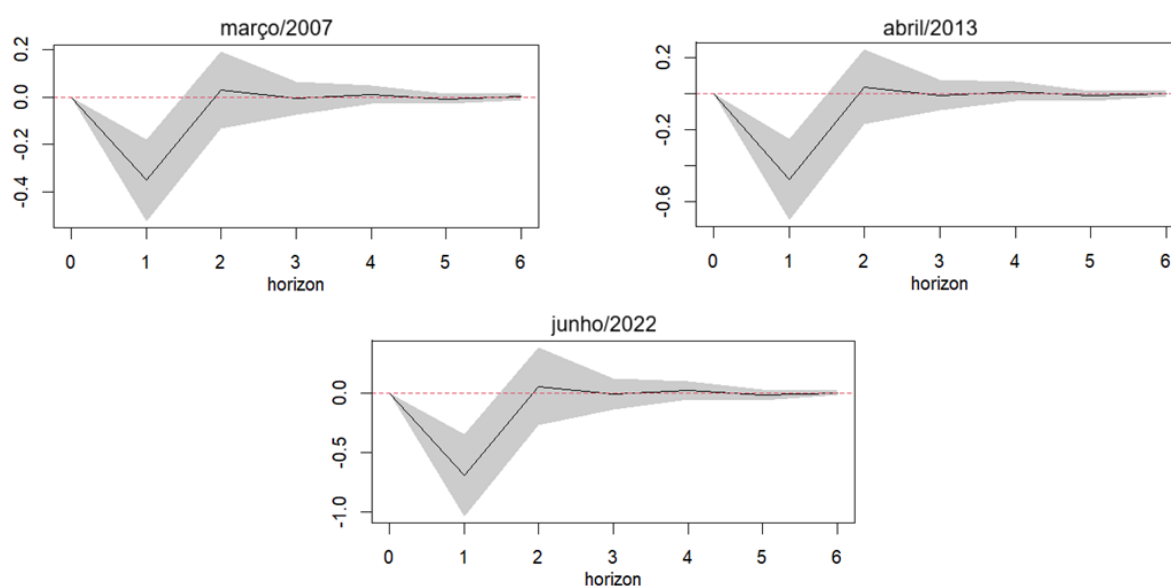


Na Figura 3, estão plotados os gráficos de impulso e resposta para as respostas dos bens não duráveis frente a um choque no comprometimento de renda em três momentos distintos: março de 2007, abril de 2013 e junho de 2022. A escolha desses três momentos busca verificar se os choques de comprometimento sobre o consumo de não duráveis são diferentes em períodos com diferentes magnitudes de endividamento. Em março de 2007, o endividamento das famílias era de 22,04% da renda pessoal disponível. Em abril de 2013, esse valor era de 38,25% e em junho de 2022, 49,62%.

Os resultados da Figura 3 mostram que os choques de comprometimento de renda parecem ser maiores em períodos de maior endividamento. A magnitude do choque de comprometimento de renda em abril de 2013 é maior do que em março de 2007 e a

magnitude do choque de comprometimento de renda em junho de 2022 é maior do que em abril de 2013². Isso segue o que foi apresentado na seção de referencial teórico: o coeficiente β_t aumenta com maiores níveis de endividamento das famílias. Esse resultado ocorreria porque as taxas de juros e os prazos ofertados para amortização das dívidas de famílias mais endividadas são distintos, conforme apontado por Edelberg (2006) e Diamond (1991): famílias mais endividadas pagam mais juros devido ao maior prêmio de risco e são restritas pelo mercado de crédito a contrair empréstimos com prazos menores.

Figura 3 – (IRF) - Impulso no comprometimento e resposta nos bens não duráveis



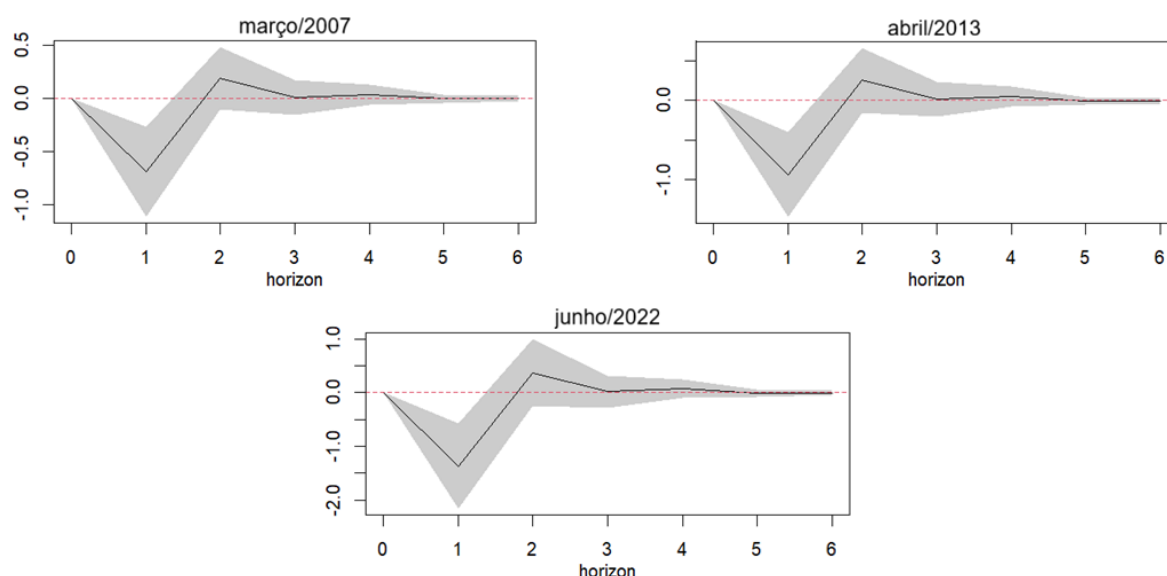
Na Figura 4, estão expostos os mesmos gráficos de impulso e resposta para um impulso no comprometimento de renda com resposta dos bens duráveis. Os resultados são essencialmente os mesmos daqueles observados para os bens não duráveis: a magnitude do choque de comprometimento de renda em abril de 2013 é maior do que em março de 2007 e a magnitude do choque de comprometimento de renda em junho de 2022 é maior do que em abril de 2013³. Porém, é possível perceber que os bens duráveis são mais

² Os intervalos de confiança sombreados são de 68%. Mesmo a 95% de confiança, os resultados ainda são significativos, isto é, a área sombreada não toca o eixo horizontal dos gráficos. Uma possível interpretação pode sugerir que os choques não são estatisticamente diferentes pois haveria sobreposição parcial dos intervalos de confiança. Contudo, pela construção do modelo apresentada anteriormente, a evolução da matriz de coeficientes segue $\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$, em que u_t é um vetor de erros com distribuição normal multivariada, o que impõe evolução suave dos coeficientes.

³ Os intervalos de confiança sombreados são de 68%. Mesmo a 90% de confiança, os resultados ainda são significativos, isto é, a área sombreada não toca o eixo horizontal dos gráficos. Intervalos de confiança parcialmente sobrepostos podem ser resultado da construção do modelo que tende a suavizar a variação dos coeficientes.

sensíveis aos choques de comprometimento de renda através dos valores dos gráficos de impulso e resposta. Além disso, a magnitude do choque cresce mais com o aumento do endividamento do que o que cresce para os bens não duráveis. Esses resultados mostram que o consumo de bens duráveis parece ser mais sensível ao aumento do comprometimento de renda, principalmente em situações de maior endividamento.

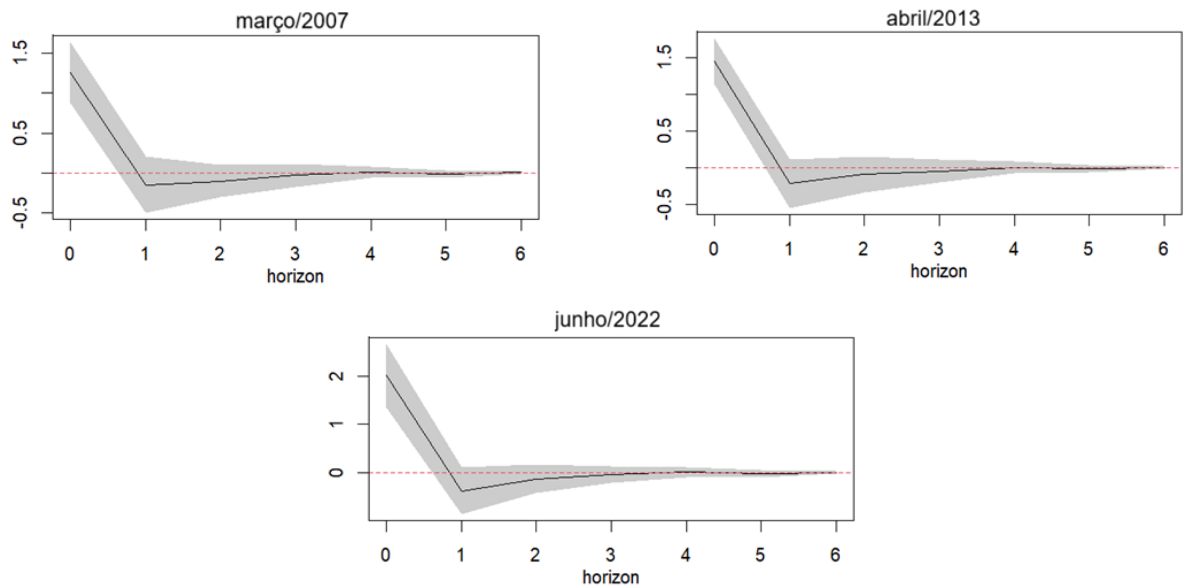
Figura 4 – (IRF) - Impulso no comprometimento e resposta nos bens duráveis



Portanto, o comprometimento de renda afeta negativamente o consumo de bens duráveis e não duráveis e esse efeito parece ser maior em períodos de maior endividamento. Destaca-se que a magnitude dos choques sobre os bens duráveis é maior do que sobre os bens não duráveis. Barros Jr et al. (2025b) também encontraram uma resposta negativa mais acentuada dos bens duráveis para choques de endividamento. Esses resultados podem estar relacionados ao fato de que a volatilidade do consumo de bens duráveis tende a ser maior do que dos bens não duráveis (MANKIW, 1982) e o consumo de duráveis é mais sensível à política monetária, por exemplo (MISHKIN, 1976).

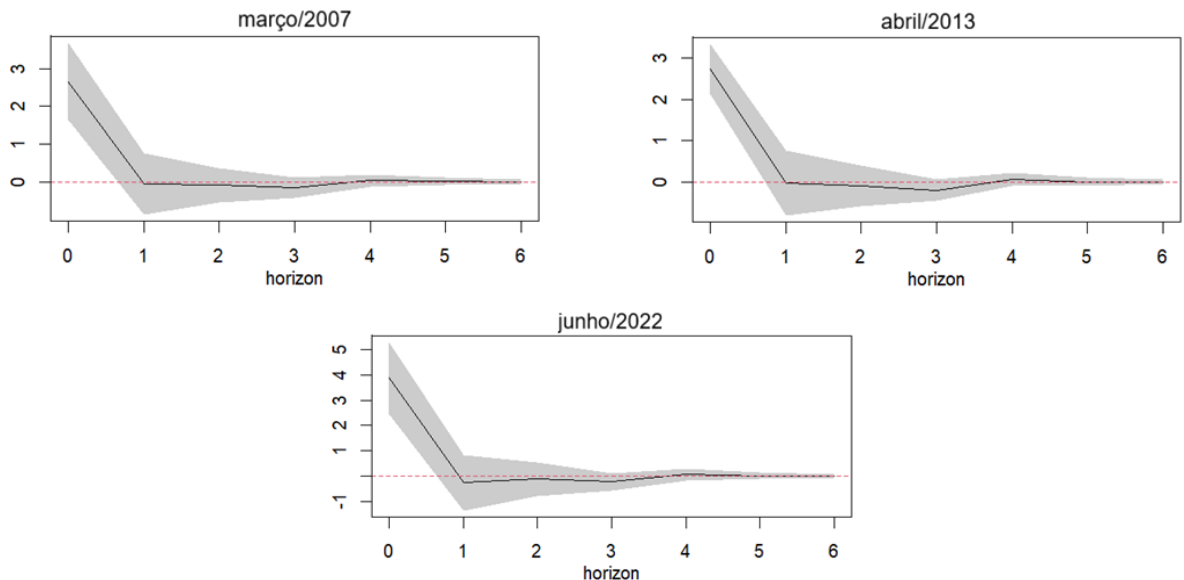
A Figura 5 e a Figura 6 expõem as respostas do consumo de não duráveis e duráveis, respectivamente, a choques no produto nos mesmos períodos apontados anteriormente. Os gráficos mostram que o consumo de duráveis e não duráveis é mais sensível à choques de produto em períodos onde há maior endividamento. Esse resultado segue os encontrados por Dynan (2012), Mian e Sufi (2010), Kukk (2016), Hunt (2015) e Andersen, Duus e Jensen (2016) no sentido de que o consumo de famílias mais endividadas é mais sensível a choques de renda.

Figura 5 – (IRF) - Impulso no produto e resposta nos bens não duráveis



Apesar dos resultados aqui encontrados apontarem para o maior efeito do comprometimento de renda sobre o consumo em períodos de maior endividamento e isso ser possível do ponto de vista teórico, o modelo econométrico adotado no presente trabalho não insere o endividamento dentro do modelo.

Figura 6 – (IRF) - Impulso no produto e resposta nos bens duráveis



É considerada a hipótese de que isso ocorre por causa do maior nível de endividamento das famílias e essa hipótese é fundamentada teoricamente seguindo o

modelo de Barba e Pivetti (2009). Foram gerados choques em outros momentos além dos três apresentados e os resultados foram robustos a isso, isto é, a magnitude dos choques aumenta conforme o aumento do nível de endividamento.

Finalizando, conforme foi apontado na literatura, o endividamento pode ser positivamente associado ao consumo em períodos de crescimento de renda. Nesse sentido, o papel do endividamento seria facilitar a aquisição de produtos, principalmente, os bens duráveis que possuem valor mais elevado e são mais difíceis de serem adquiridos à vista. O endividamento também tem função de suavização de consumo em períodos de contração da renda no sentido da Teoria da Renda Permanente. Porém, ele é associado a um maior comprometimento de renda que diminui a renda disponível das famílias e as torna mais vulneráveis às crises econômicas. Há, portanto, uma dicotomia na relação entre endividamento e consumo no sentido de que, segundo o modelo teórico aqui apresentado, o consumo, C_t , é positivamente associado à aquisição de passivos financeiros, $NAFL_t$, e negativamente associado ao fluxo de juros incidentes sobre o estoque de dívida, iFL_{t-1} . A evidência empírica e teórica aqui apresentadas sugerem ainda que, quanto maior o nível de endividamento, maior o choque de comprometimento de renda sobre o consumo.

Uma evolução do presente trabalho do ponto de vista econométrico seria conseguir inserir o endividamento no modelo como uma espécie de variável *threshold* com múltiplos limiares de tal forma que o próprio modelo econométrico separasse a magnitude dos choques conforme os níveis de endividamento. Entretanto, seria um desafio estimar um modelo *threshold* com um número grande de limiares caso a associação entre comprometimento de renda com endividamento e consumo aumente lentamente com o endividamento das famílias.

6 CONCLUSÃO

A partir de um referencial teórico e da estimação de um modelo TV-VAR, foi possível mostrar que quanto maior é o nível de endividamento das famílias, maior pode ser o impacto negativo de um choque do comprometimento de renda com endividamento sobre o consumo de bens duráveis e não duráveis. Esses resultados são mais acentuados para os bens duráveis e, possivelmente, ocorrem por causa da elevação dos juros e da redução dos prazos de novas dívidas para famílias que possuem maiores níveis de endividamento.

A contribuição do presente trabalho em termos de políticas públicas está relacionada à precaução que é necessária ao adotar políticas públicas que estimulam o crédito voltado ao consumo porque o comprometimento de renda das famílias acentua suas restrições orçamentárias, principalmente para àquelas que já possuem maiores níveis de endividamento.

REFERÊNCIAS

ANDERSEN, Asger Lau; DUUS, Charlotte; JENSEN, Thais Laerkholm. Household debt and spending during the financial crisis: Evidence from Danish micro data. **European Economic Review**, n. 89, p. 96–115, 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries Temporais**. , 2025a. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema de Informações de Créditos (SCR)**. , 2025b. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/scr>>

BARBA, Aldo; PIVETTI, Massimo. Rising household debt: Its causes and macroeconomic implications—a long-period analysis. **Cambridge Journal of Economics**, v. 33, n. 1, p. 113–137, 2009.

BARROS, Fernando *et al.* Do consumption categories respond differently to indebtedness shocks across business cycle stages? **Applied Economics Letters**, p. 1–6, 15 set. 2025a.

BARROS, Fernando *et al.* Durable and nondurable consumption responses to indebtedness shocks: A cross-country analysis. **Economics Bulletin**, v. 45, n. 3, p. 1326–1340, jan. 2025b.

BERNANKE, Ben Shalom. Adjustment costs, durable goods and aggregate consumption. **Journal of Monetary Economics**, v. 15, n. 1, p. 41–68, 1985.

DIAMOND, D. W. Debt Maturity Structure and Liquidity Risk. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 3, p. 709–737, 1 ago. 1991.

DYNAN, Karen. Is a household debt overhang holding back consumption? **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 92, p. 47–73, 2012.

EDELBERG, Wendy. Risk-based pricing of interest rates for consumer loans. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 8, p. 2283–2298, nov. 2006.

GARBER, Gabriel *et al.* Government Banks, Household Debt, and Economic Downturns: the case of Brazil. **Banco Central do Brasil - Série de Trabalhos para Discussão**, n. 538, 2020.

HALL, Robert E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 971–987, 1978.

HUNT, Chris. Economic Implications of High and Rising Household Indebtedness. **Reserve Bank of New Zealand Bulletin**, v. 78, n. 1, p. 1–12, 2015.

KUKK, Merike. How did household indebtedness hamper consumption during the recession? evidence from micro data. **Journal of Comparative Economics**, v. 44, n. 3, p. 764–786, 2016.

LUDVIGSON, Sydney. Consumption and credit: A model of time-varying liquidity constraints. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 3, p. 434–447, 1999.

MAKI, Dean. The growth of consumer credit and the household debt service burden, In: T. Durkin; M. Staten (ed.), **The Impact of Public Policy on Consumer Credit**. New York: Springer Science+Business Media, New York, p. 43–68, 2002.

MANKIW, N. Gregory. Hall's consumption hypothesis and durable goods. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, n. 3, p. 417–425, 1982.

MCCARTHY, Jonathan. Debt, delinquencies, and consumer spending. **Current Issues in Economics and Finance**, v. 3, n. 3, 1997.

MIAN, Atif; SUFI, Amir. Household Leverage and the Recession of 2007 to 2009. **IMF Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 74–117, 2010.

MIAN, Atif; SUFI, Amir; VERNER, Emil. Household debt and business cycles worldwide. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 132, n. 4, p. 1755–1817, 2017.

MISHKIN, Frederic. Illiquidity, Consumer Durable Expenditure, and Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 66, n. 4, p. 642–654, 1976.

MORA, Mônica. A evolução do crédito no Brasil entre 2003 e 2010. **IPEA - Texto para Discussão 2022**, 2015.

PRIMICERI, Giorgio E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. **The Review of Economic Studies**, v. 72, n. 3, p. 821–852, jul. 2005.

NOTAS

Endereço de correspondência do principal autor

Av. Wilson Kanascilo, 279, casa 8, Pq. Sagrada Família, Rondonópolis/MT, Brasil – CEP 78.735-218

AGRADECIMENTOS

CONTRIBUIÇÃO DE AUTORIA

Todos os autores contribuíram coletivamente

Concepção e elaboração do manuscrito: J. M. Galle, A. P. Rodrigues

Coleta de dados: J. M. Galle

Análise de dados: J. M. Galle **Discussão dos resultados:** J. M. Galle **Revisão e aprovação:** J. M. Galle

Investigação: J. M. Galle, A. P. Rodrigues

FINANCIAMENTO

Não se aplica.

CONSENTIMENTO DE USO DE IMAGEM

Não se aplica

APROVAÇÃO DE COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA

Não se aplica

CONFLITO DE INTERESSES

Não se aplica

LICENÇA DE USO

Os autores cedem à **Textos de Economia** os direitos exclusivos de primeira publicação, com o trabalho simultaneamente licenciado sob a Licença Creative Commons Attribution Non-Comercial ShareAlike (CC BY-NC SA) 4.0 International. Esta licença permite que **terceiros** remixem, adaptem e criem a partir do trabalho publicado, desde que para fins **não comerciais**, atribuindo o devido crédito de autoria e publicação inicial neste periódico desde que adotem a mesma licença, **compartilhar igual**. Os **autores** têm autorização para assumir contratos adicionais separadamente, para distribuição não exclusiva da versão do trabalho publicada neste periódico (ex.: publicar em repositório institucional, em site pessoal, publicar uma tradução, ou como capítulo de livro), com reconhecimento de autoria e publicação inicial neste periódico, desde que para fins **não comerciais e compartilhar com a mesma licença**.

PUBLISHER

Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Educação Física. LaboMídia - Laboratório e Observatório da Mídia Esportiva. Publicado no Portal de Periódicos UFSC . As ideias expressadas neste artigo são de responsabilidade de seus autores, não representando, necessariamente, a opinião dos editores ou da universidade.

EDITORES

Ronivaldo Steingraber