

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

Liciani Beatriz Pauli

**COMÉRCIO VAREJISTA BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS
DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DAS VENDAS**

Santa Maria, RS
2019

Liciani Beatriz Pauli

**COMÉRCIO VAREJISTA BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES
MACROECONÔMICOS DAS VENDAS**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Administração, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Administração**.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Ceretta

Santa Maria, RS.
2019

Liciani Beatriz Pauli

**COMÉRCIO VAREJISTA BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES
MACROECONÔMICOS DAS VENDAS**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Administração, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Administração**.

Aprovado em 10 de janeiro de 2019:

Paulo Sérgio Ceretta, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Marta Von Ende, Dra. (UFSM)

Michael Gonçalves da Silva, Dr. (UFN)

Santa Maria, RS.
2019

DEDICATÓRIA

À minha família: meus pais, Lourdes e Gervásio, e minha irmã Andriele, pela presença divina de cada um em minha vida. Amo-os imensamente e sou eternamente grata a Deus por tê-los.

AGRADECIMENTO

Agradeço a todos aqueles que de alguma forma contribuíram, ou não, para que esse trabalho se concretizasse. Acima de tudo, agradeço a Deus:

- pela minha base: a família, por terem me educado na fé e para a vida, ensinando-me os valores morais e cristãos e mostrando que as conquistas dependem do próprio esforço;
- pelos anjos: aos quais chamamos de amigos, por iluminarem e darem cor a minha vida, mostrando-me as diversas formas que o Senhor se apresenta entre nós;
- pelos irmãos de fé, por me mostrarem o quão grande é Seu amor por nós;
- pelos educadores: que são muito além de professores e que dão real significado a essa profissão, por serem agentes de mudança e de transformação social ao buscarem o desenvolvimento do aluno e de um cidadão consciente;
- pelos colegas e servidores públicos, por mostrarem o quão importante é a ética e o compromisso com a profissão e que o serviço é para um bem comum;
- pelas pessoas nem tão boas, por serem exemplos daquilo que não quero me tornar;
- pela força, dando-me coragem e capacidade de ir além, de lutar e vencer, de enfrentar e superar cada batalha surgida durante o andamento deste curso de mestrado;
- pela renovação da fé, mostrando-me que aos poucos as coisas vão se ajeitando em nossa vida conforme Sua vontade. Fé, esperança, confiança, paciência e perseverança.

Ter fé não significa estar livre de momentos difíceis, mas ter a força para enfrentá-los sabendo que não estamos sozinhos.

(Papa Francisco)

RESUMO

COMÉRCIO VAREJISTA BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DAS VENDAS

AUTORA: Liciani Beatriz Pauli
ORIENTADOR: Paulo Sérgio Ceretta

A importância do comércio varejista é evidenciada através do seu papel na geração de receitas, na oferta de empregos e no atendimento das demandas de consumo das famílias, mostrando-se um setor de grande relevância para o crescimento econômico brasileiro. O varejo no Brasil sofreu recentemente uma forte desaceleração, parou de crescer em 2014 e apresentou uma forte retração em 2015 e 2016. Conforme Santos e Costa (1997), o volume de vendas no varejo responde de forma relativamente rápida às mudanças na conjuntura macroeconômica. Este trabalho procura contribuir através da verificação da existência, no longo prazo e no curto prazo, de relações entre as vendas do comércio varejista brasileiro e os fatores da conjuntura econômica, considerando o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017. As variáveis utilizadas neste estudo foram massa salarial disponível, crédito à pessoa física, taxa de juros selic, taxa de juros das operações de crédito, índice de confiança do consumidor e nível de endividamento e inadimplência do consumidor. Os dados mensais foram obtidos nas bases do IPEA, do BCB e da Confederação Nacional de Comércio de Bens, Serviços e Turismo. Testes de raiz unitária tradicionais e para processos com quebra estrutural demonstraram que as taxas de juros são estacionárias em nível, enquanto as demais variáveis são integradas de primeira ordem. Testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl indicaram a presença de pelo menos um vetor de cointegração em cada modelo especificado, comprovando-se a existência de relação de longo prazo entre as séries dos modelos. A partir disso, um modelo vetorial de correção de erros (VECM) é estimado e as relações no curto e longo prazos são analisadas. De modo geral, os resultados demonstram que as variáveis macroeconômicas impactam sobre as vendas no varejo com diferentes intensidades e direções. Verificou-se que as vendas no varejo são positivamente influenciadas pela massa salarial e pelo crédito concedido à pessoa física; o varejo restrito é positivamente influenciado pelas taxas de juros, enquanto que o varejo ampliado é negativamente influenciado pelas taxas de juros; o varejo restrito é positivamente influenciado pelo índice de confiança de consumidor e, com relação ao varejo ampliado, a variável não foi estatisticamente significativa; o comércio varejista ampliado é positivamente influenciado pelo aumento do endividamento dos consumidores; e as vendas no varejo ampliado e restrito são negativamente impactadas pela inadimplência dos consumidores. Na maioria dos resultados, as respostas da variável de vendas no varejo, a partir de um choque das variáveis macroeconômicas, se estenderam até o quinto período. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das vendas no varejo ampliado apontam para o alto poder explicativo da própria variável de vendas no varejo ampliado. Enquanto que no varejo restrito, os resultados demonstram uma maior participação na explicação das variáveis taxas de juros, nível de inadimplência dos consumidores, além das próprias vendas no varejo restrito.

Palavras-chave: Vendas no Varejo. Conjuntura Econômica. Séries de Tempo. Cointegração. VECM. IRF. FEVD.

ABSTRACT

BRAZILIAN RETAIL TRADE: AN ANALYSIS OF MACROECONOMIC DETERMINANTS OF SALES

AUTHOR: Liciani Beatriz Pauli
ADVISOR: Paulo Sérgio Ceretta

The importance of the retail trade is evidenced by its role in generation of revenues, in the supply of jobs and in the fulfillment of the household consumption demands, being a sector of great relevance for the Brazilian economic growth. Brazil' retail has recently experienced a strong slowdown, stopped growing in 2014 and presented a strong contrain in 2015 and 2016. According to Santos and Costa (1997), the volume of retail sales responds relatively quickly to changes in the macroeconomic environment. This work seeks to contribute by verifying the existence, in the long term and in the short term, of relationships between Brazilian retail sales and the factors of the economic conjuncture, considering the period from January 2010 to December 2017. The variables used in this study were available wage mass, personal credit, selic interest rate, interest rate of credit operations, consumer confidence index and level of indebtedness and default consumer. The monthly data were obtained from IPEA, BCB and the National Confederation of Trade in Goods, Services and Tourism. Tests traditional unit root and for structural break processes have shown that interest rates are stationary at the level, while the other variables are integrated in the first order. Cointegration tests of Johansen and Saikkonen and Lütkepohl indicated the presence of at least one cointegration vector in each specified model, proving the existence of a long-term relationship between the series of models. From this, a vector error correction model (VECM) is estimated and the relationships in the short and long term are analyzed. In general, the results show that the macroeconomic variables impact on retail sales with different intensities and directions. It was found that retail sales are positively influenced by the increase in consumer incomes, represented by the increased wage mass available, and credit granted to the individual, so that the increase of 1% of the available wage mass and credit to the individual tends to increase, on average, retail sales by 0.87% and 0.27%, respectively. It was found that the restricted retail is positively influenced by interest rates and the expanded retail is negatively influenced by interest rates. That is, increases of one percentage point in the interest rate on consumer credit operations and in the economy's interest rate tend to cause, on average, positive percentage changes in the restricted retail sales of 10.26% and negative percentage changes in 20% in expanded retail sales. It has been found that restricted retail is positively influenced consumer confidence index, so that the 1% increase in the index results, on average, increase of 0.26% of retail sales restricted. In relation to the expanded retail, the variable was not statistically significant. In addition, it has been found that the expanded retail trade is positively influenced by the increase in consumer indebtedness and negatively impacted by consumer delinquency, so that increases of 1% in consumers' debt levels and delinquencies tend respectively to increase increased retail sales by 0.45% and decreased sales by 0.76%. In most of the results, the responses of the variable of retail sales, from a shock of the macroeconomic variables, extended until the fifth period. The results of the variance decomposition of the sales forecast errors in the expanded retail point to the high explanatory power of the expanded retail variable itself. While in restricted retail, the results demonstrate a greater participation in the explanation of the variable interest rates, level of consumer delinquency, besides the own sales in the restricted retail.

Keywords: Retail Sales. Economic Conjuncture. Time Series. Cointegration. VECM. IRF. FEVD.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução do volume de vendas no varejo restrito e no varejo ampliado no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	118
Gráfico 2 – Evolução da massa salarial ampliada disponível no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	120
Gráfico 3 – Evolução da série original e da série dessazonalizada da massa salarial ampliada disponível.	121
Gráfico 4 – Evolução do crédito com recursos livres concedido à pessoa física no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	122
Gráfico 5 – Evolução das taxas de juros over/selic e de operações de crédito no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	123
Gráfico 6 – Evolução do índice de confiança do consumidor no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	124
Gráfico 7 – Comparando a evolução do índice de confiança do consumidor e os volumes de vendas no varejo ampliado e restrito, entre janeiro/2010 e dezembro/2017.	125
Gráfico 8 – Evolução do número de famílias muito endividadas e das famílias que possuem contas em atraso no período entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	127
Gráfico 9 – Trajetória das séries econômicas.	128
Gráfico 10 – Raízes inversas dos modelos (1) e (2) para as vendas no varejo ampliado.	148
Gráfico 11 – Raízes inversas dos modelos (3) e (4) para as vendas no varejo restrito.	148
Gráfico 12 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (1) do varejo ampliado.	151
Gráfico 13 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (2) do varejo ampliado.	152
Gráfico 14 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (3) do varejo restrito.	153
Gráfico 15 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (4) do varejo restrito.	154
Gráfico 16 – Decomposição da variância da previsão para as vendas no varejo ampliado.	155
Gráfico 17 – Decomposição da variância da previsão para as vendas no varejo restrito.	155
Gráfico 18 – Gráfico dos resíduos dos modelos (1) e (2) das vendas no varejo ampliado.	192
Gráfico 19 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (1) das vendas no varejo ampliado.	192
Gráfico 20 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (2) das vendas no varejo ampliado.	192
Gráfico 21 – Gráfico dos resíduos dos modelos (3) e (4) das vendas no varejo restrito.	193
Gráfico 22 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (3) das vendas no varejo restrito.	193
Gráfico 23 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (4) das vendas no varejo restrito.	193
Gráfico 24 – Gráficos CUSUM e CUSUMSQ dos resíduos do modelo (3).	195
Gráfico 25 – Gráficos CUSUM e CUSUMSQ dos resíduos do modelo (4).	196

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatística descritiva para o volume de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito para os períodos: (I) 01.2010-06.2013, (II) 07.2013-12.2014, (III) 01.2015-12.2017.....	119
Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis.....	129
Tabela 3 – Matriz de correlação	130
Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em primeira diferença, considerando o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017.....	132
Tabela 5 – Resultados dos testes de raiz unitária para processos com quebra estrutural, considerando as variáveis em nível e as funções <i>shift dummy</i> e <i>exponential shift</i> , para o período de janeiro de 2010 e dezembro de 2017.	135
Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis em primeira diferença, considerando as funções <i>impulse dummy</i> , <i>shift dummy</i> e <i>exponential shift</i> , para o período de janeiro de 2010 e dezembro de 2017.....	137
Tabela 7 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl.....	142
Tabela 8 – Resultados dos modelos VECM estimados.	144
Tabela 9 – Teste CUSUM para a estabilidade dos parâmetros.	149
Tabela 10 – Regressão com os dados em nível da variável massa salarial e <i>dummies</i> de tempo, compreendendo o período de 01.2010 a 12.2017.....	185
Tabela 11 – Regressão com os dados em nível da variável massa salarial dessazonalizada e <i>dummies</i> de tempo, compreendendo o período de 01.2010 a 12.2017.....	189
Tabela 12 – Regressão por MQO nos resíduos do modelo (3), usando as observações do período de abril de 2010 a dezembro de 2017.....	194
Tabela 13 – Regressão por MQO nos resíduos do modelo (4), usando as observações do período de abril de 2010 a dezembro de 2017.....	195
Tabela 14 – Teste de causalidade de Granger modelo (1) do varejo ampliado.....	197
Tabela 15 – Teste de causalidade de Granger modelo (2) do varejo ampliado.....	197
Tabela 16 – Teste de causalidade de Granger modelo (3) do varejo restrito.	198
Tabela 17 – Teste de causalidade de Granger modelo (4) do varejo restrito.	198
Tabela 18 – Teste de causalidade instantânea de Granger sobre as vendas do varejo.	199
Tabela 19 – Teste de causalidade de Granger sobre as vendas do varejo.	199
Tabela 20 – Decomposição da variância para lnVA – Modelo (1).	200
Tabela 21 – Decomposição da variância para lnVA – Modelo (2).	200
Tabela 22 – Decomposição da variância para lnVR – Modelo (3).	201
Tabela 23 – Decomposição da variância para lnVR – Modelo (4).	201

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo de trabalhos sobre as vendas no varejo.....	74
Quadro 1 – Resumo de trabalhos sobre as vendas no varejo.....	75
Quadro 3 – Descrição das séries temporais e fontes de origem dos dados.	88
Quadro 4 – Quadro resumo para análise dos dados.....	92

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC	<i>Akaike Information Criterion</i> (Critério de Informação Akaike)
ADF	Augmented Dickey-Fuller (Dickey-Fuller Aumentado)
AR	Autorregressivo
BCB	Banco Central do Brasil
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i> (Critério de Informação Schwarz)
CCPF	Concessão de Crédito com Recursos Livres para Pessoa Física
CNC	Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo
FMEndiv	Famílias Muito Endividadas - nível de Endividamento das Famílias
FCAtraso	Famílias com Contas em Atraso - nível de Inadimplência das Famílias
Fecomércio-RS	Federação do Comércio de Bens e Serviços do Estado do Rio Grande do Sul
FEVD	<i>Forecast Error Variance Decomposition</i> (Decomposição de Variância do Erro de Previsão)
GLS	<i>Generalized Least Squares</i> (Mínimos Quadrados Generalizados)
HQ	<i>Hannan-Quinn</i> (Critério de Informação)
HCV	Hipótese do Ciclo de Vida
HRP	Hipótese de Renda Permanente
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IRF	<i>Impulse Response Function</i> (Função de Impulso Resposta)
ICC	Índice de Confiança do Consumidor
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin
MSAD	Massa Salarial Ampliada Disponível
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQ2E	Mínimos Quadrados em Dois Estágios
MCE	Modelo de Correção de Erro
PAC	Pesquisa Anual de Comércio
PMC	Pesquisa Mensal do Comércio
Peic Nacional	Pesquisa Nacional de Endividamento e Inadimplência do Consumidor
PGD	Processo Gerador de Dados
PIB	Produto Interno Bruto
SUR	<i>Seemingly Unrelated Regressions</i>
SBVC	Sociedade Brasileira de Varejo e Consumo
SQR	Soma do Quadrado dos Resíduos
TJSelic	Taxas de Juros Over/Selic
TJCP	Taxa Média de Juros das Operações de Crédito - Crédito Pessoal Total
VA	Vendas no Varejo Ampliado
VAR	Vetor Autorregressivo
VECM	<i>Vector Error Correction Model</i> (Modelo Vetorial de Correção de Erros)
VR	Vendas no Varejo Restrito

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	27
1.1	PROBLEMA DE PESQUISA.....	29
1.2	OBJETIVOS.....	30
1.2.1	Objetivo geral	30
1.2.2	Objetivos específicos	31
1.3	JUSTIFICATIVA.....	31
1.4	ESTRUTURA DO TRABALHO.....	35
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	37
2.1	LITERATURA INTERNACIONAL SOBRE O CONSUMO	39
2.1.1	Função consumo - Keynes (1936)	40
2.1.2	Escolha intertemporal - Fisher (1930)	41
2.1.3	Hipótese do ciclo de vida - Modigliani (1954)	44
2.1.4	Hipótese de renda permanente - Friedman (1957)	46
2.1.5	Hipótese de passeio aleatório – Hall (1978)	49
2.1.6	Excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente – Flavin (1981)	51
2.1.7	Dois tipos de consumidores – Campbell e Mankiw (1989)	53
2.1.8	Restrição à liquidez variável no tempo – Ludvigson (1999)	56
2.2	LITERATURA NACIONAL SOBRE O CONSUMO	58
2.2.1	Consumo, restrição a liquidez, e bem estar no Brasil – Rocha (1997)	58
2.2.2	Renda permanente e poupança precaucional – Reis <i>et al.</i> (1998)	59
2.2.3	Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez – Gomes (2004)	60
2.2.4	Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul – Gomes e Paz (2004)	61
2.2.5	Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia? – Gomes (2010)	62
2.2.6	<i>Consumption in South America: myopia or liquidity constraints?</i> – Gomes e Paz (2010)	63
2.2.7	Um teste direto da teoria de renda permanente: o caso brasileiro – Gomes (2012)	64
2.2.8	Testando teorias para o consumo agregado no Brasil – Lopes (2017)	65
2.3	TRABALHOS ANTERIORES SOBRE VENDAS NO VAREJO.....	67
3	HIPÓTESES	77
3.1	RENDA	78
3.2	CRÉDITO AO CONSUMIDOR.....	79
3.3	TAXA DE JUROS	80
3.4	EXPECTATIVAS DAS FAMÍLIAS	82
3.5	ENDIVIDAMENTO E INADIMPLÊNCIA DOS CONSUMIDORES	83
4	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	85
4.1	DELINEAMENTO E DEFINIÇÃO DA PESQUISA.....	85
4.2	DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	86
4.3	COLETA DE DADOS	89
4.4	TRATAMENTO DOS DADOS.....	90
4.5	ANÁLISE DOS DADOS	91
4.5.1	Testes de estacionariedade	96
4.5.1.1	<i>Teste Dickey-Fuller Aumentado – ADF (Augmented Dickey-Fuller, 1979)</i>	96
4.5.1.2	<i>Teste Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados – ADF-GLS (1996)</i>	97
4.5.1.3	<i>Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin – KPSS (1992)</i>	98

4.5.1.4	<i>Teste para processos com quebra estrutural</i>	99
4.5.2	Testes de cointegração	102
4.5.2.1	<i>Engle e Granger (1987)</i>	103
4.5.2.2	<i>Johansen (1988)</i>	104
4.5.2.3	<i>Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c)</i>	108
4.5.3	Modelo vetorial de correção de erros	110
4.5.4	Testes de diagnóstico dos resíduos	111
4.5.5	Função impulso-resposta e decomposição da variância do erro de previsão ... 112	
4.5.6	Especificação dos modelos	114
5	ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	117
5.1	ANÁLISE DAS VARIÁVEIS.....	117
5.1.1	Índice do volume de vendas no varejo	117
5.1.2	Massa salarial ampliada disponível	119
5.1.3	Concessão de crédito à pessoa física	121
5.1.4	Taxa de juros: over/selic e operações de crédito	122
5.1.5	Expectativas dos consumidores	123
5.1.6	Índice de endividamento e inadimplência dos consumidores	126
5.1.7	Análise conjunta das séries de tempo	127
5.2	RESULTADOS DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	128
5.3	RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	131
5.4	RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO	140
5.5	RESULTADOS DOS MODELOS VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS....	143
5.6	RESULTADOS DA FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA E DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	149
5.7	VERIFICAÇÃO DAS HIPÓTESES	157
5.7.1	Hipótese 1 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelo aumento na massa salarial disponível	157
5.7.2	Hipótese 2 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelo aumento da concessão de crédito	158
5.7.3	Hipótese 3 – O comércio varejista brasileiro é influenciado negativamente pela alta da taxa de juros (taxa básica de juros da economia e taxa média de juros das operações de crédito)	159
5.7.4	Hipótese 4 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelas expectativas otimistas das famílias em relação às condições econômicas	160
5.7.5	Hipótese 5 – O comércio varejista brasileiro é influenciado negativamente pelo endividamento e inadimplência dos consumidores	161
6	CONCLUSÃO	165
6.1	CONTRIBUIÇÕES E LIMITAÇÕES DO TRABALHO	168
	REFERÊNCIAS.....	171
	APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	181
	APÊNDICE B – VERIFICAÇÃO DA SAZONALIDADE DA SÉRIE <i>lnMSAD</i>	185
	APÊNDICE C – RESÍDUOS DOS MODELOS.....	192
	APÊNDICE D – TESTE DE ESTABILIDADE DOS RESÍDUOS: MODELOS (3) E (4).	194
	APÊNDICE E - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	197
	APÊNDICE F – TESTE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS.....	200

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira atingiu uma estabilidade no período de 2004 a 2010. Essa estabilidade foi conquistada em função da manutenção, por parte do governo, do chamado tripé macroeconômico, constituído pelo regime de metas de inflação, metas de superávit primário e regime de câmbio flutuante (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JR., 2017; PAULA; PIRES, 2017). Após um período de crescimento médio de 1,7% ao ano, entre 2001 e 2003, a economia brasileira cresceu a uma média anual de 4,8%, tendo uma breve recessão em 2009 devido aos efeitos da crise mundial (PAULA; PIRES, 2017). Já em 2010, o Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil voltou a ter um resultado positivo, apresentando um crescimento de 7,5% (IBGE, 2017). A recuperação da estabilidade econômica do país, a partir de 2004, foi alcançada, inicialmente, pelo *boom de commodities* e, após, pelo aumento do consumo das famílias brasileiras, em virtude do aumento da renda real das famílias e do estímulo do governo ao crédito bancário (PAULA; PIRES, 2017).

O estímulo do governo ao crédito bancário ocorreu através de alterações no mercado de crédito, especialmente em relação ao crédito consignado (através da Lei Nº 10.820¹, de 17 de dezembro de 2003) e à alienação fiduciária (através da Lei Nº 10.931², de 02 de agosto de 2004). Segundo Lopes (2012), essa maior disponibilização de crédito foi resultado, dentre outros fatores, da maior bancarização dos brasileiros e do avanço da economia brasileira, decorrente do aumento de empregos formais, da melhoria do rendimento real e da massa salarial, juntamente com as políticas do governo de inclusão social e financeiras.

Além da ampliação da oferta de crédito, a redução das taxas de juros e o aumento nos prazos para pagamento dos empréstimos e financiamentos também decorreram da convergência desses fatores econômicos. Conforme o BCB (2013a), a consolidação da estabilidade macroeconômica favoreceu a redução das taxas de juros e o crescimento dos níveis de emprego e renda e os avanços institucionais permitiram a consolidação de modalidades de crédito com prazos mais longos e taxas mais reduzidas. Dessa forma, parcelas mensais com valores reduzidos permitiram que os efeitos do aumento do endividamento pudessem ser melhores ajustados ao orçamento das famílias. Portanto, as melhorias nas

¹ A Lei Nº 10.820, de 17 de dezembro de 2003, regulamentou o desconto de prestações em folha de pagamento, permitindo ao empregado regido pela Consolidação das Leis de Trabalho (CLT) autorizar o desconto em folha dos valores referentes ao pagamento de empréstimos, financiamentos, cartões de crédito e operações de arrendamento mercantil concedidos por instituições financeiras e sociedades de arrendamento mercantil.

² A Lei Nº 10.931, de 02 de agosto de 2004, dispõe sobre o patrimônio de afetação de incorporações imobiliárias, Letra de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Bancário.

condições da oferta de crédito permitiram que um mesmo nível de endividamento comprometesse uma parcela menor da renda das famílias (LOPES, 2012).

O consumo das famílias brasileiras apresentou uma importante expansão desde a última década. Segundo a Federação do Comércio de Bens e de Serviços do Estado do Rio Grande do Sul – Fecomércio-RS (2017), no período de 2004 a 2014, o Brasil experimentou um crescimento real do consumo das famílias de 58,6%, enquanto que, nos dez anos anteriores a esse período, o aumento tinha sido de 26,4%. Em termos *per capita* é possível verificar uma diferença ainda maior na evolução do consumo. Enquanto que no período de 1990 a 2003, a taxa média anual do consumo foi de 0,8%; no período de 2004 a 2011, a expansão média anual *per capita* do consumo foi de 4,1% (FECOMÉRCIO-RS, 2017).

Conforme Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2017), o consumo pessoal (ou consumo das famílias) se refere aos bens e serviços adquiridos voluntariamente no mercado pelos consumidores para a satisfação de suas preferências e necessidades. O consumo das famílias e a atividade comercial estão relacionados na medida em que o comércio busca atender as demandas de consumo das famílias. A ligação entre os produtores e fornecedores e os consumidores acontece por meio do comércio, que atua como intermediário dessa relação.

A importância do comércio para o desenvolvimento da economia brasileira pode ser percebida através dos resultados de suas atividades. Conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2016), as atividades comerciais brasileiras empregam significativa parcela da população e contribuem, em grande proporção, na composição do Produto Interno Bruto do país (PIB). O IBGE (2016) classifica o comércio brasileiro em três segmentos: (i) comércio de veículos automotores, peças e motocicletas; (ii) comércio por atacado; e (iii) comércio varejista.

A Sociedade Brasileira de Varejo e Consumo (SBVC) conceitua varejo como sendo toda atividade econômica relacionada à venda de um bem ou um serviço ao consumidor final, ou ainda, varejo é toda atividade que envolve “uma transação entre um CNPJ e um CPF” (SBVC, 2017). Para a SBVC (2017), o varejo, nos últimos anos, tem sido um setor de grande relevância para o crescimento econômico brasileiro, impulsionando o PIB brasileiro e apresentando-se como um “importante protagonista” para o desenvolvimento do país.

Considerando o crescimento econômico do Brasil na última década, resultante da expansão real do consumo das famílias (componente fundamental da demanda agregada), que, por sua vez, foi impulsionada pela ampliação da oferta de crédito e pelo aumento da renda *per capita* brasileira; e considerando o papel do varejo na geração de receitas, na oferta de empregos, no atendimento das demandas de consumo das famílias e na composição do PIB; o

presente trabalho tem como objeto de estudo o consumo das famílias, através do comércio varejista brasileiro (componente da oferta agregada). Em virtude de sua importância econômica, entende-se ser necessário o conhecimento e o aprofundamento do estudo dos fatores macroeconômicos determinantes do desempenho deste segmento do comércio.

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

Para Las Casas (2013), as empresas varejistas sofrem influências de variáveis incontornáveis do ambiente onde estão inseridas, sendo estas apontadas pelo autor como responsáveis pelo desempenho das empresas. Merlo (2011) afirma que o mercado varejista precisa ser constantemente monitorado e acompanhado, atentando-se as alterações do ambiente, pois essas mudanças podem ser origem de importantes ameaças ou mesmo de oportunidades.

Segundo Merlo (2011), as principais variáveis do ambiente a serem observadas são: as demográficas (relacionadas à idade média da população, à concentração populacional, à mobilidade, por exemplo); as sociais (correspondentes ao nível de escolaridade, à taxa de formação de novas famílias, aos divórcios, ao tamanho da família, por exemplo); e as variáveis econômicas (relacionadas ao nível de renda, à poupança, à taxa de emprego, às taxas de juros, à estabilidade econômica, ao desemprego, por exemplo).

Conforme Santos e Costa (1997), o volume de vendas no varejo responde de forma relativamente rápida às mudanças na conjuntura macroeconômica, deste modo, o desempenho das vendas no varejo pode ser atribuído a partir do comportamento das variáveis macroeconômicas. Por outro lado, os resultados do desempenho do comércio varejista podem ser indicadores precedentes do movimento geral da economia (MORAES; SILVA, 2015).

Assim como outros países, o Brasil sofreu com a crise econômica internacional, iniciada em 2008 nos EUA. Esta crise, causada pela inadimplência no mercado financeiro imobiliário americano, espalhou-se rapidamente por diversos países provocando a retração do comércio internacional e a restrição da oferta de crédito (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JR., 2017). Apesar disso, o Brasil manteve elevados índices de crédito e uma política econômica mais expansionista. A estabilidade da conjuntura macroeconômica brasileira e as expectativas de redução das taxas de juros e de recuperação do emprego e da renda incentivaram os bancos a redefinirem suas estratégias de expansão de crédito. O governo, então, conseguiu evitar uma deterioração das expectativas, possibilitando a recuperação da economia brasileira a partir de meados de 2009 (PAULA; PIRES, 2017).

Apesar da contração de 1,2%, em 2009, economia brasileira apresentou, em 2010, um avanço de 7,5% em relação ao ano anterior (IBGE, 2017).

De 2010 a 2017, o Brasil passou por três governos. A partir de 2011/2012, o governo apostou que o mix de política econômica, somado às isenções fiscais, seria suficiente para aumentar conjuntamente oferta agregada e demanda agregada de bens (PAULA; PIRES, 2017). Em 2015 e 2016 a economia brasileira sofreu com choques (ajuste fiscal, crise hídrica, desvalorização da moeda, aumento da taxa de juros Selic, etc.) e com seus efeitos secundários (aumento da taxa de juros, aumento do desemprego, queda da renda, contração do mercado de crédito e redução dos investimentos) que contribuíram para uma forte e prolongada recessão, com taxa de crescimento do PIB média negativa em 3,5% a.a. (PAULA; PIRES, 2017). Logo, observa-se que a economia brasileira foi marcada, no período compreendido de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, por movimentos de crescimento, estagnação e recessão.

O varejo brasileiro tem sofrido, desde 2014, uma forte desaceleração. Conforme a SBVC (2017), em 2010, o varejo teve um crescimento de 7,5%; enquanto que no ano de 2014 o setor parou de crescer e nos anos de 2015 e 2016 houve uma forte retração deste segmento de mercado. É possível perceber, a partir disso, uma possível relação entre as oscilações da conjuntura econômica e o consumo das famílias, de forma a impactar sobre o desempenho (positivo ou negativo) do segmento varejista.

Com base no que foi exposto, mostra-se a relevância de se investigar a influência dos fatores macroeconômicos, buscando compreender de que forma, isto é, em qual intensidade e direção, as variações desses fatores podem determinar o desempenho do comércio varejista. A partir disso, surge o seguinte problema de pesquisa: **De que maneira os fatores da conjuntura econômica influenciam, no longo prazo e curto prazo, as vendas do comércio varejista brasileiro, considerando o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017?**

1.2 OBJETIVOS

Os seguintes objetivos norteiam a realização deste trabalho, permitindo que os resultados sejam alcançados.

1.2.1 Objetivo geral

Identificar, mensurar e analisar os fatores macroeconômicos determinantes, no longo prazo e curto prazo, das vendas do comércio varejista brasileiro.

1.2.2 Objetivos específicos

- Identificar as variáveis macroeconômicas relevantes para o estudo do comportamento das vendas no varejo no Brasil citadas na literatura;
- analisar o comportamento destas variáveis macroeconômicas;
- verificar a existência de relação de equilíbrio de longo prazo e/ou relação de curto prazo entre as vendas no varejo (ampliado e restrito) e as variáveis macroeconômicas (massa salarial ampliada disponível, crédito à pessoa física, taxa de juros selic, taxa média de juros das operações de crédito, índice de confiança do consumidor, nível de endividamento e inadimplência do consumidor);
- estimar os efeitos das variáveis da conjuntura econômica sobre as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito, de modo a examinar as intensidades e significâncias de cada variável;
- examinar, na dinâmica de curto prazo, os efeitos dos choques das variáveis macroeconômicas sobre as vendas no varejo;
- mensurar a participação relativa, no curto prazo, dos choques aleatórios das variáveis macroeconômicas sobre as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito brasileiro.

1.3 JUSTIFICATIVA

A expansão real do consumo das famílias, no período de 2004 a 2014, foi de 58,6% em comparação aos dez anos anteriores em que expansão havia sido de 26,4% (FECOMÉRCIO-RS, 2017). Segundo a Fecomércio-RS (2017), essa expansão causou forte impacto sobre o desempenho do comércio e dos serviços, que tiveram um crescimento superior à média do PIB no mesmo período. Para a SBVC (2017), o consumo das famílias é a principal referência do volume que o varejo como um todo movimentou no país.

O consumo das famílias, sob a ótica da demanda, e o comércio, sob a ótica da oferta, possuem participação expressiva na composição do PIB brasileiro. Conforme o IBGE (2017), o PIB brasileiro de 2017 totalizou R\$ 6,56 trilhões em valores correntes. Do lado da oferta, o comércio representou 17,35% do PIB de 2017. Enquanto do lado da demanda, o consumo das famílias teve uma participação percentual de 63,4% do total do PIB (IBGE, 2017). Além disso, os resultados da última publicação completa da Pesquisa Anual de Comércio (PAC),

referente ao ano de 2014 (IBGE, 2016), mostram que, embora composto por empresas de menor porte médio, o segmento varejista respondeu, em comparação aos demais segmentos, por 73,7% (7,9 milhões) do total do pessoal ocupado³ e por 62,9% (R\$ 117,2 bilhões) de salários e outras remunerações do total pago na atividade comercial (IBGE, 2016).

As decisões das famílias em relação ao consumo afetam o comportamento da economia de modo geral, tanto no curto quanto no longo prazo. Para a economia de longo prazo, estudar a decisão de consumo é fundamental devido à sua influência sobre o crescimento econômico do país (MANKIW, 2018). Na análise de longo prazo, as decisões das famílias estão relacionadas a questões do tipo, por exemplo: consumir no presente ou consumir futuro (poupanço) sua renda. Sendo que essa poupança é fundamental para o investimento e o estoque de capital, pois contribui para a prosperidade da economia e do padrão de vida (HALL; LIEBERMAN, 2003). Já para a economia de curto prazo, a importância de analisar a decisão de consumo é devido a sua interferência na determinação da demanda agregada, impactando, conseqüentemente, na composição do PIB. De modo que, flutuações de curto prazo no consumo podem impactar sobre crescimentos e recessões na economia de um país e, além disso, a propensão marginal a consumir é considerada essencial para elaboração da política fiscal (MANKIW, 2018).

Diversas teorias buscaram explicar o comportamento do consumo, principalmente, em relação às mudanças na renda, verificando se as alterações no consumo respondiam às mudanças previstas na renda permanente ou às variações na renda corrente. Keynes (1936) relacionou o consumo presente com a renda presente, sendo esta a principal determinante daquela, enquanto que a taxa de juros não apresentava importância (MANKIW, 2018). Levando em consideração que a renda varia sistematicamente ao longo da vida, Modigliani e Brumberg (1954), através da Hipótese do Ciclo de Vida, afirmam que os consumidores poupam nos momentos em que a renda é alta e transferem essa poupança para os momentos em que a renda é baixa, buscando, dessa forma, manter um padrão de consumo estável. Friedman (1957), por meio da Hipótese de Renda Permanente, defendeu que o consumo deve depender principalmente da renda permanente, enquanto que a poupança e os empréstimos são utilizados para suavizar o consumo nos períodos que ocorrem variações (transitórias) na renda corrente. Hall (1978) alega que as variações no consumo são imprevisíveis, devido às alterações inesperadas da renda. Logo, a série de consumo se comportaria como um passeio aleatório. No entanto, Flavin (1981), ao analisar os dados da série de consumo dos Estados

³ O termo “pessoal ocupado” corresponde ao número de pessoas que tenham sido remuneradas diretamente pela empresa (IBGE, 2016).

Unidos, rejeitou a hipótese de Hall (1978), afirmando que havia um excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente. Campbell e Mankiw (1989) consideraram a existência de dois tipos de consumidores: um grupo que tem seu consumo relacionado à sua renda corrente (λ), enquanto o outro grupo se comporta como previsto pela teoria de Hall (1978).

Portanto, partindo da importância do estudo do impacto dessas relações, tanto no longo prazo quanto no curto prazo, as variáveis econômicas utilizadas neste trabalho são analisadas utilizando-se os conceitos de cointegração e de modelo vetorial de correção de erros (VECM). O teste de cointegração examina a interação entre as séries de tempo, verificando se estas séries possuem, ou não, equilíbrio de longo prazo. Concluindo-se pela existência de cointegração, pode-se assumir que existe pelo menos uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. Em não se confirmando a cointegração, a relação entre as variáveis é representada através de um modelo de vetor autorregressivo (VAR).

A possibilidade de ocorrer mudanças nos parâmetros das variáveis econômicas deve ser considerada na análise de séries econômicas, tendo em vista que as relações entre essas variáveis podem ser afetadas pelas oscilações da conjuntura econômica. *Dummies* de quebra podem ser utilizadas para capturar os efeitos de eventos históricos. No entanto, a inclusão de termos determinísticos nas séries, como, por exemplo, tendências e *dummies* de quebra, mudam as distribuições assintóticas dos testes de cointegração de Johansen (1988). Contribuindo nesse sentido, Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) propuseram um teste de cointegração que permitem que termos determinísticos sejam incluídos e mostram que as distribuições não são afetadas pela inclusão destes termos. O teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) inicia com a estimação dos parâmetros dos termos determinísticos, que são, na sequência, subtraídos da série original e, por fim, um teste tipo Johansen é aplicado sobre a série ajustada.

Antes da realização dos testes de cointegração, é necessário que a ordem de integração das séries seja verificada. Os testes tradicionais de raiz unitária têm seu desempenho reduzido na presença de quebras estruturais. Neste trabalho são utilizados, além dos testes tradicionais, os testes de raiz unitária propostos por Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002). Nestes testes, uma função de mudança pode ser adicionada ao termo determinístico da série, permitindo que quebras estruturais ocorram ao longo de um número de períodos e sugerem uma transição suave para um novo nível.

Ainda que se constate a presença de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, não se pode descartar a possibilidade de que, no curto prazo, existam desequilíbrios nesta relação. O termo de erro da equação de cointegração, tratado como “erro de equilíbrio”, é, então

utilizado no estudo do comportamento de curto prazo entre as variáveis cointegradas. Apesar da imprevisibilidade das flutuações econômicas de curto prazo, as informações sobre a situação da economia do país contribuem para o planejamento das políticas do governo, das empresas e das famílias (MANKIW, 2018). Conhecer, acompanhar e analisar os indicadores econômicos se torna fundamental para a determinação das ações das empresas comerciais, em especial das empresas varejistas, e do governo, ainda mais em um período recente marcado pela instabilidade da economia brasileira. Além disso, a eficácia das políticas econômicas de crescimento e de controle dos ciclos econômicos pode ser melhor alcançada a partir do conhecimento dos fatores determinantes do consumo.

Também se tem o interesse de examinar os efeitos de outras variáveis econômicas, pouco, ou ainda não, utilizadas em outros trabalhos, sobre as vendas no varejo, sendo elas: o índice de confiança do consumidor, o endividamento e a inadimplência do consumidor. Para a Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC, 2018), acompanhar os indicadores relacionados ao endividamento do consumidor possibilita o conhecimento e a análise da capacidade de endividamento e de consumo futuro destes consumidores, verificando de que forma suas rendas estão comprometidas com dívidas e quais são suas percepções em relação à sua capacidade de pagamento. Esse acompanhamento se torna ainda mais necessário com o aumento da importância do crédito na economia brasileira, principalmente do crédito ao consumidor. Já as expectativas dos consumidores são importantes determinantes da demanda agregada e o índice de confiança do consumidor traz relevantes informações sobre a impressão destes consumidores em relação à economia atual e futura. Essa percepção impacta diretamente no comportamento atual do consumo, de modo que um sentimento otimista contribui para o aumento da intenção de consumo, e, do contrário, o sentimento pessimista deixa o consumidor mais cauteloso em relação aos seus gastos.

Fouto (2008) e Lazier (2013) estudaram os fatores determinantes do desempenho das vendas no segmento varejista. Fouto (2008) examinou os fatores condicionantes das vendas de varejo, no período de junho de 2000 a junho de 2007, período marcado pelo início da estabilidade da inflação no Brasil. O autor utilizou como variáveis explicativas a renda do trabalhador assalariado, taxas de juros, sazonalidade, prazo de pagamento e um indicador de alavancagem que relaciona volume de crédito e renda do consumidor, através de diferentes modelagens econométricas de séries temporais.

Já o trabalho de Lazier (2013) avaliou os efeitos da taxa de juros da economia brasileira e da taxa de juros ao consumidor, entre outros fatores da conjuntura econômica, sobre parcela do consumo, representada pelas vendas no varejo. O período considerado pelo

autor, entre janeiro de 2001 e outubro de 2012, a economia brasileira sofreu com choques internacionais. As variáveis utilizadas na análise realizada por Lazier (2013) foram o rendimento do consumidor, o crédito ao consumo, a taxa de desemprego, a formação bruta de capital fixo (representando o volume de investimento na economia), índice Bovespa (representando o valor das empresas no mercado de capitais) e a produção industrial. Portanto, este trabalho busca realizar uma atualização dos trabalhos de Fouto (2008) e Lazier (2013), de modo a verificar os efeitos das variáveis da conjuntura econômica sobre o comportamento das vendas no varejo brasileiro em um período mais recente. Período este marcado pelo aumento do volume de vendas, seguido pela estagnação e passando por um tempo de crescimento negativo.

Além disso, considerou-se que ainda existem poucos trabalhos nessa linha de pesquisa sobre o desempenho do setor varejista brasileiro. Conforme Moraes e Silva (2015, p. 36), “raros trabalhos investigam os elementos macroeconômicos que explicam o desempenho do setor, sobretudo no período recente, tampouco em suas particularidades regionais”. Por sua vez, Obadić e Globan (2015) expõem o fato que não terem encontrado outro trabalho que tenha testado a relação entre o nível de endividamento das famílias e o comércio varejista na Croácia.

Este trabalho busca contribuir com uma análise empírica e teórica da relação, no longo prazo e curto prazo, entre variáveis da conjuntura macroeconômica brasileira e as vendas no varejo brasileiro, por meio da influência no desempenho deste setor.

1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO

O presente trabalho está estruturado em seis capítulos. O primeiro capítulo traz uma introdução sobre o tema estudado, apresentando a problemática da pesquisa, os objetivos (geral e específicos) a serem alcançados, além de trazer a relevância desta pesquisa, justificando sua realização. No segundo capítulo, a fundamentação teórica que dá sustentação a este estudo é apresentada por meio da exposição das teorias de consumo, seguidas pelos primeiros trabalhos que testaram essas teorias com dados de consumo agregado do Brasil. Ao final desse capítulo, são trazidos alguns trabalhos que abordaram os efeitos de variações das variáveis macroeconômicas sobre as vendas no comércio varejista, permitindo, desta forma, comparar os resultados encontrados por estes autores com os resultados desta pesquisa. A terceira parte apresenta as hipóteses construídas a partir do levantamento na literatura e que são, posteriormente, testadas por meio da análise estatística e econométrica. No quarto

capítulo são apresentados os procedimentos metodológicos adotados para realização da coleta, tratamento e análise dos dados desta pesquisa. Por fim, a análise e discussão dos resultados e as conclusões deste trabalho são apresentadas nos capítulos cinco e seis, respectivamente, a partir da combinação das estimações, testes e análise dos modelos econométricos e dos conceitos da teoria econômica.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Diversos motivos podem induzir e determinar as expectativas e comportamentos dos consumidores. Para Merlo e Ceribeli (2014), os fatores que agem sobre o comportamento dos consumidores podem ser agrupados em três categorias: fatores sociais, fatores demográficos e fatores psicológicos e psicográficos. Os fatores sociais envolvem a cultura e a classe social do consumidor, que definem o perfil de produtos que serão consumidos; além dos grupos de referência com os quais os consumidores têm maior contato. Já os fatores demográficos referem-se às características individuais dos consumidores, englobando, por exemplo, o gênero, a idade e o estágio do ciclo de vida. Por fim, os fatores psicológicos e psicográficos incluem a percepção humana e a personalidade individual, além do estilo de vida dos consumidores. A partir disso, nota-se que, em suas decisões em relação ao consumo, os consumidores levam em consideração diferentes fatores.

Além de considerar a influência desses fatores, deve-se levar em conta que os recursos dos consumidores são limitados a um determinado orçamento⁴, e, devido a essa restrição, eles não podem adquirir tudo que desejam (MONTELLA, 2012). Assim sendo, os consumidores decidem o que vão adquirir de modo a maximizar o seu nível de satisfação, chamado pelos economistas de utilidade (MANKIW, 2018), de forma que suas necessidades e desejos sejam atendidos com o volume de recursos que dispõe. O consumo, portanto, se caracteriza como uma escolha individual e utilitária através da qual o consumidor busca por bens e serviços que lhe trarão maior benefício (BARROS; PINTO, 2014).

Além dessa limitação no volume de recursos, os consumidores precisam decidir a finalidade da sua renda corrente, ou seja, se a renda corrente será integralmente destinada ao consumo imediato ou se fração dessa renda será destinada à poupança para, então, ser utilizada no consumo futuro. Ao terem que decidir sobre quanto consumir no presente e quanto poupar para o futuro, os consumidores enfrentam uma restrição orçamentária intertemporal⁵ (MANKIW, 2018).

A decisão em relação ao consumo é um tema tratado pelos campos da Micro e da Macroeconomia. A microeconomia aborda o comportamento dos tomadores de decisão (famílias e empresas) no âmbito individual, estudando como as decisões das famílias e empresas são tomadas e de que forma elas interagem entre si nos mercados (MANKIW, 2013,

⁴ O limite em relação ao montante que pode ser gasto pelos consumidores é conhecido como restrição orçamentária e é a razão pela qual o consumo é, frequentemente, menor do que o desejado (MANKIW, 2018).

⁵ A restrição orçamentária intertemporal representa os recursos totais disponíveis pelos consumidores para o consumo hoje e no futuro (MANKIW, 2018).

2018). Dessa forma, considera-se que o princípio fundamental da microeconomia é a otimização dos recursos, levando em conta os objetivos e as restrições aos quais as famílias e as empresas estão condicionadas (MANKIWI, 2018).

Por sua vez, a macroeconomia estuda os fenômenos, suas forças e tendências, que impactam sobre o comportamento da economia como um todo (MANKIWI, 2013, 2018), trabalhando “tanto com o crescimento econômico no longo prazo quanto com as flutuações no curto prazo que constituem o ciclo econômico” (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013, p. 3). Os fenômenos analisados podem ser, por exemplo, as expansões e recessões econômicas, a produção total de bens e serviços, o crescimento da produção, as taxas de inflação e de desemprego, o balanço de pagamentos e as taxas de câmbio. Dessa forma, a macroeconomia busca explicar as mudanças econômicas que afetam, em conjunto, as famílias, as empresas e os mercados (MANKIWI, 2018). Além disso, a macroeconomia se concentra, por exemplo, nas políticas econômicas que afetam o consumo e o investimento, nos fatores determinantes das variações nos salários e nos preços, nas taxas de juros, nas políticas monetária e fiscal, buscando melhorar o desempenho da economia de um país (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013).

Mankiw (2013, p. 28) expressa a relação entre a micro e a macroeconomia ao afirmar que “conforme as mudanças na economia como um todo resultam das decisões de milhões de pessoas, é impossível entender os desdobramentos macroeconômicos sem considerar as decisões microeconômicas a eles associados”. E ainda, ao declarar que “uma vez que variáveis agregadas correspondem à soma entre as variáveis que descrevem diversas decisões individuais, a teoria macroeconômica se fundamenta em um alicerce microeconômico” (MANKIWI, 2018, p. 110). Podem-se citar como exemplos da ligação entre a Micro e a Macroeconomia, as instabilidades econômicas e alterações de impostos que afetam tanto a economia como um todo, quanto os tomadores de decisão no âmbito individual. Já a relação da decisão do consumidor entre os campos da micro e da macroeconomia, é expressa por Fouto (2008, p. 12) quando o autor coloca que “o consumo na economia como um todo é o agregado das decisões de consumo de milhões de famílias” e algumas influências, por serem comuns a todas as famílias, afetam a unidade familiar.

Segundo Mankiw (2018), o ciclo econômico de um país por ser analisado por meio do Produto Interno Bruto (PIB), pois este “constitui o aferidor mais abrangente para as condições gerais da economia”. Ainda conforme Mankiw (2018), “o produto interno bruto da economia mede o total da renda e o total dos gastos nessa economia”. Ou ainda, conforme Dornbusch, Fischer, Startz (2013, p. 26), o PIB “é o valor de todos os bens e serviços finais produzidos

em determinado período de tempo” e, em equilíbrio, a quantidade de produto é igual à quantidade demandada. A demanda total do PIB é constituída por quatro componentes: gastos com consumo pelas famílias, gastos com investimento pelas empresas e famílias, compras de bens e serviços pelo governo e o valor líquido das exportações (exportações menos importações).

Segundo Montella (2012, p. 131), “o consumo das famílias corresponde ao valor dos bens de consumo adquiridos por elas”. Já para Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2017), o consumo é a parcela da renda das famílias que é destinada à compra de bens e serviços para a satisfação de suas necessidades, inclui todos os gastos na aquisição de bens de consumo leves (alimentos, vestuários, por exemplo), bens de consumo duráveis (geladeira, automóvel, por exemplo) e serviços (educação, corte de cabelo, etc.). Conforme Mankiw (2018), o consumo das famílias corresponde ao componente mais importante do PIB e suas oscilações podem ser fundamentais aos hipercrecimentos e às recessões da economia.

A partir das teorias do consumo, este trabalho buscou identificar e analisar alguns dos fatores determinantes do volume de vendas do comércio varejista brasileiro, sob um enfoque do campo da macroeconomia. Para Fouto (2008, p. 12), apesar do fato de consumo e vendas apresentar diferentes conceitos, “ambos podem ser vistos grosso modo como diferentes faces da mesma moeda”. Para Lazier (2013), uma parcela do consumo agregado é constituída pelas vendas no varejo. De um lado, o consumo das famílias representa um componente importante da demanda agregada, enquanto que, do outro lado, o comércio de bens e serviços representa a oferta agregada. Ambos possuem grande relevância na determinação do PIB e, portanto, são importantes para o desempenho da economia como um todo. Para este estudo, o índice do volume de vendas reais do varejo será utilizado como *proxy* para consumo agregado.

Neste capítulo são apresentadas algumas das teorias que analisaram as relações entre as mudanças no consumo e as mudanças na renda. Na sequência, são trazidos alguns dos trabalhos que testaram as teorias do consumo utilizando dados brasileiros de consumo e renda agregados. Por fim, são trazidos estudos que analisaram o desempenho das vendas do setor varejista em relação a determinadas variáveis macroeconômicas.

2.1 LITERATURA INTERNACIONAL SOBRE O CONSUMO

Diversas teorias foram elaboradas no sentido de explicar o comportamento do consumo em relação às mudanças na renda dos consumidores. Tais teorias buscaram verificar de que modo o consumo responde as alterações na renda, se o seu desempenho é devido às

alterações previstas na renda corrente ou às alterações da renda permanente. A seguir são apresentados alguns dos principais trabalhos da literatura científica que abordam a relação entre consumo e renda.

2.1.1 Função consumo - Keynes (1936)

Em 1936, Keynes publicou a obra intitulada “Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”, na qual o autor desenvolveu a função consumo que se tornou fundamental para a sua teoria sobre as oscilações econômicas e para a análise macroeconômica a partir de então (MANKIWI, 2018). Para Keynes (1982), o montante gasto em consumo dependia: (i) do montante da renda; (ii) de outras circunstâncias objetivas que o acompanhavam; e (iii) das necessidades subjetivas, propensões psicológicas e dos hábitos.

Os principais fatores objetivos apresentados por Keynes (1982) que influenciariam a propensão a consumir eram: (1) variação na unidade de salário; (2) variação na diferença entre renda e renda líquida; (3) variações imprevistas nos valores de capital (bens) não considerados no cálculo da renda líquida; (4) variações na taxa intertemporal de desconto, isto é, na relação de troca entre os bens presentes e os bens futuros; (5) variações na política fiscal; (6) modificações das expectativas da relação entre os níveis presentes e futuros da renda.

Quanto aos fatores subjetivos, Keynes (1982) apresentou oito motivos importantes que levariam os consumidores a se abster de gastar sua renda: (1) constituir uma reserva para fazer face a contingências imprevistas (motivo chamado de Precaução); (2) preparar-se para uma relação futura prevista entre a renda e as necessidades do indivíduo e sua família, diferente da que existe no momento (motivo chamado de Previdência); (3) obter benefício do juro e da valorização, dado que um consumo real maior no futuro é preferível a um consumo presente mais reduzido (motivo chamado de Cálculo); (4) com objetivo de desfrutar de um gasto progressivamente crescente, através da expectativa de um nível de vida que melhore gradualmente (motivo chamado de Melhoria); (5) objetivando desfrutar de uma sensação de independência ou do poder de fazer algo, mesmo sem intenção definida (motivo chamado de Independência); (6) garantir uma *masse de manoeuvre* para realizar projetos especulativos ou econômicos (motivo chamado de Iniciativa); (7) deixar uma fortuna (motivo chamado de Orgulho); (8) satisfazer a pura avareza (motivo chamado de Avareza).

Portanto, a relação entre a renda e o que se esperava que fosse gasto em consumo dependia das características psicológicas dos consumidores, a qual Keynes (1982) chamava

de propensão a consumir. A partir disso, Keynes representou os fatores objetivos e subjetivos através de um multiplicador chamado de propensão marginal a consumir⁶ (KEYNES, 1982).

A função consumo keynesiana é expressa conforme a equação (1).

$$C = \bar{C} + cY \quad (1)$$

Onde em (1), C corresponde ao consumo; Y representa a renda disponível; a constante \bar{C} denota o nível de consumo autônomo ($\bar{C} > 0$) e c corresponde à propensão marginal a consumir. Apesar de ter considerado alguns fatores objetivos intertemporais⁷, Keynes assumiu que o consumo era ocasionado pela renda corrente, considerando-a o principal determinante do consumo, enquanto que a taxa de juros não apresentava grande importância para o consumo, não sendo, portanto, incluída na equação (MANKIWI, 2018). Além disso, Keynes (1982) considerou que a propensão marginal a consumir variava entre zero e um ($0 < c < 1$). Ou seja, à medida que a renda aumentava, o consumo também crescia, mas não na mesma proporção que a renda.

Estudos posteriores, utilizando dados de séries históricas de curto prazo das famílias, confirmaram os resultados da função consumo keynesiana. No entanto, nos estudos que utilizaram séries temporais de longo prazo, foram encontradas grandes diferenças, positivas ou negativas, entre os valores estimados e seus correspondentes reais. A partir destes resultados, foi constatado que a função consumo elaborada por Keynes não era válida para séries históricas de longo prazo, favorecendo, a partir disso, o surgimento das primeiras críticas a essa função. Os indícios sugeriam que existiam duas relações entre consumo e renda, que foram chamadas de função consumo de longo prazo e função consumo de curto prazo (MANKIWI, 2018).

2.1.2 Escolha intertemporal - Fisher (1930)

Irving Fisher (1930) propôs a teoria do comportamento do consumidor. O autor desenvolveu um modelo com o qual era possível analisar como consumidores racionais e que

⁶ A propensão marginal a consumir (PMgC) representa o aumento no consumo por unidade adicional de renda disponível; já a propensão média a consumir (PMC) é obtida através da razão entre consumo e renda, sendo que essa proporção diminui à medida que a renda aumenta (FROYEN, 2013; MANKIWI, 2018). Esses conceitos foram conjecturados por Keynes e também se aplicam as relações entre poupança e renda.

⁷ Conforme os itens (4) e (6): variações na taxa intertemporal de desconto, isto é, na relação de troca entre os bens presentes e os bens futuros; e, modificações das expectativas acerca da relação entre os níveis presentes e futuros da renda (KEYNES, 1982).

possuíam preocupações em relação ao futuro realizavam suas escolhas intertemporais⁸ (MANKIW, 2018). Para Fisher (1930), os consumidores utilizavam de suas restrições e preferências na decisão do melhor momento para consumir, com o intuito de maximizar o nível de satisfação ao longo da vida. Portanto, as restrições e preferências dos consumidores determinavam, conjuntamente, as escolhas de consumo e poupança (MANKIW, 2018).

A partir da escolha de quanto consumir no presente e o quanto poupar para o consumo futuro, o consumo estava sujeito a uma taxa de juros e a uma restrição orçamentária⁹. Considerando um indivíduo que vive apenas dois períodos, tem-se que no primeiro período, conforme (2), a poupança é igual à renda menos o consumo. No segundo período, o consumo corresponde à soma da poupança acumulada, incluindo os juros recebidos sobre essa poupança, e da renda relativa ao segundo período, conforme (3).

$$S = Y_1 - C_1 \therefore C_1 = Y_1 - S \quad (2)$$

$$C_2 = Y_2 + S(1 + r) \quad (3)$$

Onde em (2) e (3), S representa a poupança; C_1 e Y_1 correspondem, respectivamente, ao consumo e à renda do consumidor no primeiro período; enquanto que C_2 e Y_2 correspondem às informações do segundo período; e r representa a taxa de juros real.

Para Fisher (1930), além de poupar, o consumidor também poderia obter empréstimos, logo, a variável S pode representar tanto poupança quanto empréstimo. Sendo o consumo corrente menor que a renda, o consumidor estaria poupando ($S > 0$), caso contrário, se o consumo corrente fosse maior que a renda, o consumidor estaria contraindo empréstimos ($S < 0$). A obtenção de empréstimo permite que o consumo corrente exceda a renda corrente do consumidor, possibilitando, desta forma, que uma parcela da renda futura seja consumida no presente.

Pressupondo que a taxa de juros do empréstimo seja igual à taxa de juros da poupança e substituindo (2) em (3), a equação da restrição orçamentária intertemporal do consumidor é expressa conforme equação (4).

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \quad (4)$$

⁸ As escolhas intertemporais correspondem às escolhas de diferentes períodos de tempo (MANKIW, 2018).

⁹ A restrição orçamentária intertemporal mede os recursos disponíveis para consumo presente e futuro (MANKIW, 2018).

A equação (4) relaciona o consumo de dois períodos com a renda de dois períodos, sugerindo que o consumo depende do valor presente da renda corrente e da renda futura. Assim, o modelo desenvolvido por Fisher considera que o consumo depende, além da renda corrente, da renda que o consumidor espera ter ao longo de toda a sua vida. Esta conclusão é diferente da conclusão apresentada por Keynes, na qual o consumo presente é determinado, em grande parte, pela renda corrente do consumidor.

Considerando que os consumidores têm preferências com relação ao consumo presente (C_1) e ao consumo futuro (C_2), uma taxa de preferência temporal, denotada por δ , pode ser adicionada, resultando na equação (5). A taxa de preferência temporal expressa a influência da impaciência humana em relação ao consumo ou da preferência temporal do consumidor.

$$C_2 = C_1 \frac{1+r}{1+\delta} \quad (5)$$

Segundo Fisher (1930), a taxa de preferência pela renda presente em comparação com a renda futura depende se o consumidor é um gastador ou poupador. Comparando a taxa de juros (r) com a taxa de preferência temporal do consumidor (δ), têm-se as seguintes possibilidades para o comportamento de consumo do consumidor:

- i. Se $r > \delta$, a preferência pela poupança é maior, o consumidor comprará a renda futura com parte de sua renda corrente abundante (FISHER, 1930). Logo, o consumo será maior no segundo período;
- ii. Se $r < \delta$, a impaciência do consumidor fará com que o consumo seja maior no primeiro período. O empréstimo permitirá que o consumo atual exceda a renda atual do consumidor, através da antecipação de uma parcela da renda futura;
- iii. Se $r = \delta$, o consumo será estável ao longo do tempo. Em um mercado de empréstimos ideal, onde cada indivíduo pode emprestar ou tomar emprestado livremente, a taxa de preferência ou impaciência pela renda presente em relação à renda futura se tornariam, na margem, exatamente iguais à taxa de juros (FISHER, 1930).

Portanto, a influência da taxa de juros sobre as decisões de consumo dependem se o consumidor está poupando ou se está recorrendo a empréstimos e se seu fator de impaciência for alto. O aumento da taxa de juros pode, ao mesmo tempo, estimular a poupança ao fazer o consumidor consumir uma quantidade menor no primeiro período, ou pressionar para baixo a

poupança quando o consumidor deseja manter seu consumo estável ao longo dos dois períodos (MANKIW, 2018).

As contribuições da teoria do comportamento do consumidor de Fisher serviram de base para as teorias da Hipótese de Renda Permanente (HRP), desenvolvida por Milton Friedman, e da Hipótese do Ciclo de Vida (HCV), desenvolvida por Franco Modigliani (MANKIW, 2018). Cavalieri (1994) aponta três características do modelo de Fisher que podem ser relacionadas às Hipóteses do Ciclo de Vida e da Renda Permanente:

- i. Devido à racionalidade dos indivíduos com relação às decisões de poupança. Desconsiderando a incerteza quanto ao futuro, supõe-se que os indivíduos têm como motivos para poupar: a suavização do consumo no tempo e a taxa de juros positiva como incentivos para trocar o consumo presente pelo consumo futuro, que dependem das preferências do consumo em diferentes tempos;
- ii. consiste na utilização de um modelo com vários períodos, onde o consumo depende do valor presente da riqueza, da taxa de juros e das preferências. As variações na renda somente influenciariam o consumo através do seu efeito sobre a riqueza; e,
- iii. relaciona-se ao conceito de consumo utilizado por Fisher, o qual se refere ao uso de um bem e não na despesa realizada pela sua aquisição.

A contribuição do modelo de Fisher para a teoria do consumo por meio da associação com a suavização do consumo é devido ao consumo não ser uma função apenas da renda corrente, mas também da renda esperada, da taxa de impaciência do consumidor e da taxa de juros (STETER, 2013).

2.1.3 Hipótese do ciclo de vida - Modigliani (1954)

Franco Modigliani formulou a Hipótese do Ciclo de Vida (HCV). As bases do modelo do Ciclo de Vida foram elaboradas por Modigliani, juntamente com Richard Brumberg, em 1954, a partir do postulado clássico de maximização da utilidade de vida das famílias, sendo constituído por um período de vida economicamente ativo seguido por uma fase não produtiva, correspondente à aposentadoria (MODIGLIANI; BRUMBERG, 1954).

Partindo da teoria de escolhas do consumidor, Modigliani e Brumberg (1954) supõem que o indivíduo recebe a utilidade apenas do consumo presente e futuro e dos ativos recebidos (riquezas). Além disso, os autores assumem que o nível de preço dos produtos de consumo não muda sensivelmente em relação ao restante de vida útil, de modo que o volume de

consumo esteja relacionado exclusivamente ao seu valor. Então, para um indivíduo de idade t , Modigliani e Brumberg (1954) apresentam a função consumo, conforme equação (6).

$$U = U(c_t, c_{t+1}, \dots, c_L, a_{L+1}) \quad (6)$$

Onde em (6), c_t corresponde ao consumo do indivíduo durante o t -ésimo ano, t é medido a partir do início do período de vida economicamente ativo; a_t corresponde aos ativos no início do período t ; L representa o tempo de vida útil do indivíduo, ou seja, o tempo de vida com significância econômica que corresponde ao período de produtividade (N) e ao período da aposentadoria (M).

Dado que a função consumo deveria ser maximizada sujeita à restrição orçamentária, Modigliani e Brumberg (1954) expressaram a função conforme apresentado em (7).

$$a_t + \sum_{\tau=t}^N \frac{y_{\tau}}{(1+r)^{\tau+1-t}} = \frac{a_{L+1}}{(1+r)^{L+1-t}} + \sum_{\tau=t}^L \frac{c_{\tau}}{(1+r)^{\tau+1-t}} \quad (7)$$

Onde em (7), y_{τ} e c_{τ} correspondem à renda esperada e ao consumo planejado pelo indivíduo no t -ésimo ano, para $\tau > t$; r corresponde à taxa de juros, que não deve mudar sensivelmente sobre o restante de vida útil.

Para Modigliani, as decisões dos consumidores em relação ao consumo levam em consideração todo o fluxo de rendimentos que eles esperam ter ao longo de suas vidas. Modigliani parte do pressuposto de que o consumidor deseja alcançar, diante das flutuações na renda, uma trajetória de consumo estável ao longo de sua vida, apresentando um comportamento maximizador (MANKIW, 2018). O fato de a renda variar sistematicamente ao longo da vida dos consumidores faz com que eles poupem nos momentos em que a renda é mais alta (juventude e meia idade, isto é, nos anos de vida economicamente ativa) e transfiram essa poupança para os momentos em que a renda é mais baixa (período da aposentadoria).

A função consumo individual, apresentada por Modigliani e Brumberg (1954), que relaciona o consumo corrente aos seus determinantes, é expressa conforme (8).

$$c = c(y, y^e, a, t) = \frac{1}{L_t} a + \frac{1}{L_t} y + \frac{(N-t)}{L_t} y^e \quad (8)$$

Onde em (8), c corresponde ao consumo atual; y representa a renda atual; y^e corresponde à renda média esperada pelo indivíduo; L_t denota a expectativa de vida até a

idade t , de forma que $L_t = L + 1 - t$. As variáveis sem apresentação de tempo devem ser relacionadas ao período atual. De forma mais genérica, o consumo pode ser representado conforme equação (9).

$$C = \alpha W + \beta Y \quad (9)$$

Onde em (9), W representa a riqueza; Y denota a renda; o parâmetro α corresponde à propensão marginal a consumir da riqueza; e o parâmetro β corresponde à propensão marginal a consumir da renda. A propensão marginal a consumir da riqueza é usada para relacionar as mudanças no valor dos ativos ao consumo corrente (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013).

Modigliani e Brumberg (1954) concluíram que na presença de variações de curto prazo na renda, a proporção da renda consumida tenderia a cair com a renda e a elasticidade do consumo em relação à renda seria menor que um. Outro resultado importante encontrado pelos autores é que a elasticidade do consumo em relação à renda dependeria de três fatores principais que podem variar em diferentes amostras. Essa elasticidade resultaria, inversamente, (a) do grau de variabilidade de curto prazo da renda; (b) da magnitude das variações ao longo do tempo na componente permanente do rendimento que dão origem a desequilíbrios na relação entre a riqueza e o componente permanente; e, diretamente, (c) da elasticidade das expectativas de renda.

Logo, de acordo com (9), o consumo atual é uma função linear e homogênea da renda atual, renda média esperada e dos ativos iniciais, sendo que os coeficientes dependentes da idade do indivíduo (MODIGLIANI; BRUMBERG, 1954). O consumo, portanto, depende tanto da riqueza quanto da renda. Se o consumidor estabilizar o consumo ao longo de sua vida, ele irá poupar e acumular riqueza durante seus anos de vida economicamente ativa e utilizar a poupança ao longo de sua aposentadoria.

2.1.4 Hipótese de renda permanente - Friedman (1957)

Friedman, em 1957, também adotou a teoria das escolhas do consumidor de Irving Fisher, na qual o consumidor não considera apenas sua renda corrente, mas uma estimativa em relação à renda que espera ter no longo prazo. Friedman (1957) distinguiu os conceitos entre a renda registrada, chamando de renda corrente, e a renda à qual os consumidores

adaptavam seu comportamento, chamando de renda permanente; e, de maneira semelhante, entre os conceitos de consumo corrente e consumo permanente.

Através da Hipótese de Renda Permanente (HRP), Friedman afirmou que a renda dos consumidores poderia passar por variações aleatórias e temporárias (de ano para ano, por exemplo), que não impactariam significativamente sobre o consumo (MANKIWI, 2018). Os efeitos que duram menos que um determinado período de tempo eram considerados por Friedman (1957) como transitórios, enquanto que os efeitos que perduram por mais tempo eram chamados permanentes. Friedman (1957) sugeriu, então, que a renda corrente (renda atual) (Y) era composta pela soma entre dois componentes: renda permanente (Y^P) e renda transitória (Y^T), conforme equação (10).

$$Y = Y^P + Y^T \quad (10)$$

Logo, a renda permanente corresponde à fração da renda que as pessoas esperam que persista no futuro, ou seja, a renda média; enquanto que a renda transitória corresponde à parcela da renda que as pessoas não esperam que persista, ou seja, corresponde ao desvio aleatório em relação à renda média (MANKIWI, 2018). A renda corrente pode ser maior ou menor que a renda permanente de acordo com as oscilações da renda transitória.

Supondo que existiam apenas esses dois tipos de renda, Friedman (1957) sustentou que o consumo deveria depender principalmente da renda permanente. A poupança e os empréstimos, então, eram empregados para manter estável o padrão de consumo naqueles períodos que ocorreriam alterações na renda corrente, ou seja, sendo utilizados como resposta às variações transitórias na renda. Dessa forma, a renda permanente era utilizada para os gastos com o consumo, enquanto que a maior parte da renda transitória (quando esta for positiva) era poupada para os períodos em que a renda corrente era menor que a renda permanente. Portanto, renda transitória não influenciava nas decisões de consumo dos consumidores. Diante disso, existindo variações em suas rendas, os consumidores precisavam determinar se essa variação é permanente ou transitória.

A partir dessa teoria, Friedman (1957) conclui que o consumo é proporcional à renda permanente. A função consumo de Friedman (1957) é expressa conforme equação (11).

$$C^P = k(i, w, u)Y^P \quad (11)$$

A equação (11) mostra que o consumo permanente (C^P) é uma fração (k) da renda permanente que não depende do tamanho da renda permanente, mas de outras variáveis, como, principalmente, da taxa de juros (i), da razão entre a riqueza e renda (w) e de outros fatores que afetam as preferências da unidade consumidora para o consumo corrente versus a acumulação de riquezas (u), como o grau de incerteza associado ao recebimento da renda; idade e sua composição, e índices objetivos de fatores culturais (FRIEDMAN, 1957).

Portanto, os consumidores determinavam o consumo de cada período de forma a igualar o consumo de toda a vida com os recursos de toda a vida, levando em consideração toda a informação que tinham disponível, por meio da análise da riqueza, da renda corrente, da taxa de juros e da expectativa de renda futura. No entanto, ao considerar as incertezas, o consumidor não pode utilizar a regra de igualdade ao longo dos períodos, pois o consumo do futuro é incerto no momento presente (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013). Desta forma, supõe-se que os consumidores, através de um planejamento, buscam manter equilibrados a renda e o consumo no longo prazo. No entanto, o consumidor deve ajustar seu planejamento sempre que surgem novas informações sobre a renda futura.

Diante das variações na renda corrente, a decisão em relação ao consumo dependerá de como o consumidor percebe essas mudanças, se estas são permanentes ou transitórias. Dessa forma, a propensão marginal a consumir proveniente de um aumento não esperado e permanente da renda corrente tende a ser diferente da propensão marginal a consumir originada de um aumento não esperado e transitório da renda corrente, sendo esta uma importante característica das teorias de consumo baseadas no consumidor que consideram as expectativas em relação ao futuro. Se houver um aumento não esperado e permanente da renda corrente, o consumidor pode poupar ou aumentar seu consumo na mesma medida do aumento da renda, ou, então, pode utilizar parcela desse aumento da renda para o consumo, poupando o restante do valor. Enquanto que um aumento não esperado e transitório da renda corrente fará com que o consumidor provavelmente mantenha o seu nível de consumo, poupando a diferença, dado que essa variação não persistirá ao longo do tempo.

Portanto, Friedman (1957) apresenta uma relação simples entre consumo permanente e renda permanente, ou seja, uma relação entre consumo permanente e renda permanente que é a mesma para todos os níveis de renda permanente, mas depende de outras variáveis, como a taxa de juros, por exemplo. Além disso, para Friedman os componentes transitórios da renda de uma unidade de consumo não têm efeito sobre o consumo, exceto quando os efeitos perduram além de seu horizonte.

2.1.5 Hipótese de passeio aleatório – Hall (1978)

Hall (1978) analisou as hipóteses HCV e HRP, que até então eram amplamente aceitas como explicações adequadas da Teoria do Consumidor. Tais teorias tinham como hipótese que os consumidores com expectativas racionais, ou seja, que utilizavam todas as informações disponíveis para realizar as melhores previsões em relação ao futuro, formavam estimativas em relação a sua capacidade de consumir a longo prazo e, em seguida, estabeleciam o consumo atual por meio de uma fração apropriada para esta estimativa. Hall (1978) aponta para o enfraquecimento das pesquisas empíricas por não darem a devida atenção a endogeneidade da renda quando esta é a principal variável independente na função consumo.

Para Hall (1978), se o valor do consumo anterior incorpora todas as informações sobre o bem-estar dos consumidores naquele momento, então os valores defasados da renda real não teriam nenhum valor explicativo adicional. Considerando o modelo convencional do ciclo de vida do consumo sob incerteza, Hall (1978) buscou maximizar a esperança matemática condicional para toda informação disponível, E_t , conforme (12) estando sujeito a (13).

$$E_t \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-\tau} u(c_{t+\tau}) \quad (12)$$

$$\sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + r)^{-\tau} u(c_{t+\tau} - w_{t+\tau}) = A_t \quad (13)$$

Onde em (12) e (13), δ corresponde à taxa subjetiva de preferência de tempo (fator de desconto), que expressa a impaciência ou preferência do consumidor em relação ao consumo no tempo; r representa a taxa de juros real ($r \geq \delta$), assumida constante ao longo do tempo; T corresponde a duração da vida economicamente ativa; $u(\cdot)$ representa a função utilidade de um período, estritamente côncava; c_t representa o consumo; w_t corresponde aos ganhos; e A_t representa os ativos além do capital humano.

O consumidor define, a cada período, t , um consumo, c_t , que maximiza a utilidade esperada para toda sua vida com as informações de que dispõe até aquele momento. O consumidor sabe o valor w_t quando determinar c_t . Hall (1978) não fez pressupostos específicos, exceto de que exista uma esperança de recebimentos futuros provenientes do trabalho $E_t w_{t+\tau}$ condicionada às informações disponíveis.

Supondo que o consumidor maximiza a utilidade esperada conforme as equações (12) e (13), obtém-se a equação (14).

$$E_t u'(c_{t+1}) = \frac{(1+\delta)}{(1+r)} u'(c_t) \quad (14)$$

Ou seja, a esperança matemática da utilidade marginal do consumo em $t + 1$ condicionada a toda informação disponível no período t está relacionada à utilidade marginal do consumo no período t . A relação entre essas utilidades marginais é estabelecida pela razão entre a taxa de preferência temporal e a taxa de juros real, que foram consideradas pelo autor como constantes ao longo dos períodos e iguais entre si.

No primeiro corolário, Hall (1978) estabeleceu que nenhuma informação disponível no período t , além do nível de consumo, c_t , ajuda a prever o consumo futuro, c_{t+1} , no sentido de afetar o valor esperado da utilidade marginal. Em particular, a renda ou a riqueza nos períodos t ou anteriores eram irrelevantes, uma vez que c_t é conhecido.

No segundo corolário, Hall (1978) colocou que a utilidade marginal obedece à relação de regressão, conforme equação (15).

$$u'(c_{t+1}) = \gamma u'(c_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

Onde em (15), $\gamma = \frac{(1+\delta)}{(1+r)}$ e $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$.

No terceiro corolário, Hall (1978) aponta para possibilidade de a função consumo ser quadrática, conforme a equação (16).

$$u(c_t) = -\frac{1}{2}(\bar{c} - c_t)^2 \quad (16)$$

Onde em (16), \bar{c} corresponde a um nível de consumo desejado. Ocorrendo esse fato, então o consumo obedece à regressão exata conforme consta na equação (17).

$$c_{t+1} = \beta_0 + \gamma c_t - \varepsilon_{t+1} \quad (17)$$

Onde em (17), $\beta_0 = \bar{c} \frac{(r-\delta)}{(1+r)}$ e ε_{t+1} é uma inovação¹⁰.

Novamente nenhuma variável observada em t ou em períodos anteriores a t apresenta coeficiente diferente de zero se adicionada à regressão (17). No quarto corolário apresentado por Hall (1978), se a função utilidade tem a forma de elasticidade de substituição constante, de acordo com a equação (18).

$$u(c_t) = c_t^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (18)$$

Então no modelo estatístico a evolução do consumo é descrita conforme (19).

$$c_{t+1}^{-1/\sigma} = \gamma c_t^{-1/\sigma} + \epsilon_{t+1} \quad (19)$$

Portanto, segundo a teoria desenvolvida por Hall (1978), quando os consumidores maximizam a utilidade futura esperada, demonstra-se que a expectativa condicional da utilidade marginal futura é uma função apenas do consumo atual em nível, sendo toda outra informação irrelevante. Ou seja, além de uma tendência, a utilidade marginal obedece a um passeio aleatório. Se a utilidade marginal é uma função linear do consumo, as propriedades estocásticas implícitas do consumo também deveriam ser daquelas de um passeio aleatório, além da tendência (HALL, 1978).

Resumidamente, seguindo a teoria de expectativas racionais, na qual as mudanças são aleatórias e imprevisíveis, Hall coloca que o consumo de amanhã deve ser igual ao consumo de hoje, mais um erro aleatório, $c_{t+1} = c_t + \epsilon$, (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013).

2.1.6 Excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente – Flavin (1981)

Flavin (1981) revisa os testes econométricos propostos por Hall (1978) e Sargent (1978) das Hipóteses de Renda Permanente – Expectativas Racionais, e então desenvolve e executa uma abordagem alternativa para testar essas hipóteses. Utilizando séries temporais, Flavin (1981) desenvolveu um modelo econométrico estrutural de consumo para verificar se o consumo responde às variações da renda permanente induzido por uma inovação (ruído

¹⁰ O significado de ε_{t+1} ser uma inovação é equivalente a dizer que ε_{t+1} é ortogonal a toda variável que pertence ao conjunto de informação do consumidor em t (GOMES, 2004).

branco) no processo da renda corrente. A HRP dos consumidores com expectativas racionais de Hall (1978) foi rejeitada pela autora.

Para Flavin (1981), se o consumo é proporcional à renda permanente em cada período e a renda permanente, por sua vez, representa a melhor estimativa, de acordo com a informação disponível naquele momento, sobre os recursos vitalícios do indivíduo, então o consumo atual deve divergir do consumo no período anterior pela quantidade que é ajustada na renda permanente. Ou colocado de outra forma, devido ao trajetória da renda futura ser incerto, a renda permanente e o plano de consumo do indivíduo devem ser revisados periodicamente a cada disponibilidade de uma nova informação sobre a renda futura (FLAVIN, 1981).

Para Flavin (1981), o consumo deve responder às inovações em relação à renda futura e, a partir disso, deve provocar alterações na renda permanente. O comportamento da série temporal de renda agregada é modelado como um processo ARMA (*Autoregressive Moving Average*), que é derivado de uma série de choques independentes ou inovações no processo da renda. A autora expressa o erro de previsão¹¹ da renda em função da renda atual e defasada, produzindo um sistema de equações irrestritas, conforme (20) e (21).

$$y_t = \mu_1 + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \epsilon_{1t} \quad (20)$$

$$\Delta c_t = \mu_2 + k\Phi(y_t - \mu_1 - \rho_1 y_{t-1} - \dots - \rho_p y_{t-p}) + \beta_0 \Delta y_t + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \epsilon_{2t} \quad (21)$$

Onde

$$\Phi = \frac{1}{1 - \frac{\rho_1}{1+r} - \frac{\rho_2}{(1+r)^2} - \dots - \frac{\rho_p}{(1+r)^p}} \quad (22)$$

Onde em (20), (21) e (22), y_t e c_t correspondem à renda e ao consumo; ϵ_t representa a inovação (ruído branco); r corresponde à taxa de juros trimestral; k representa a taxa de anuidade e corresponde a propensão marginal a consumir fora da riqueza, sendo definida *a priori*; Φ corresponde a mudança na riqueza associada com uma inovação da renda, sendo

¹¹ O erro de previsão, ou inovação, no processo de séries temporais de renda representa a nova informação contida na observação atual sobre renda. Baseando-se na realização da inovação atual no processo de renda, os indivíduos revisam suas expectativas sobre a renda futura. A magnitude das revisões nas expectativas de renda futura em resposta à realização da inovação atual depende dos parâmetros da representação ARMA do processo de renda (FLAVIN, 1981).

determinada em função da taxa de juros e dos parâmetros autorregressivos do processo de renda. Se o horizonte de tempo do indivíduo for finito, a taxa de anuidade (k) não será igual à taxa de juros.

Na especificação geral do modelo desenvolvido por Flavin (1981), a primeira diferença do consumo responde às variações na renda permanente indicadas pelas inovações no processo da renda corrente e por variações na própria renda corrente. A resposta do consumo à renda corrente foi chamada pela autora de “excesso de sensibilidade” do consumo à renda corrente, representado pelos coeficientes β_i . O modelo econométrico foi, então, utilizado para testar o excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente e a implicação das Hipóteses de Renda Permanente – Expectativas Racionais de que o excesso de sensibilidade do consumo é zero, ou seja, que o consumo não apresenta excesso de sensibilidade à renda corrente ($\beta_i = 0$). Os testes revelaram grandes evidências contra a HRP.

As séries de consumo e de renda foram apresentadas em termos reais *per capita* e compreenderam o período de 1949 a 1979. Utilizando dados de consumo de bens não-duráveis e de bens não-duráveis e serviços como variáveis dependentes, a autora rejeitou a hipótese de que o consumo não apresenta excesso de sensibilidade em relação à renda corrente. A estimativa encontrada do excesso de sensibilidade do consumo à mudança contemporânea na renda foi de 0,355, que para a autora representava um grande afastamento da HRP. Dessa forma, Flavin (1981) demonstrou que o consumo responde a mudanças previsíveis na renda, ou seja, exibe excesso de sensibilidade.

A revisão da renda permanente em um dado período seria proporcional à inovação na renda corrente, com o fator de proporcionalidade determinado pelos parâmetros do processo da série de renda. Tendo Flavin (1981) verificado que a resposta do consumo às variações na renda era superior à prevista pela Teoria da Renda Permanente, estabeleceu-se “um paradoxo na literatura macroeconômica sobre o consumo, pois Hall aceita enquanto Flavin rejeita a Teoria da Renda Permanente” (PARREIRA, 2004, p. 19)

2.1.7 Dois tipos de consumidores – Campbell e Mankiw (1989)

Para Keynes (1982), o consumo era proporcional a renda corrente, ou seja, variações na renda corrente provocavam variações no consumo. Já segundo a Hipótese de Passeio Aleatório de Hall (1978), o consumo agregado deveria ser modelado como considerando a escolha ideal de um consumidor representativo único, totalmente racional e voltado para o futuro (CAMPBELL; MANKIW, 1989). Logo, as variações no consumo eram imprevisíveis,

sendo que toda a informação para prever o consumo no período $t + 1$ era obtida pelo consumo no período t . Dessa forma, o consumo segue um passeio aleatório.

Campbell e Mankiw (1989) propuseram um modelo de consumo agregado mais geral ao da HRP, sugerindo não existir um único consumidor voltado para o futuro. Os autores consideraram a existência de dois tipos de consumidores: i) um grupo que toma sua decisão de consumo com base na renda corrente disponível (λ), conforme previsto pela teoria de Keynes (consumidores restritos); e, ii) outro grupo voltado para o futuro que maximiza o consumo intertemporalmente, ou seja, consomem conforme sua renda permanente, comportando-se de acordo com previsto pela teoria de Hall (consumidores irrestritos). Se a renda dos dois grupos forem Y_{1t} e Y_{2t} , respectivamente, então a renda total seria $Y_t = Y_{1t} + Y_{2t}$. Dado que o primeiro grupo recebe λ do total da renda, $Y_{1t} = \lambda Y_t$ e $Y_{2t} = (1 - \lambda)Y_t$. Os consumidores do primeiro grupo consomem sua renda corrente, então $C_{1t} = Y_{1t}$, implicando conforme (23). Já em relação ao segundo grupo que está de acordo com a HRP, o consumo pode ser representado conforme em (24).

$$\Delta C_{1t} = \Delta Y_{1t} = \lambda \Delta Y_t \quad (23)$$

$$\Delta C_{2t} = (1 - \lambda)\epsilon_t \quad (24)$$

O comportamento do consumo agregado apresentado por Campbell e Mankiw (1989) é expresso através da equação (25).

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda)\epsilon_t \quad (25)$$

Onde em (25), ΔC_t e ΔY_t correspondem à variação do consumo e da renda, respectivamente; λ corresponde à proporção da renda que pertence a consumidores restritos em relação à liquidez, que consomem de acordo com sua renda corrente, e $(1 - \lambda)$ representa o restante da renda da população, não restrita, que consome conforme sua renda permanente.

As hipóteses testadas pelos autores foram: $H_0: \Delta C_t = \epsilon_t$ (TRP) e $H_1: \Delta C_t = \Delta Y_t$ (teoria de Keynes). Se $\lambda = 0$, então $\Delta C_t = \epsilon_t$, ou seja, o consumo segue um passeio aleatório, então a maior parte dos consumidores segue a TRP. Caso $\lambda = 1$, então a maior parte dos consumidores toma suas decisões levando em consideração apenas a renda corrente, havendo pouca evidência da aplicação da TRP.

Através do Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), utilizando variáveis instrumentais, Campbell e Mankiw (1989) estimaram que, aproximadamente, 50% ($\lambda = 0,5$) da renda agregada nos EUA pertence à população cujo consumo segue as variações de sua renda corrente, resultado atribuído, de forma geral, às restrições à liquidez; enquanto o restante dos consumidores maximiza intertemporalmente o consumo, conforme a TRP. Portanto, os resultados encontrados pelos autores confirmam que o modelo de consumo não é um passeio aleatório, conforme proposto por Hall (1978). Esse resultado fornece evidências a favor de um modelo mais geral, onde são considerados consumidores que consomem de acordo com sua renda corrente e consumidores que maximizam intertemporalmente o consumo, consumindo sua renda permanente.

Campbell e Mankiw (1989) argumentam que três evidências empíricas são melhores explicadas pelo modelo elaborado por eles. A primeira evidência é que as variações esperadas na renda estão associadas às variações esperadas no consumo, resultado contrário ao previsto pela HRP, de que o consumo é um passeio aleatório.

A segunda evidência empírica é que as taxas de juros reais esperadas não estão associadas às variações esperadas no consumo, ou seja, os consumidores voltados para o futuro não ajustam o crescimento do consumo em resposta às taxas de juros, portanto a elasticidade da taxa de preferência intertemporal do consumo era próxima de zero (CAMPBELL; MANKIW, 1989). Os autores encontraram esse resultado ao permitir uma taxa de juros real variável e incerta, diferente de Hall (1978) que assume uma taxa de juros constante e igual à taxa de preferência temporal.

Por fim, a terceira evidência é que os períodos em que o consumo é maior em relação à renda são geralmente seguidos pelo rápido aumento da renda, resultado que sugere que alguns consumidores consideram o crescimento da renda futura na decisão do consumo corrente (CAMPBELL; MANKIW, 1989). Apesar disso, os autores concluem que a associação entre o consumo e a renda futura seria melhor explicada pelo modelo que consideram consumidores de renda permanente e consumidores de renda corrente.

A TRP pressupõe que o retorno da poupança é igual à taxa de juros do empréstimo, além disso, que o acesso ao crédito é garantido (MANKIW, 2018). No entanto, os consumidores podem não conseguir obter empréstimos, o que impede que seu consumo presente exceda sua renda corrente. Essa impossibilidade do consumidor conseguir empréstimo é chamada de restrição à obtenção de empréstimos, ou restrição à liquidez.

A partir da análise das restrições à obtenção de empréstimos é possível justificar a existência de duas funções de consumo. Não existindo a restrição à obtenção de empréstimos,

o consumo ao longo do tempo depende do valor presente da renda permanente (Função Consumo de Longo Prazo). No entanto quando há restrição à obtenção de empréstimos, ou seja, apesar do desejo de obter empréstimos, os consumidores não conseguem fazê-lo, o consumo depende somente da renda corrente do consumidor (Função Consumo de Curto Prazo) (MANKIW, 2018).

2.1.8 Restrição à liquidez variável no tempo – Ludvigson (1999)

Campbell e Mankiw (1989) apontaram para a presença de restrições à liquidez como responsáveis pela rejeição da HRP, ou seja, em decorrência da impossibilidade dos consumidores obterem empréstimos para anteciparem seu consumo, seu consumo era baseado na renda corrente. Ludvigson (1999) aponta que, apesar de existir uma crescente atenção ao aumento do endividamento dos consumidores, poucas pesquisas haviam investigado o impacto da variação previsível do crédito sobre a variação do consumo. Além disso, Ludvigson coloca que os limites de acesso crédito pelo consumidor estão associados à variação da renda corrente.

Assumindo a HRP como hipótese nula, Ludvigson (1999) buscou demonstrar empiricamente que as variações previsíveis no crédito ao consumidor influenciavam as variações no consumo, independente da variação previsível na renda. Ludvigson (1999) ampliou a análise empírica, realizada até aquele momento através da HRP, incluindo a variação previsível do crédito como uma variável explicativa adicional no modelo, de acordo com equação (26). A partir desse modelo seria possível avaliar a significância dos consumidores que possuem limitação ao acesso de crédito, ou seja, restrição à liquidez, em relação à variação do consumo. Além disso, ao permitir que os limites de crédito variem com a renda corrente, o autor se aproximou mais com as práticas de empréstimos dos bancos.

$$\Delta c_t = \mu + \lambda E_{t-1} \Delta y_t + \theta E_{t-1} r_t + \alpha E_{t-1} \Delta d_{t+1}^{12} + \epsilon_t \quad (26)$$

Onde em (26), Δc_t e Δy_t representam à variação do consumo e da renda, respectivamente; r_t corresponde à taxa de juros real; Δd_t denota a variação do volume de crédito ao consumidor; e, ϵ_t corresponde ao termo de erro aleatório. Assim como na equação

¹² A dívida (D_t) pode ser medida no início do período ou no final do período. Por convenção de tempo, Ludvigson (1999) adota que D_t como a dívida do início do período. Dessa forma, D_{t+1} acumula quando o consumo no período, C_t , é maior que a renda no período, Y_t . Logo, $E_{t-1} \Delta d_{t+1}$ denota o crescimento previsível da dívida.

de Campbell e Mankiw (1989), λ representa a fração da renda dos consumidores que consomem conforme sua renda corrente. Sendo o sinal esperado para os parâmetros λ , θ e α positivo; além disso, se α estatisticamente significativo, há evidência de restrições à liquidez devido às limitações de acesso ao crédito; e, a não rejeição de $\theta = 0$ fornece evidências contra a HRP, na qual a taxa de juros é levada em consideração na decisão de consumo (LOPES, 2017).

Ludvigson (1999) utilizou dados trimestrais da economia norte-americana, que compreenderam o período de 1953 a 1993. A equação foi estimada através do método MQ2E. As variáveis instrumentais incluíam valores defasados da variação do consumo, variação da renda, variação do crédito e da taxa de juros, além de um termo de correção de erro.

Os resultados encontrados por Ludvigson (1999) apontam que as alterações previsíveis do crédito ao consumidor influenciam significativamente as variações do consumo, independentemente da variação previsível da renda. A variação do consumo está correlacionado de forma independente com a variação previsível da renda, resultado semelhante a outros trabalhos até então realizados. Outra conclusão apontada pelo autor é que deve haver suficiente variação aleatória no limite de crédito para explicar a correlação entre consumo e crédito.

Tendo em vista ao que foi exposto, percebe-se que as teorias modernas do comportamento do consumidor relacionam o consumo de toda a vida à renda esperada em toda a vida; enquanto as evidências empíricas sugerem que o consumo é explicado tanto pelas teorias modernas quanto pelos modelos keynesianos, de consumir a renda corrente (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013)

Apesar desta relação entre consumo e renda ser um tema bastante pesquisado, Conforme Davidson *et al.* (1978), não havia consenso sobre as interações dinâmicas de curto prazo entre essas variáveis nas pesquisas que tinham sido até então realizadas. Apesar dos pesquisadores terem se baseado em teorias econômicas similares e as séries de dados serem semelhantes, diferentes resultados foram encontrados para esta relação. Então, ao buscarem uma explicação do por que dessa diferença entre os resultados, os autores utilizaram um modelo dinâmico simples que estava de acordo com os requisitos teóricos, além de combinar as características dos dados. Davidson *et al.* (1978) concluíram afirmando que era válida a tentativa de explicar um conjunto de descobertas existentes. Além disso, para os autores, as restrições oriundas das teorias econômicas eram importantes para a modelagem econométrica quando utilizadas corretamente para restringir o modelo, mas não os dados.

2.2 LITERATURA NACIONAL SOBRE O CONSUMO

Os trabalhos desenvolvidos no Brasil buscaram verificar o comportamento dos dados brasileiros de consumo em relação às teorias existentes sobre o consumo agregado. Entre os primeiros trabalhos que analisaram a série de consumo agregado do Brasil estão os trabalhos de Rocha (1997), Reis *et al.* (1998), Gomes (2004), Gomes e Paz (2004), Gomes (2010) e Gomes e Paz (2010). Nestes trabalhos os autores testaram a aplicação das teorias da Hipótese do Ciclo de Vida (HCV) e Hipótese da Renda Permanente (HRP), entre outras teorias.

2.2.1 Consumo, restrição a liquidez, e bem estar no Brasil – Rocha (1997)

Ao verificar o pequeno avanço da literatura econômica brasileira sobre o consumo agregado, Rocha (1997) realizou um estudo amplo sobre a série de consumo do Brasil, buscando, desta forma, poder discutir as questões relativas à TRP a partir dos dados brasileiros. As séries consideradas foram o consumo das famílias e o produto interno bruto, ambos em termos *per capita*, com frequência anual, que compreendem o período de 1947 a 1994. O autor realizou o teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) nas séries em níveis, incluindo constante e tendência, para identificar a presença de raiz unitária.

Rocha (1997) confirmou a existência de cointegração entre as séries consumo e renda. Além disso, o autor encontrou um coeficiente de, aproximadamente, 0,74, significando que 74% dos indivíduos não agem segundo a teoria da renda permanente, ou seja, estão restritos a consumir sua renda corrente, devido à restrição à liquidez. O valor encontrado por Rocha (1997) é superior ao resultado encontrado por Campbell e Mankiw (1989) para os Estados Unidos. A crítica feita por Rocha (1997) ao teste da TRP é baseada no fato de que esta teoria foi construída a partir de um consumidor representativo sendo que, quando se utiliza dados agregados, o teste pode ser prejudicado pela simples agregação.

Rocha (1997) também investigou os possíveis ganhos de bem-estar das políticas anticíclicas que visam reduzir a volatilidade do consumo. Supondo a elasticidade de substituição temporal igual a cinco e a taxa de desconto intertemporal igual a 0,815, o autor encontrou como resultado que o consumidor representativo brasileiro iria requerer 0,013% de consumo a mais para estar indiferente entre uma série de consumo com volatilidade e outra sem volatilidade no seu componente transitório. Comparando com dados norte-americanos, o autor encontrou resultados semelhantes entre o Brasil e os EUA, sendo que estes apontam

para um resultado pouco compensador ao se considerar os danos que estas políticas podem causar.

2.2.2 Renda permanente e poupança precaucional – Reis *et al.* (1998)

Nos anos oitenta e até meados dos anos noventa, a economia brasileira apresentava um descontrole inflacionária crônica, além de apresentar baixas taxas de investimento, de poupança externa, de poupança do governo e de crescimento do produto. Reis *et al.* (1998) verificaram que neste período houveram aumentos significativos das taxas de poupanças privadas, que contribuíram para um comportamento crescente da poupança doméstica (que inclui a poupança privada e a do governo). Os autores, então, buscaram analisar empiricamente se os agentes privados (famílias) brasileiros, devido ao quadro de incerteza macroeconômica daquela época, realizavam poupança privada por motivos precaucionais¹³. Além disso, os autores testaram, com dados do Brasil, a validade das HCV e TRP contra a hipótese de consumo keynesiano e a sensibilidade do consumo a variações nas taxas de juros quando se considera a possibilidade de existir consumidores restritos.

Foram utilizadas séries anuais e trimestrais do consumo agregado e da renda do Brasil, dos períodos de 1947 a 1994 e de 1975 a 1994, respectivamente, além de técnicas econométricas de variáveis instrumentais, incluindo máxima verossimilhança e Método dos Momentos Generalizados (GMM). As estimativas econométricas foram baseadas no modelo teórico do consumidor representativo que escolhe intertemporalmente o quanto consumir e poupar hoje, de forma a maximizar a função de bem-estar, levando em consideração a restrição do crescimento do seu estoque de riqueza. Em complementação, o modelo de Campbell e Mankiw (1989) foi usado para investigar a parcela da população (consumidores restritos) que se via restrita a consumir apenas a sua renda corrente a cada período, sem suavizar o consumo.

Inicialmente, Reis *et al.* (1998) comprovaram que existe um vetor de cointegração entre consumo e renda, demonstrando a existência de relações de longo prazo entre essas variáveis. Os autores estimaram que o efeito da incerteza do ambiente macroeconômico sobre a taxa de crescimento esperada do consumo era, aproximadamente, 1,6% a.a. maior em

¹³ Para Reis *et al.* (1998), as famílias brasileiras, como reação ao aumento da incerteza do ambiente macroeconômico, possível consequência do crescimento da inflação, aumentariam seus estoques de riqueza em detrimento do consumo corrente. Portanto, “essa queda do consumo corrente ou aumento da poupança corrente denomina-se poupança precaucional” (REIS *et al.*, 1998, p. 247). Logo, a taxa de poupança privada aumentaria, enquanto as taxas de poupanças externas e do governo apresentariam crescimentos negativos.

relação à taxa de quando a incerteza era eliminada. Os resultados confirmaram a existência de efeitos precaucionais nas decisões entre consumir e poupar.

Através da aplicação do modelo de Campbell e Mankiw (1989), os resultados encontrados por Reis *et al.* (1998) rejeitaram a hipótese nula de $\lambda = 0$, conseqüentemente, rejeitaram a TRP. Os autores estimaram que grande parcela da população brasileira (aproximadamente 80%) não consegue suavizar intertemporalmente o consumo, pois segue a regra de consumir sempre a sua renda corrente, possivelmente devido à restrição de liquidez. Outro resultado encontrado é a possibilidade de haver ou não substituição intertemporal do consumo no Brasil, devido à aparente pouca resposta do consumo às variações nos juros, que pode ser “apenas uma consequência da existência de uma alta proporção de consumidores restritos ou da forma ‘linearizada’ da equação de Euler utilizada” (REIS *et al.*, 1998, p. 269).

2.2.3 Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez – Gomes (2004)

Gomes (2004) buscou investigar se a série temporal de consumo agregado no Brasil seguia um processo estocástico conhecido como passeio aleatório, a partir da perspectiva das Hipóteses de Ciclo de Vida e Renda Permanente (HCV/HRP) e de expectativas racionais, de Hall (1978) e Flavin (1981), denominada abreviadamente por TRP. Através da aplicação da decomposição de Beveridge e Nelson (1981) às séries ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), o autor separou as séries no componente cíclico e na tendência estocástica¹⁴. Portanto, para avaliar a implicação das Hipóteses de Ciclo de Vida e Renda Permanente e de expectativas racionais de que o consumo era um passeio aleatório, Gomes (2004) verificou se esta variável possuía ou não um componente cíclico.

As séries temporais de consumo agregado e de renda (PIB) do Brasil compreenderam o período de 1947 a 1999. Gomes (2004) verifica que a série de consumo agregado brasileira apresentava uma tendência estocástica e um componente cíclico estacionário, contrariando o que era previsto na Teoria de Hall (1978). As evidências encontradas pelo autor estão de acordo com resultado encontrado por Reis *et al.* (1998) de que grande parte da população brasileira está restrita a consumir sua renda corrente, existindo um ciclo comum entre consumo e renda no Brasil.

¹⁴ Segundo Beveridge e Nelson (1981), a tendência estocástica é um passeio aleatório.

Ainda na tentativa de gerar teoricamente um processo estocástico para o consumo compatível com a evidência empírica, Gomes (2004) empregou a hipótese de formação de hábito nas preferências de um consumidor representativo, através da introdução de um termo de inércia na função utilidade do consumidor. Apesar da introdução de formação de hábito ter se mostrado um procedimento adequado, no sentido de gerar um processo estocástico para o consumo, esse procedimento não se mostrou estatisticamente significativo, pelo fato de também ter gerado um componente cíclico. O autor concluiu afirmando que “a série temporal do consumo no Brasil é melhor explicada quando se considera um agente que segue a regra de bolso de consumir a sua renda corrente, possivelmente devido à falta de acesso ao crédito” (GOMES, 2004, p. 395).

2.2.4 Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul – Gomes e Paz (2004)

Gomes e Paz (2004) analisaram a aplicabilidade das teorias keynesiana, da renda permanente e expectativas racionais e do modelo de Campbell e Mankiw (1989) sobre a decisão de consumo. Os autores utilizaram dados em painel de oito países da América do Sul: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Paraguai, Peru e Uruguai, do período entre 1951 e 2000. O modelo de Campbell e Mankiw (1989) permite estimar a parcela da renda que pertence a consumidores sujeitos à restrição de crédito em cada país, sendo este modelo que apresentou maior eficácia na descrição dos dados. Esse modelo foi estimado em conjunto para os países selecionados através do Método dos Momentos Generalizado (GMM).

Os resultados encontrados por Gomes e Paz (2004) mostraram que Argentina e Chile foram os países com maior parcela da renda restrita ao crédito, enquanto que o Peru apresentou menor parcela de renda restrita ao crédito da amostra de países. Além de avaliar qual a parcela da população que não possui acesso ao crédito para suavização do consumo, as inferências em relação à fração da renda restrita ao crédito possibilitam identificar fatores que afetam o tamanho dessa parcela (GOMES; PAZ, 2004).

Em relação ao Brasil, o resultado obtido foi de que 60% da renda no Brasil pertencem a consumidores restritos a consumir sua renda corrente, valor inferior aos resultados encontrados por Rocha (1997), que estimou λ igual a 0,74, e Reis *et al.* (1998), que estimaram λ em torno de 0,8. Para os autores, esse resultado era devido ao fato de existir mais informações em um contexto multivariado em relação ao contexto univariado. Os autores concluíram que, quando analisados em conjunto, os países da América do Sul não podem ser

representados somente pela TRP e nem pela teoria de Keynes, que considera todos os agentes restritos a consumir sua renda corrente.

2.2.5 Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia? – Gomes (2010)

Gomes (2010) analisa a evolução do consumo no Brasil abordando três diferentes teorias sobre a decisão de consumo: comportamento otimizador de Hall (1978), miopia de Shea (1995) e restrição de crédito de Campbell e Mankiw (1989). Nenhum trabalho anterior havia estudado a distinção entre a restrição de crédito e a miopia utilizando dados brasileiros, sendo esta a maior contribuição deste trabalho.

Para Campbell e Mankiw (1989), o consumidor segue estritamente sua renda corrente devido à restrição de crédito. Já para hipótese de miopia de Shea (1995), os consumidores seguem a regra de bolso de consumir sua renda corrente apenas se eles forem míopes, pois a restrição de crédito impede que os consumidores consigam um empréstimo, mas também não impossibilita de pouparem recursos. Os consumidores deveriam poupar em períodos que a renda era maior, evitando, dessa forma, a diminuição do consumo devido à queda na renda. A partir dos recursos acumulados, os consumidores conseguiriam suavizar seu consumo. Logo, o consumo deveria estar fortemente relacionado à taxa de crescimento da renda quando está era positiva (GOMES, 2010).

Neste trabalho, Gomes (2010) considerou dois períodos amostrais diferente: (i) 1947 a 2005, utilizando as séries anuais de consumo e renda agregados brasileiros; e, (ii) de 1970 a 2009, utilizando as séries de juros que se encontravam disponíveis. A série de consumo considerava o consumo de bens não-duráveis e de bens duráveis. As equações de Campbell e Mankiw (1989) e Shea (1995) foram estimadas através dos métodos de MQO e MQ2E. Além disso, devido à maior disponibilidade de dados de consumo e renda, Gomes (2010) estimou ainda as versões destas equações sem a inclusão dos juros.

Considerando o modelo proposto por Campbell e Mankiw (1989), Gomes (2010) verificou que a taxa de crescimento da renda tinha impacto elevado sobre a taxa de crescimento do consumo, enquanto os juros não apresentaram efeito significativo sobre o consumo. Ao considerar o modelo de Shea (1995), a taxa de juros também era não significativa. Dado que a taxa de juros não era significativa, o autor considerou como evidência contra a hipótese de comportamento otimizador. No entanto, Gomes (2010) não conseguiu definir se este resultado era devido hipótese de restrição de crédito ou de miopia.

Após analisar as taxas anuais de crescimento do consumo e da renda, o autor verificou que, em alguns anos, essas taxas apresentavam sinais opostos, o que era compatível com a hipótese de restrição de crédito, mas não com a hipótese de miopia, ou seja, havia indícios de que em alguns momentos os consumidores suavizavam o consumo, o que é contrária à hipótese de miopia. Para Gomes (2010), a explicação mais convincente para a ocorrência não frequente desta suavização, seria devido à falta de acesso ao crédito.

2.2.6 *Consumption in South America: myopia or liquidity constraints?* – Gomes e Paz (2010)

Gomes e Paz (2010) testam se a Hipótese do Ciclo de Vida e da Hipótese de renda permanente (HCV-HRP) podem explicar o comportamento do consumo agregado em quatro países da América do Sul: Brasil, Colômbia, Peru e Venezuela. Utilizando o trabalho de Shea (1995), os autores consideram a possibilidade de miopia e de restrição de crédito, além da abordagem de Campbell e Mankiw (1989).

Ao analisar a decisão de consumo, utilizando dados em painel de oito países da América do Sul, os resultados encontrados por Gomes e Paz (2004) indicam que a HCV-HRP não é válida para o Brasil, Peru e Colômbia. Partindo deste trabalho, os autores buscam descobrir se as razões que levaram a rejeição da HCV-HRP são as mesmas entre estes países. Os autores utilizaram séries anuais de renda real *per capita* e consumo real *per capita*, que compreendem o período de 1951 a 2004. Para estimação é utilizado o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). De acordo com os resultados encontrados pelos autores, a HCV-HRP não é válida para os países analisados e, além disso, a renda prevista é, em geral, uma variável relevante. Na tentativa de explicar esse resultado, os autores testam as teorias de restrição de liquidez, miopia e *perverse asymmetry*. A *perverse asymmetry* está associada ao fato de que o consumo é sensível apenas ao declínio da renda esperada.

Os resultados encontrados por Gomes e Paz (2010) para o Brasil e a Colômbia apontam que os consumidores possuem restrição de liquidez. Enquanto para o Peru não foram encontradas evidências de restrição à liquidez e de consumidores míopes, mas os resultados apontam para uma sensibilidade maior dos consumidores peruanos em relação à diminuição da renda, que é um padrão semelhante apontado por Shea (1995) de *perverse asymmetry*. Para Venezuela, os autores não conseguiram identificar os motivos da rejeição da HCV-HRP.

2.2.7 Um teste direto da teoria de renda permanente: o caso brasileiro – Gomes (2012)

A TRP estabelecia que as mudanças de consumo deveriam ser baseadas pelas inovações na renda permanente e não pelas inovações na renda corrente, a não ser que estas inovações fossem relevantes para mudanças na renda permanente. Partindo desse conceito, Gomes (2012) expôs a necessidade de se modelar a renda corrente para, então, verificar se havia semelhança entre as mudanças no consumo e na renda permanente. O autor conduz um teste direto da TRP¹⁵ considerando a ordem de integração da renda e do consumo.

Trabalhos anteriores realizados com dados brasileiros verificaram que parcela dos consumidores no Brasil seguia a regra de consumir sua renda corrente, possivelmente pela restrição de crédito. Dessa forma, o teste direto deveria rejeitar a TRP. Gomes (2012) assumiu que a renda era um processo ARIMA $(p, 1, q)$, tal como em (27), e que as revisões na renda permanente, eram conforme (28), como demonstrado por Flavin (1981),

$$(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) \Delta Y_t = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_k L^k) \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\gamma_t = \gamma(r, \Phi, \Theta) \varepsilon_t, \quad \gamma(r, \Phi, \Theta) = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\theta_j}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\phi_j}{(1+r)^j}} \quad (28)$$

Onde em (27) e (28), $\Phi = (\phi_1, \phi_2 \dots \phi_p)$ e $\Theta = (\theta_1, \theta_2 \dots \theta_p)$. O coeficiente γ fornece uma medida do impacto na renda permanente provocado pela inovação na renda corrente.

A partir da estimação de ΔY_t , Gomes (2012) aponta para a possibilidade de se obter uma medida de inovação ε_t , para, então, estimar o modelo (29).

$$\Delta C_t = \beta \varepsilon_t + \vartheta_t \quad (29)$$

Dessa forma, o teste direto da TRP poderia ser verificado através do teste de hipótese:

$$H_0: \beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$$

$$H_1: \beta \neq \gamma(r, \Phi, \Theta)$$

¹⁵ O teste direto da TRP foi desenvolvido por Dejuan *et al.* (2004), através do trabalho “A direct test of the permanent income hypothesis with an application to the U.S states”, publicado no *Journal of Money, Credit and Banking*. Os autores analisaram 48 estados norte-americanos e os resultados encontrados aceitam, em parte, a TRP.

As séries *per capita* em termos reais do consumo final das famílias e da renda disponível bruta, ambas com frequência anual, compreendiam o período de 1947 a 2010. Diferentes valores para r foram usados para verificar $\beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$. A hipótese nula foi rejeitada para qualquer valor atribuído à taxa de juros. Logo, a TRP foi rejeitada, ou seja, as mudanças no consumo são estatisticamente diferentes das inovações da renda permanente.

2.2.8 Testando teorias para o consumo agregado no Brasil – Lopes (2017)

Lopes (2017) avaliou qual das duas correntes teóricas, a HRP ou a função consumo responde sensivelmente às mudanças previstas na renda corrente, era mais adequada para explicar o consumo agregado no Brasil. Neste trabalho, o autor utilizou o teste BDS¹⁶ para verificar se a série de consumo era gerada pela HRP da teoria de Hall (1978), então os resíduos da primeira diferença da série deveriam ser i.i.d. (independente e identicamente distribuídos). Caso a teoria de Hall fosse rejeitada, o autor verificaria se o comportamento do consumo agregado é explicado pelo excesso de sensibilidade, então os resíduos resultantes dessa especificação deveriam ser i.i.d.. Além disso, o autor testa se os desvios do comportamento otimizador dos consumidores, conforme previsto pela teoria de Hall, eram explicados pelas restrições de crédito, seguindo a abordagem proposta por Ludvigson (1999).

Além disso, Lopes (2017) supôs que os consumidores buscavam o equilíbrio entre a renda corrente e o consumo no longo prazo. No entanto, ainda havia a possibilidade de ocorrerem desvios no planejamento dessa relação entre renda corrente e consumo, criando a necessidade de se realizar ajustamentos periódicos por parte dos consumidores. Portanto, o autor estima o seguinte modelo, conforme as equações (30) e (31).

$$C_t = a + bY_t + e_t \quad (30)$$

$$\Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta C_{t-1} + \gamma e_{t-1} + u_t \quad (31)$$

A equação (30) representa a função consumo, $C_t = f(Y_t)$, com $a > 0$ e $0 < b \leq 1$. Se as séries da renda, Y , e do consumo, C , são cointegradas, então existe uma relação de equilíbrio de longo prazo. Na equação (31), utilizando o método desenvolvido por Engle e

¹⁶ O teste BDS foi desenvolvido por Broock *et al.* (1996), através do trabalho “A test for independence based on the correlation dimension”, publicado no *Econometric Reviews*. O teste BDS mede o grau de dependência temporal em uma série e tem como hipótese nula de que a série temporal é gerada por um processo independente e identicamente distribuído (i.i.d.), contra as hipóteses alternativas de dependência linear e/ou não linear.

Granger (1987) conhecido como mecanismo de correção do erro (MCE), o autor verificou as respostas do consumo aos desvios de curto prazo na renda corrente e defasada, ΔY_t e ΔY_{t-1} , às variações defasadas do consumo, ΔC_{t-1} , e aos desvios em torno da relação de longo prazo, e_{t-1} , que são corrigidos pelo coeficiente de ajustamento, γ . Os parâmetros b e β_1 representam, respectivamente, as propensões marginais a consumir no longo e no curto prazo. Os termos ΔY_{t-1} e ΔC_{t-1} permitem verificar a persistência temporal e existência de formação de hábitos.

As séries utilizadas foram do consumo final das famílias e da renda nacional bruta, com frequência anual do período de 1947 a 2012 e frequência trimestral do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 2014. Os resultados encontrados a partir da estimação do modelo de Ludvigson (1999) apresentaram um parâmetro significativo de $\lambda = 0,75$, aproximadamente, mostrando uma elevada sensibilidade do consumo às variações previstas da renda corrente. As variações do volume de crédito têm um impacto estimado em $\alpha = 0,10$. Enquanto que o coeficiente estimado para a taxa de juros real foi pequeno e não significativo, fornecendo outra evidência contra a HRP. Além disso, a HRP também foi rejeitada quando foram consideradas duas mudanças estruturais: em 1980, a queda na tendência de crescimento de longo prazo da economia, conhecido como a “Década Perdida”; e, em 1994, após a redução da instabilidade econômica.

Os resultados da análise da relação entre consumo e renda corrente, por meio do MCE, apontam para existência de cointegração entre consumo e renda corrente MP país, mesmo na presença de quebras estruturais. O teste BDS validou a adequabilidade do modelo com sensibilidade à renda corrente aos dados. Após o ano de 1988 foi encontrada uma tendência significativa de formação de hábitos de consumo no país

Como principal conclusão do trabalho, Lopes (2017, p. 235) coloca que “o consumo agregado no Brasil é bem caracterizado como sendo dependente das variações previstas da renda”. A importância do estudo de Lopes (2017) está no fato de identificar o modelo que melhor representa o padrão de dependência temporal na série do consumo agregado. Os resultados podem, então, fornecer subsídios à formulação de políticas de curto prazo, para atenuar os ciclos econômicos, e de longo prazo, ao permitir conhecer melhor a função consumo e da poupança na economia brasileira.

Logo, grande maioria dos trabalhos que testou as teorias do comportamento do consumo, através da análise das séries de consumo e renda agregados, incluídos os realizados com dados do Brasil, apresenta resultado comum de que parcela significativa dos consumidores determina seu consumo a partir da renda corrente.

2.3 TRABALHOS ANTERIORES SOBRE VENDAS NO VAREJO

A literatura existente sobre o comportamento das vendas no varejo, em sua maioria, buscou identificar e analisar as variáveis macroeconômicas que podem impactar sobre o desempenho do varejo. A estimação da função vendas no varejo foi realizada, na grande parte dos trabalhos, a partir da utilização de modelos macroeconômicos, visando à obtenção do melhor ajuste possível aos dados disponíveis e não tinham necessariamente a preocupação em testar as teorias do consumo. Diversas variáveis foram utilizadas nestes trabalhos, sendo as principais: renda média, taxas de juros, taxa de desemprego, crédito à pessoa física, PIB, inflação, taxa de câmbio.

Obadić e Globan (2015) apontam para a importância do varejo para a economia mundial, sendo responsável pela geração do PIB e pela criação de novos empregos, além de atuar como elo entre milhares de fornecedores e consumidores. O objetivo principal dos autores era analisar as principais características e determinantes do comércio varejista na Croácia nos últimos 20 anos. Atenção especial foi dada à análise da relação entre o endividamento das famílias e as vendas no varejo, utilizando o volume de negócios do varejo como *proxy* para o consumo privado. Com este trabalho, Obadić e Globan (2015) pretenderam preencher uma lacuna sobre este tema ainda existente na literatura.

A hipótese testada era de que a velocidade de recuperação do varejo pós-crise poderia ser explicada pelo nível de endividamento das famílias acumulado no período pré-crise. Em uma primeira análise, os autores verificaram que a correlação entre essas variáveis era negativa, ou seja, aqueles países que apresentavam menores níveis de dívida privada acumulada no período anterior à crise tiveram uma recuperação do volume de negócios do varejo mais rápida no período pós-crise.

Ao analisar a relação entre o endividamento e o volume de vendas em suas formas desagregadas, os autores verificaram que a correlação com produtos alimentícios, bebidas e tabaco se tornou mais fraca. Os autores concluíram que este componente de consumo não havia sido financiado predominantemente por empréstimos (endividamento das famílias) e que outras variáveis eram responsáveis pela recuperação do volume de negócios de varejo. Ao considerarem os produtos não alimentícios, os autores averiguaram que a correlação com o nível de endividamento se mostrou significativamente mais forte, concluindo que esta forma de consumo havia sido, no período anterior à crise, financiada principalmente por empréstimos privados. Diante disso, os autores concluíram que os produtos alimentícios,

bebidas e tabaco se mostraram mais resistentes à recessão e que os empréstimos pré-crise na Croácia foram movidos, principalmente, para produtos não alimentícios.

Para determinar quais fatores macroeconômicos afetaram o volume de negócios do comércio varejista na Croácia, no período de maio de 2005 a setembro de 2013, Obadić e Globan (2015) estimaram um modelo de regressão, através do método de MQO, com as variáveis PIB, preços das ações, salários reais, nível de confiança do consumidor interno, índice de preços imobiliários, taxa de desemprego e nível de dívida das famílias, dando ênfase nesta última variável. O volume total das vendas no varejo foi também analisado de forma desagregada considerando as vendas de produtos alimentícios e de produtos não-alimentícios.

Obadić e Globan (2015) verificaram que o volume total de vendas no varejo na Croácia era impactado significativa e positivamente pelo PIB, salários, nível de confiança dos consumidores e negativamente pelos preços das ações. O nível de dívida não apresentou impacto estatisticamente significativo sobre o volume total dos negócios varejistas. Para os autores, este resultado é atribuído ao fato de o comércio varejista croata ser constituído por diferentes produtos com determinantes macroeconômicos potencialmente heterogêneos.

O modelo do volume de vendas no varejo foi, então, estimado considerando a série de vendas desagregada em produtos alimentícios e produtos não-alimentícios. Em relação às vendas de produtos alimentícios, as variáveis estatisticamente significativas foram as mesmas em relação ao volume total de vendas no varejo, com exceção da não significância do nível de confiança dos consumidores. Já em relação às vendas de produtos não-alimentícios, as variáveis que foram estatisticamente significativas foram o PIB e a taxa de desemprego e o nível de endividamento das famílias, apresentando impactos positivos.

Obadić e Globan (2015) concluem afirmando que estudo revelou a insustentabilidade no longo prazo do crescimento do varejo e do consumo se este for financiado por aumentos contínuos no endividamento das famílias, o que dificulta o estabelecimento de políticas que visam à suavização do consumo. Além disso, os autores trazem a importância dos resultados de seu trabalho para a estratégia de desenvolvimento do comércio varejista.

Moraes e Silva (2015) buscaram verificar, através de uma estimação em painel, a influência sobre as vendas no varejo de três variáveis macroeconômicas: renda real média, taxa de juros Selic e taxa de desemprego. Com o objetivo específico de determinar se haviam diferenças significativas entre esses fatores e as vendas no varejo, os autores analisaram seis principais estados brasileiros: Bahia, Minas Gerais, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo. O período analisado foi de janeiro de 2004 a junho de 2011, no qual a economia brasileira apresentou expressivo crescimento (exceto o ano de 2009, devido à

consequências da crise financeira mundial). Este período foi marcado pelo aumento da renda real, redução da taxa de juros e por uma política fiscal mais ativa, contribuindo para a expansão do crédito e, conseqüentemente, para o crescimento do consumo das famílias.

A estimação das equações de vendas no varejo foi realizada através do método de regressões aparentemente não correlacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* - SUR). A justificativa para utilizar esse método era devido às equações das vendas no varejo em cada um dos estados possuírem um comportamento empírico relacionado entre si, e, portanto, os autores esperavam que os fatores tivessem comportamentos assemelhados no espaço e período de análise.

Moraes e Silva (2015) verificaram um comportamento idêntico das vendas no varejo nesses estados, no entanto, as variáveis macroeconômicas apresentaram impactos com diferentes intensidades em cada estado. De modo geral, a renda média real demonstrou ser contemporaneamente elástica para vendas no varejo brasileiro, sendo o fator determinante para explicar o comportamento das vendas. Enquanto que a taxa de desemprego e a taxa de juros apresentaram-se inelásticas na determinação das vendas no varejo. Estas últimas variáveis apresentaram um melhor ajustamento com defasagem de um trimestre.

A importância da mensuração do desempenho dos segmentos de mercado, em especial do segmento varejista, é apresentada por Torres (2014) ao colocar o custo da não realização dessa mensuração, podendo impedir o acompanhamento do crescimento econômico desse mercado e a elaboração de ações para corrigir os desvios de desempenho. Torres (2014) buscou construir um indicador coincidente (IC) que pudesse ser utilizado como *proxy* para a atividade econômica do comércio varejista do Rio Grande do Sul. O IC foi composto por variáveis que apresentavam comportamento comum entre si e eram altamente correlacionadas com as vendas no varejo, sendo elas: renda, crédito e confiança do consumidor. Além dessas variáveis e seguindo a Teoria Microeconômica, o autor incluiu outras variáveis relacionadas a insumos e tributação: ICMS, embalagens (cartonadas ou não) e consumo de energia.

O período de análise se estendeu de outubro de 2005 a junho de 2013 e a metodologia adotada foi de modelos de Fator Dinâmico. Entre os principais resultados encontrados, destaca-se o alto impacto sobre as vendas das variáveis crédito e confiança do consumidor, sugerindo que o fluxo de renda futuro e a confiança para assumir dívidas longas eram fatores determinantes para o comércio varejista.

Em seu trabalho, Lazier (2013) avaliar os efeitos da taxa de juros da economia brasileira e a taxa de juros ao consumidor, dada a conjuntura econômica¹⁷, sobre uma parcela do consumo, representado através do comportamento das vendas no varejo. Outros fatores da conjuntura econômica determinantes das vendas foram utilizados na análise, a saber: o rendimento do consumidor, o crédito ao consumo, a taxa de desemprego, a formação bruta de capital fixo (representando o volume de investimento na economia), índice Bovespa (representando o valor das empresas no mercado de capitais) e a produção industrial. O objetivo era identificar um conjunto de fatores representativos da conjuntura econômica e estudar a relação de causalidade entre estes fatores e as vendas no varejo. O autor utiliza dados mensais compreendidos no período de janeiro de 2000 a outubro de 2012.

O impacto da conjuntura econômica é avaliado a partir da quantificação da causalidade de Granger destas variáveis sobre o comportamento das vendas no varejo. As vendas no varejo são causadas pela renda e pela taxa de juros ao consumidor, pelo investimento e pela produção como indicadores sucedentes, já a renda proveniente do crédito não causa as vendas.

Já o impacto da taxa de juros básica da economia brasileira (SELIC) e da taxa de juros ao consumidor (taxa de juros de operações com recursos livres para pessoa física) sobre as vendas no varejo brasileiro é avaliado pela mensuração do tempo médio de persistência da causalidade de Granger e pela intensidade da causalidade. As duas taxas de juros (básica da economia e ao consumidor) apresentaram relação causal, no sentido de Granger, estatisticamente significativa sobre as vendas no varejo. Tanto a intensidade da causalidade quanto o tempo médio de causalidade, foram maiores para a taxa de juros ao consumidor em relação à taxa de juros básica da economia, mostrando maior importância relativa da taxa de juros ao consumidor como previsor para as vendas no varejo. Outro resultado encontrado por Lazier (2013) foi que a presença de causalidade da taxa de juros básica da economia sobre a taxa de juros ao consumidor.

Angelo, Fouto e Luppe (2010) avaliaram a eficácia de diferentes modelos quantitativos de previsão de vendas aplicados ao estudo da série de vendas no varejo brasileiro, ou seja, compararam diversas abordagens quantitativas para a previsão de vendas no comércio varejista. Os modelos utilizados pelos autores na análise da eficácia das vendas foram: (1) modelo econométrico, utilizando as vendas no varejo como variável dependente, e

¹⁷ O autor define como conjuntura econômica “o estado da economia descrito por um conjunto de variáveis, incluídas as taxas de juros básica da economia e ao consumidor, com influência relevante sobre as vendas no varejo” (LAZIER, 2013, p. 7).

um conjunto de variáveis explicativas (folha real de salários da indústria manufatureira como *proxy* da renda real, taxa de juros, prazo médio de pagamento e quatro variáveis *dummies* para captar o comportamento sazonal dos três primeiros trimestres e do Natal); (2) modelos de alisamento exponencial com efeitos sazonais aditivos e multiplicativos com séries temporais; (3) modelos com séries temporais estocásticas, empregando termos autorregressivos (AR) e de médias móveis (MA), com base no método Box-Jenkins; e, (4) modelos que combinavam modelagem econométrica com séries temporais estocásticas, ou seja, as vendas correntes foram estimadas a partir de um conjunto de variáveis explicativas, dos erros passados (MA) e dos próprios valores das vendas em períodos anteriores (AR).

Para estimar os diferentes modelos, Angelo, Fouto e Luppe (2010) utilizaram dados do período de junho de 2000 a fevereiro de 2008, e para avaliar a adequação destes modelos, os autores utilizaram dados de março de 2008 a março de 2009. Nos modelos econométricos, as variáveis massa real de salários (renda real), a taxa de juros, os prazos de pagamentos, a *dummy* do quarto trimestre para o primeiro e a *dummy* do Natal mostraram-se altamente significativas na explicação das variações das vendas no varejo.

Para comparação da adequação dos modelos, Angelo, Fouto e Luppe (2010) utilizaram a Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR). O método Box-Jenkins produziu a menor SQR, seguido pelo modelo que combina séries temporais estocásticas com variáveis explicativas e do modelo de alisamento exponencial com componente aditivo, sendo que o modelo econométrico apresentou o pior resultado entre os modelos analisados. Os autores concluem que modelos puros de séries temporais apoiados pelo método de Box-Jenkins parecem fornecer as melhores previsões para as vendas no varejo. Além disso, os autores verificaram que os modelos mais simples de alisamento exponencial com componente aditivo não apresentam diferenças significativas em termos de precisão em relação a modelos mais sofisticados que combinam séries temporais e variáveis explicativas.

Através da análise do desempenho de cinco empresas líderes em diferentes segmentos do setor varejista (alimentos, vestuário, eletroeletrônicos) e com atuação restrita no mercado interno brasileiro, Campos (2009) buscou identificar os diferentes impactos de variáveis macroeconômicas sobre o faturamento bruto das vendas destas empresas. O objetivo era desenvolver e testar empiricamente um modelo econométrico que fosse robusto o suficiente para prever as vendas futuras das empresas. As variáveis analisadas, no período de 1999 a 2008, foram o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), o rendimento médio, a taxa de juros Selic e o crédito concedido à pessoa física.

Os resultados encontrados por Campos (2009) mostram que as variáveis macroeconômicas não exercem o mesmo grau de influência sobre cada uma dessas cinco empresas varejistas, que foi atribuído ao fato dessas empresas serem de diferentes segmentos. Apenas a variável crédito não se revelou significativa para nenhuma das empresas analisadas. Em virtude da maioria dos casos não ter sido encontrada cointegração entre as variáveis, não foi possível estimar um modelo de previsão de vendas.

Em seu trabalho, Fouto (2008) buscou identificar e analisar os fatores condicionantes das vendas destinadas ao mercado de consumo no Brasil, em especial as vendas de varejo, no período de junho de 2000 a junho de 2007. A Teoria do Consumo e a Teoria da Renda Permanente são utilizadas como alicerce teórico para este estudo. O autor procurou verificar as relações entre o comportamento do consumo (vendas no varejo) e as variáveis: renda do trabalhador assalariado, inovações no ambiente de crédito ao consumidor, taxas de juros, sazonalidade, prazo de pagamento e um indicador de alavancagem que relaciona volume de crédito e renda do consumidor. Diferentes modelos econométricos de séries temporais são desenvolvidos e testados, a saber: sistemas de uma equação, equações simultâneas, inclusão de termos autorregressivos e variáveis defasadas.

Os resultados encontrados por Fouto (2008) indicam uma relação de longo prazo entre as vendas no varejo e o rendimento do trabalho assalariado, confirmando uma forte sazonalidade do quarto trimestre e Natal sobre o ano todo. Além disso, o autor conclui que o consumidor é sensível aos juros, aos prazos e, em menor intensidade, à alavancagem de crédito. Os coeficientes das variáveis dos modelos apresentaram sinais coerentes com a teoria, sendo que a renda apresenta um valor médio de 0,6; a taxa de juros, de -0,21; o prazo de pagamento, de 0,19; alavancagem (endividamento do consumidor) apresenta coeficiente médio estimado de 0,07. Os resultados confirmam que a renda é, realmente, um componente importante para explicar o comportamento das vendas no varejo, assim como a taxa de juros. Por fim, o autor coloca que os modelos aparentemente mais simples não necessariamente são menos capazes de explicar o comportamento das vendas no varejo.

Cziráký (2001) desenvolveu um modelo econométrico dinâmico entre as vendas no varejo e os salários médios da Croácia, utilizando dados de séries temporais mensais da Croácia do período de 1994 a 2000. Dois modelos foram estimados, sendo o *autoregressive distributed lag model* (ADL) e *error-correction model* (ECM). Além do modelo em níveis, outro modelo de correção de erros foi estimado, permitindo uma interpretação econômica do impacto do curto prazo da mudança salarial sobre a mudança nas vendas no varejo, bem como um ajuste periódico ao equilíbrio de longo prazo.

Verificado que as séries de vendas no varejo e salários médios eram integradas de primeira ordem, isto é, $I(1)$, e tendo apenas essas duas variáveis $I(1)$, Cziráky (2001) testou a cointegração entre as variáveis através do teste de Engle e Granger (1987). O resultado encontrado pelo autor indicou que as variáveis eram cointegradas em níveis. Tendo encontrado uma relação de cointegração entre as vendas no varejo e os salários, um modelo ADL foi estimado através do método de mínimos quadrados recursivos, que permite testes de análise dinâmica e constância dos parâmetros. As estimativas recursivas dos coeficientes do modelo indicaram constância de parâmetro satisfatório em toda a amostra. Cziráky (2001) constatou que os coeficientes de longo prazo de todas as variáveis, incluindo *dummies* sazonais, são significativos e bem determinados pelo teste de Wald (Wald test $\chi^2(12) = 37,972$), confirmando a existência de relação estável de longo prazo. A variável salário apresentou coeficiente positivo igual a 0,63.

Objetivando usar a relação de longo prazo em um modelo de correção de erros, um novo modelo ADL simples foi estimado sem as *dummies* sazonais. Este novo modelo apresentou-se altamente significativo com o coeficiente da variável salários e o Teste de Wald maiores que o modelo anterior. Cziráky (2001) estimou um modelo de correção de erro (ECM), utilizando o resultado do modelo ADF simples, com o objetivo de capturar a dinâmica de curto prazo. A variação mensal dos salários em relação à variação mensal das vendas no varejo apresentou uma elasticidade de 0,52. Além disso, o ajuste mensal para o equilíbrio de longo prazo foi de aproximadamente 11%. Logo, o aumento dos salários médios aumenta as vendas no varejo no curto prazo, com um ajuste (negativo) para o equilíbrio de longo prazo. Dado que as mudanças nas vendas no varejo foram excessivamente sensíveis às mudanças nos salários, contraria-se a Hipótese de Passeio Aleatório de Hall (1978).

O autor concluiu que os modelos estimados no longo prazo apresentaram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as vendas no varejo e os salários. A elasticidade dos salários é menor que um e estatisticamente significativa, sendo que mudanças nas vendas no varejo respondem às modificações nos salários com aproximadamente 11% de ajuste mensal da trajetória de longo prazo. Portanto, tanto no curto quanto no longo prazo, as vendas no varejo respondem aos salários, formando uma relação dinâmica estável.

A partir da pesquisa e análise da literatura sobre o consumo e as vendas no varejo, é possível constatar, de forma complementar e mais significativa, a importância e a necessidade de se acompanhar o comportamento das vendas no varejo. Para reforçar essa importância, Moraes e Silva (2015) destacam que o desempenho do segmento varejista é um indicador antecedente do comportamento geral da economia.

A teoria do consumo indica que, ao suavizarem o consumo ao longo de suas vidas, os consumidores maximizam sua utilidade, atendendo suas necessidades e preferências de forma satisfatória. No entanto, a grande parte dos trabalhos realizados com dados brasileiros aponta para um impacto significativo da renda corrente sobre o consumo, ou seja, as decisões de consumo dos consumidores brasileiros são baseadas em suas rendas correntes, não conseguindo suavizar o consumo ao longo de sua vida. A restrição ao crédito é apontada pela teoria como possível resposta para este comportamento do consumo, sendo também confirmada por estudos realizados no Brasil.

O Quadro 1 apresenta uma síntese destes trabalhos, através do qual podem ser verificados os diversos métodos utilizados para a análise do comportamento do comércio varejista influenciado por um conjunto de variáveis da conjuntura econômica.

Quadro 1 – Resumo de trabalhos sobre as vendas no varejo.

(continua)

Autor	Período analisado	Métodos utilizados	Variáveis independentes	Variáveis significativas e/ou sinais encontrados
Obadić e Globan (2015)	05/2005 - 09/2013	MQO.	Nível de dívida das famílias; PIB; preços das ações; salários reais; nível de confiança do consumidor; índice de preços imobiliários; taxa de desemprego.	<i>Volume total de vendas:</i> Δ PIB (+); Δ salários (+); Δ nível de confiança (+); Δ preços das ações (-). <i>Vendas de produtos alimentícios:</i> Δ PIB (+); Δ salários (+); Δ preços das ações (-). <i>Vendas de produtos não-alimentícios:</i> Δ PIB (+); Δ taxa de desemprego (+); Δ endividamento das famílias (+).
Moraes e Silva (2015)	01/2004 - 06/2011	Cointegração em painel; <i>Seemingly Unrelated Regressions</i> (SUR).	Renda real média; taxa de desemprego; taxa de juros Selic; AR(1).	Renda real média (+); taxa de desemprego (-); taxa de juros (-).
Torres (2014)	10/2005 - 06/2013	Cointegração; Modelos de Fator Dinâmico (metodologia de Stock e Watson).	Massa salarial ampliada; crédito para consumo de bens não-mobiliários; expectativas do consumidor.	Massa salarial ampliada; concessão de crédito à PF; sentimento sobre a situação presente do consumidor.
Lazier (2013)	01/2011 - 10/2012	MQO; VAR; SUR.	Rendimento (folha pgto da indústria); crédito à PF; taxa de desemprego; taxa básica de juros e taxa de juros ao consumidor; formação bruta de capital fixo (investimento); índice Bovespa (valor das empresas); índice de produção industrial.	Investimento (+); renda (+); mercado de capitais (-); taxa de juros (+).

Quadro 2 – Resumo de trabalhos sobre as vendas no varejo.

(conclusão)

Angelo, Fouto e Luppe (2010)	06/2000 - 03/2009	MQO; Holt-Winters e método de alisamento exponencial com efeitos sazonais aditivos e multiplicativos; Box Jenkins.	Folha real de salários da indústria manufatureira como <i>proxy</i> para renda real; taxa de juros; prazo médio de pagamento; <i>dummies</i> sazonais.	Massa real de salários (+); Taxa de juros (-); Prazo médio de pagamento (+).
Campos (2009)	1T/1999 - 4/T2008	VEC ou VAR.	Emprego; rendimento nominal médio; IPCA; taxa de juros (selic); saldo total de operações de crédito para PF.	Rendimento nominal médio (+); IPCA (+/-); taxa de juros selic (-).
Fouto (2008)	06/2000 - 06/2007	Teste de cointegração Engle e Granger; MQO; VAR.	Taxas de juros à PF; prazos médio de pagamento à PF; volume de crédito à PF; renda; <i>dummies</i> sazonais.	Renda (+); taxa de juros (-); prazo de pagamento (+); alavancagem = endividamento do consumidor (+).
Cziráky (2001)	01/1994 - 12/2000	<i>autorregressive distributed lag model</i> (ADL) e <i>error-correction model</i> (ECM).	Renda média; <i>dummies</i> sazonais	Renda média (+).

Fonte: Elaborado pela autora.

Nesta capítulo, buscou-se apresentar brevemente alguns conceitos e desenvolvimentos teóricos relacionados à Teoria do Consumo. Além disso, apresentou-se aplicações empíricas destas teorias na literatura internacional e na literatura brasileiras e em relação às vendas no segmento varejista.

No próximo capítulo são expostas as hipóteses testadas neste trabalho. As hipóteses sugerem a existência de relações entre o volume de vendas do comércio varejista e os fatores macroeconômicos da conjuntura brasileira. O crescimento do volume de vendas pode estar associado ao crescimento da renda e da concessão de crédito ao consumidor, à contração das taxas de juros da economia e das operações de crédito, às expectativas positivas das famílias em relação à sua situação econômica e à do país, à redução no nível de endividamento e inadimplência dos consumidores.

3 HIPÓTESES

Os indicadores econômicos possibilitam conhecer o desempenho econômico passado e atual de um país e, em complementação, permitem construir previsões em relação ao que se pode esperar da economia no futuro. Dessa forma, governo, empresas e famílias são capazes de se programar para as mudanças que podem ocorrer na conjuntura econômica de seu país e mundial. Segundo Mankiw (2018), os economistas do governo buscam realizar previsões pelo fato de o ambiente econômico afetar o governo e também pela possibilidade do governo poder intervir na economia. A política monetária é um instrumento usado pelo governo para buscar e manter o crescimento econômico do país. A política monetária é conceituada como um conjunto de medidas adotadas pelo governo com o objetivo de controlar a oferta de moeda, a taxa de juros e a atividade econômica como um todo (MONTELLA, 2012).

Este trabalho tem foco no campo da Macroeconomia. Para Dornbusch, Fischer e Startz (2013), a macroeconomia pode ser estudada a partir de três modelos que possuem maior aplicabilidade em intervalos de tempo diferentes. O comportamento da economia no modelo de muito longo prazo é o campo de estudo da teoria do crescimento econômico que aborda a capacidade de crescimento da economia para produzir bens e serviços, verificando como a acumulação de insumos e os aperfeiçoamentos tecnológicos contribuem para a melhoria no padrão de vida. No modelo de longo prazo, os autores comparam este modelo com uma foto que é tirada do modelo de muito longo prazo, considerando, a partir disso, que o estoque de capital e o nível de tecnologia podem ser considerados relativamente fixos, embora choques temporários possam ser aceitos. Além disso, no longo prazo, o produto é determinado pela capacidade produtiva da economia (oferta agregada), enquanto o nível de preços é determinado pela demanda em relação ao produto que a economia pode ofertar, ou seja, os preços dependem tanto da oferta agregada quanto da demanda agregada. No modelo de curto prazo, as flutuações na demanda agregada determinam o quanto da capacidade disponível é utilizada e, conseqüentemente, os níveis de produto e desemprego, o que resulta em expansões ou recessões. Ao contrário do modelo de longo prazo, no modelo de curto prazo os preços são relativamente fixos e o produto é variável.

O volume de vendas pode ser afetado pelas mudanças nas decisões em relação ao consumo das famílias, que, por sua vez, podem ser influenciadas pelas variações na conjuntura macroeconômica. Dessa forma, o desempenho do comércio varejista pode ser influenciado pelas oscilações das variáveis macroeconômicas. Em 2004, um estímulo ao

crédito bancário e o aumento da renda real das famílias contribuíram para o aumento do consumo e, conseqüentemente, para a recuperação econômica (PAULA; PIRES, 2017).

Por meio da análise econométrica é possível testar as hipóteses e, então, validar a existência ou não de relação entre as variáveis macroeconômicas e o volume de vendas no varejo brasileiro. O conjunto de variáveis da conjuntura econômica utilizado neste estudo é constituído por: massa salarial disponível, concessão de crédito à pessoa física, taxas de juros (Selic e das operações de crédito), índice de confiança do consumidor, nível de endividamento e inadimplência dos consumidores. Modelos de longo prazo e curto prazo são estimados simultaneamente através de um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM), após a confirmação da existência de cointegração entre as variáveis de cada modelo. Caso contrário, um Vetor Autorregressivo (VAR) é considerado. Neste capítulo são apresentadas as hipóteses quantos às relações esperadas entre cada variável e o volume de vendas no varejo.

3.1 RENDA

Para Keynes o consumo aumenta à medida que a renda também aumenta, sendo a renda a variável determinante do consumo (MANKIWI, 2018). Segundo a teoria de HCV, desenvolvida por Modigliani e Brumberg (1954), os consumidores devem poupar sua renda durante seus anos de vida economicamente ativa para que consigam manter seu padrão de consumo estável ao se aposentarem. Segundo a HRP, desenvolvida por Friedman (1957), e ampliada por Hall (1978), os consumidores possuem expectativas racionais e, portanto, consideram a renda que esperam receber ao longo de suas vidas, dessa forma, a renda permanente era a principal determinante do consumo. Hall (1978) afirma que a série do consumo deveria se comportar como um passeio aleatório, devido à imprevisibilidade das variações da renda.

Flavin (1981) rejeitou a HRP de Hall (1978), afirmando que havia um excesso de sensibilidade do consumo com relação à renda corrente, pelo fato de os consumidores não conseguirem suavizar o consumo devido à sua liquidez restrita. Campbell e Mankiw (1989) consideram que existem dois tipos de consumidores, aqueles que consomem segundo sua renda permanente e aqueles que consomem conforme sua renda corrente, devido, principalmente, a restrição na obtenção de empréstimos. A partir disso, Campbell e Mankiw (1989) colocam que as variações esperadas na renda estão associadas às variações esperadas no consumo. Além disso, os autores consideram que os períodos em que o consumo é maior em relação à renda são geralmente seguidos pelo rápido aumento da renda, resultado que

sugere que alguns consumidores consideram o crescimento futuro da renda. Para Ludvigson (1999), o crescimento do consumo está correlacionado de forma independente com o crescimento previsível da renda.

A partir de 2004, o aumento da renda real das famílias, aliado à consolidação desta estabilidade econômica, contribuiu para a expansão do consumo das famílias brasileiras (PAULA; PIRES, 2017). Conforme Montella (2012, p. 132), “o consumo das famílias é uma função crescente para os diferentes níveis de renda disponível. Logo, quanto maior a renda disponível, maior será o consumo”. Já para Fouto (2008), as mudanças no consumo provocadas pelas alterações na renda ocorrem ao longo dos anos.

Para o BCB (2013a), o salário é um dos preços mais relevantes da economia, pois afeta tanto as decisões de produção (lado da oferta) como de consumo (lado da demanda). A renda do trabalho influencia na massa salarial e é um dos principais determinantes do consumo, principalmente nas classes da população que tem propensão marginal a consumir relativamente alta (BCB, 2013a).

A partir do exposto tem-se a seguinte hipótese: *(Hipótese 1) O comércio varejista brasileiro é positivamente influenciado pelo aumento na massa salarial disponível*¹⁸.

3.2 CRÉDITO AO CONSUMIDOR

Para Fisher (1930), o consumidor pode consumir no presente mais que sua renda atual. Isso é possível por meio da poupança ou da obtenção de empréstimos ou financiamentos, de forma que uma parcela de sua renda futura é consumida no presente. Para Ludvigson (1999) as alterações previsíveis do crédito ao consumidor (e independente da variação previsível da renda) influenciam significativamente as variações do consumo, ou seja, a previsão de um aumento no crédito ao consumidor está relacionada ao crescimento no consumo agregado. Campbell e Mankiw (1989) examinaram a consistência da HRP estimando o efeito de alterações previsíveis da renda sobre o consumo, e verificaram que parte dos consumidores sofre com restrição de liquidez. Logo, as alterações no mercado de crédito têm efeito sobre a demanda agregada.

Gomes e Paz (2010) verificaram que os consumidores brasileiros não conseguem suavizar o consumo devido à restrição de liquidez. Silveira (2014) encontrou fortes indícios

¹⁸ A massa salarial disponível é utilizada como *proxy* para a renda, em razão de esta série ser uma das únicas que abrangem todo o período considerado neste estudo e, além de também representar a disponibilidade de recurso pelo consumidor.

de que a restrição ao crédito é a principal responsável pela dificuldade das famílias brasileiras em suavizar seu consumo, de modo a impedir que os gastos com bens duráveis sigam uma trajetória ótima. Além disso, Silveira (2014) destaca para a necessidade de uma maior atenção das políticas públicas sobre os fatores que dificultam o acesso ao crédito no Brasil, através da correção das falhas no mercado de crédito.

A restrição ao crédito afeta a economia como um todo. A contração monetária pode trazer como consequências o aumento das taxas de juros, a redução do investimento, a redução na renda permanente e no consumo, causando a queda da demanda agregada (LAZIER, 2013). Conforme colocado por Almeida (2017), o correto dimensionamento dos impactos deste tipo de financiamento para as organizações ajuda no equilíbrio de custos financeiros das operações, frente às receitas associadas à oferta de crédito.

Almeida (2016) constatou que, no curto prazo, uma mudança positiva no crédito diminuiria parcialmente a restrição de liquidez, permitindo um aumento do nível de despesas das famílias. No entanto, no longo prazo, o aumento do volume de crédito provoca pressões inflacionárias, causando efeitos prejudiciais para a economia. Além desses resultados, Almeida (2016) verificou que o crédito reage negativamente ao aumento na taxa básica de juros da economia.

A partir do exposto em relação à importância do acesso ao crédito pelo consumidor, que contribui para o aumento da renda e para o ajuste de suas necessidades quando ocorrem oscilações na renda, tem-se a seguinte hipótese: *(Hipótese 2) O comércio varejista brasileiro é positivamente influenciado pelo aumento na concessão de crédito.*

3.3 TAXA DE JUROS

Dado que, para Keynes, a renda é o principal determinante do consumo, a taxa de juros não apresentava importância para o consumo. Já para Fisher (1930), o efeito da taxa de juros sobre as decisões de consumo dependem se o consumidor está inicialmente poupando ou recorrendo a empréstimos. Ou seja, o crescimento da taxa de juros pode, ao mesmo tempo, estimular a poupança ao fazer o consumidor consumir uma quantidade menor no primeiro período, ou pressionar para baixo a poupança quando o consumidor deseja manter seu consumo estável ao longo dos dois períodos (MANKIWI, 2018). Para Campbell e Mankiw (1989), as taxas de juros reais esperadas não estão associadas às variações no consumo, ou seja, as variações previsíveis no consumo não são explicadas como resposta às alterações nas

taxas de juros. Ludvigson (1999) não encontra evidências de que a taxa de juros reais *ex ante* esteja associada ao crescimento do consumo.

Conforme Dornbusch, Fischer e Startz (2013), a taxa de juros determina a taxa de pagamento sobre um empréstimo ou outro investimento. Um menor nível da taxa de juros tem, por exemplo, um menor custo na obtenção de empréstimos e financiamentos, contribuindo para o aumento do consumo das famílias. Enquanto que, do contrário, um maior nível da taxa de juros, tende a elevar o custo dos empréstimos e, também, a aumentar o rendimento das aplicações financeiras, incentivando as famílias a reduzir seu consumo no presente para, no futuro, consumir os recursos poupados e os juros acrescidos. Portanto, o nível menor ou maior da taxa de juros é um fator determinante na decisão entre consumir no presente ou poupar os rendimentos para que sejam usados no consumo futuro. Conforme Amado e Mollo (2003), o crescimento da taxa de juros recompensa a espera para consumir no futuro, enquanto que do contrário, ou seja, com a queda da taxa de juros, as famílias desistirão de poupar, pois essa poupança não compensa mais a espera para consumir no futuro.

A taxa de juros tem grande importância para o equilíbrio entre oferta e demanda de bens e serviços. Taxas de juros mais baixas estimulam a atividade econômica e elevam os preços, enquanto que taxas de juros mais altas diminuem os preços, mas também reduzem a atividade econômica. O aumento da taxa de juros tem como finalidade macroeconômica a redução da quantidade de consumo das famílias, que, por sua vez, pode provocar o aumento da inflação, se essa demanda for maior que a oferta. Portanto, o aumento da taxa de juros tende a reduzir a demanda por bens e serviços, resultando na diminuição do nível da atividade econômica e, da mesma forma, na redução do volume de vendas.

Lazier (2013) afirma que movimentos na taxa de juros ao consumidor não são necessariamente os mesmos que ocorrem com a taxa básica de juros da economia (Selic), tanto para o consumo agregado quanto para níveis desagregados do consumo. A taxa de juros básica da economia está relacionada à política monetária e a taxa de juros ao consumidor está relacionada aos níveis de risco que este agente pode oferecer.

A partir do exposto em relação à importância da taxa de juros como determinante na definição entre postergar ou antecipar o consumo, tem-se a seguinte hipótese: *(Hipótese 3) O comércio varejista brasileiro é negativamente influenciado pela alta da taxa de juros (taxa básica de juros da economia e taxa média de juros das operações de crédito).*

3.4 EXPECTATIVAS DAS FAMÍLIAS

Fisher (1930) foi o primeiro a considerar que os consumidores possuem expectativas racionais, ou seja, eles utilizam todas as informações disponíveis para realizar as melhores previsões possíveis em relação ao futuro (MANKIW, 2018). Desta forma, o modo como a economia é percebida influencia as decisões dos consumidores em relação ao seu consumo presente e futuro, ou seja, à medida que ocorrem mudanças na conjuntura econômica, os consumidores racionais podem alterar suas expectativas em relação à renda futura.

As decisões de produção por parte dos empresários também são influenciadas pela percepção destes em relação à situação presente e futura da economia. Em relação à oferta, uma expectativa positiva do mercado contribui para o aumento no nível de produção e da taxa de emprego da economia. Em relação à demanda, uma expectativa positiva incentiva o consumo das famílias. Portanto, a situação na qual a economia se encontra tem grande importância na tomada de decisão por parte dos agentes econômicos (BCB, 2013c). Tendo em vista que há uma defasagem na divulgação de informações sobre a atividade econômica, os índices de confiança se mostram importantes fontes de informação sobre as expectativas em relação à economia, auxiliando, então, na tomada de decisões dos agentes (BCB, 2013c).

Um nível de confiança baixo aponta para um comportamento mais cauteloso por parte do consumidor diante dos níveis elevados de incerteza econômica, de forma que apenas os bens essenciais e de maior preferência são adquiridos pelo consumidor. Além disso, a ocorrência de algum evento na economia pode fazer com que as expectativas revistas e, conseqüentemente, pode haver alterações nas decisões em relação ao consumo.

Portanto, a evolução dos índices de confiança do consumidor, que captam a percepção do consumidor em relação à economia atual e futura, pode auxiliar na previsão do consumo das famílias e das vendas ao comércio (BCB, 2015). Conforme pesquisa do Banco Central (2015), apesar da baixa correlação entre os índices de confiança do consumidor e as vendas no comércio, estes indicadores podem contribuir para melhorar a previsão de indicadores de consumo. Torres (2014) atribui uma grande importância para as variáveis de crédito e de confiança do consumidor na determinação das vendas do comércio varejista do Rio Grande do Sul, sugerindo que “o fluxo de renda futuro e a confiança para assumir endividamentos longos são determinantes para o segmento” (TORRES, 2014, p. 45).

Tendo em vista que as expectativas dos consumidores são importantes determinantes da demanda, influenciando na decisão entre consumir hoje ou no futuro, testa-se a seguinte

hipótese: *(Hipótese 4) O comércio varejista brasileiro é positivamente influenciado pelas expectativas otimistas das famílias em relação às condições econômicas.*

3.5 ENDIVIDAMENTO E INADIMPLÊNCIA DOS CONSUMIDORES

O aumento do poder de compra é uma das vantagens proporcionada pelo acesso ao crédito (LOPES, 2012). Apesar de serem entendidos como sendo conceitos iguais, a CVM Educacional (2018, p. 4) destaca que “crédito e endividamento são dois lados da mesma moeda, são causa e efeito do novo modelo de sociedade endividada e globalizada de consumo”. Portanto, verifica-se a necessidade de se estudar os efeitos do endividamento e da inadimplência sobre as vendas no varejo.

O crescimento exagerado das dívidas pode provocar um comprometimento maior de fração da renda com o pagamento de amortizações e juros, sendo que em um determinado nível, o devedor pode não conseguir honrar com suas obrigações, e, então, tornar-se inadimplente. Lopes (2012) define inadimplência como o não cumprimento do contrato ou das obrigações previstas, dentro de determinado prazo. Por vezes, esses consumidores inadimplentes assumem novos empréstimos, com juros mais altos e multas, para, então, cumprir com as dívidas atrasadas. Logo, a oferta de crédito está associada ao risco de inadimplência, de modo que as restrições ao acesso aumentam à medida que o risco pelo não cumprimento também aumenta (ALMEIDA, 2017).

A combinação de um ambiente econômico instável, com a inflação sem controle e as taxas de juros e de desemprego em níveis elevados, contribui para o aumento do nível de endividamento e inadimplência das famílias. Conforme Lopes (2012, p. 3), o endividamento “é um importante indicador de vulnerabilidade do equilíbrio orçamentário dos indivíduos ou das famílias. Para Linardi (2008), a taxa de inadimplência é um importante termômetro da economia, sendo utilizada pelas instituições financeiras para verificar a solidez do sistema financeiro e também como forma de antever o risco de crédito.

[...] o endividamento de maior grau pode acarretar na contração das despesas do consumo privado, com o racionamento do crédito, uma vez que famílias endividadas podem não arcar com seus compromissos financeiros, afetando os níveis de confiança necessários ao normal funcionamento do mercado de crédito. (Lopes, 2012, p. 3)

Logo, a existência de algum tipo de dívida aponta para um comprometimento de parte da renda com o pagamento dos serviços desta dívida (amortização e juros). Por consequência,

essa redução na disponibilidade de recursos financeiros impacta sobre o volume de vendas. A partir do exposto tem-se a seguinte hipótese: *(Hipótese 5) O comércio varejista brasileiro é negativamente influenciado pelo endividamento e pela inadimplência dos consumidores.*

Resumidamente, espera-se encontrar os seguintes sinais: positivo para o coeficiente da massa salarial disponível, sendo que com um aumento na massa salarial dos consumidores espera-se um aumento das vendas no varejo brasileiro; positivo para o coeficiente da concessão de crédito à pessoa física, uma vez que o acesso ao crédito contribui para o aumento da renda disponível dos consumidores, ou seja, aumenta sua capacidade de consumo, colaborando para um aumento das vendas no varejo; negativos para os coeficientes das taxas de juros da economia e das operações de crédito, já que um aumento dos juros tende a provocar o aumento do custo do produto, provocando a queda do volume de vendas; positivo para o coeficiente do índice de confiança do consumidor, uma vez que o sentimento de otimismo tende a contribuir para o aumento da intenção de consumo, e, do contrário, o sentimento pessimista deixa o consumidor mais cauteloso em relação aos seus gastos; e, por fim, sinais negativos para os coeficientes do número de consumidores endividados e inadimplentes, já que um aumento das dívidas dos consumidores tende a comprometer parte da renda destes, ocasionando uma diminuição na procura pelo comércio varejista.

Portanto, as hipóteses sugerem que existe uma relação entre o crescimento do volume de vendas do comércio varejista com o crescimento da renda, o aumento do crédito ao consumidor, a contração das taxas de juros, o aumento das expectativas dos consumidores em relação à sua situação econômica e a do país e queda no nível de endividamento e inadimplência dos consumidores. No próximo capítulo são apresentados os instrumentos metodológicos e econométricos que contribuíram para que o objetivo deste estudo fosse alcançado.

4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

De acordo com as Teorias do Consumo, as alterações no consumo podem responder ou às variações previstas na renda permanente, ou às mudanças na renda corrente, ou, ainda, à fração de ambas as rendas. A restrição à liquidez tem sido apontada como a principal razão pela qual os consumidores não conseguem suavizar o consumo, sendo, então, obrigados a consumir conforme a disponibilidade da sua renda corrente. Dessa forma, apesar de haver o desejo de suavizar seu consumo, os consumidores não conseguem fazê-lo devido à dificuldade de acesso ao crédito.

Com referência ao comportamento das vendas no comércio varejista, grande parte dos trabalhos investigou quais fatores do contexto da conjuntura econômica são determinantes do comportamento das vendas no varejo. Entre as séries temporais mais utilizadas nestes trabalhos estão a renda média, taxas de juros, crédito concedidos à pessoa física, taxa de desemprego, PIB, inflação, taxa de câmbio. As variáveis renda, crédito e taxa de juros estão reiteradamente presentes nas análises do comportamento do consumo e das vendas no varejo.

A metodologia está estruturada em cinco seções. Na primeira seção é realizada a delimitação do estudo; enquanto que na segunda seção são apresentadas as variáveis utilizadas nesta análise. Nas terceira e quarta seções são apresentadas, respectivamente, os processos de coleta e tratamento do conjunto de dados da pesquisa. Por fim, na quinta seção, são especificados os testes estatísticos e econométricos adotados para a verificação das hipóteses, viabilizando o alcance dos objetivos deste estudo.

4.1 DELINEAMENTO E DEFINIÇÃO DA PESQUISA

Este trabalho possui natureza aplicada, pois tem como finalidade a aquisição de conhecimentos através da resolução de uma situação específica identificada no âmbito da sociedade (GIL, 2010). Tendo como escopo deste estudo a busca e análise das variáveis macroeconômicas determinantes da performance das vendas do comércio varejista brasileiro, a pesquisa é classificada, quanto aos objetivos gerais, como exploratória e descritiva.

Em um primeiro momento, através de uma investigação na literatura, buscou-se por um conjunto de variáveis representantes da conjuntura econômica que apresentaram relação estatisticamente significativa com as vendas no setor varejista. Segundo Gil (2010), as pesquisas exploratórias proporcionam maior conhecimento sobre o problema a ser estudado, com objetivo de torná-lo mais explícito e/ou para construir hipóteses. A importância dos

estudos exploratórios para Sampieiri, Collado e Lucio (2013), é em razão de estes auxiliarem na familiarização de fenômenos relativamente desconhecidos, ou ainda, na obtenção de informações que possibilitam a realização de uma pesquisa mais completa, ou também, na identificação de novos problemas, no conhecimento de novos conceitos e/ou de variáveis promissoras para o estudo.

Tendo sido determinadas as variáveis candidatas à análise, buscou-se verificar a correlação destas variáveis com as vendas no setor varejista brasileiro, de modo a identificar a significância estatística, intensidade e direção desta relação, quando esta existir. Conforme Gil (2010), as pesquisas descritivas visam estudar e descrever as características de determinado grupo, descobrir a existência de relações entre as variáveis candidatas, podendo verificar, também, a natureza destas relações. No mesmo sentido, para Mattar (2014) a pesquisa descritiva procura responder questões do tipo “quem”, “o quê”, “quanto”, “quando”, “onde”, com o propósito de descobrir ou verificar a existência de relação entre as variáveis. Já conforme Cooper e Schindler (2016), os estudos descritivos são estruturados em hipóteses ou questões investigativas e possuem uma variedade de objetivos de pesquisa, a saber: descrever fenômenos ou características associadas a uma população-sujeito; estimar proporções de uma população que possua essas características; descobrir associações entre diferentes variáveis.

Quanto ao enfoque da pesquisa, este estudo tem abordagem quantitativa. As pesquisas com enfoque quantitativo são caracterizadas pela mensuração de fenômenos, utilização de análises estatísticas, testagem de hipóteses e realização da análise de causa-efeito (SAMPIEIRI; COLLADO; LUCIO, 2013). Em relação à natureza das variáveis, foram utilizados dados secundários, do período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, disponíveis nas bases de dados do IPEA, do Sistema de Séries Temporais do BCB e da CNC.

Portanto, este estudo teve por finalidade analisar um conjunto de fatores macroeconômicos determinantes, no longo prazo e curto prazo, das vendas no comércio varejista brasileiro.

4.2 DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

As Teorias do Consumo buscaram analisar a dinâmica entre o consumo e a renda, verificando se o consumo era determinado pelas variações na renda corrente ou pelas alterações previstas na renda permanente dos consumidores. Apesar de consumo e venda apresentarem diferentes conceitos, Fouto (2008, p. 12) afirma que “ambos podem ser vistos

grosso modo como diferentes faces da mesma moeda”. Sendo que, de um lado, o consumo das famílias representa um componente importante da demanda agregada, enquanto que, do outro lado, o comércio de bens e serviços representa elemento significativo da oferta agregada.

Neste estudo, as principais variáveis da Teoria do Consumo, consumo e renda, foram analisadas, respectivamente, sob aspectos das vendas no varejo brasileiro e da quantidade de massa salarial¹⁹ circulante. O uso do volume de vendas no varejo como *proxy* para o consumo é devido ao interesse específico deste segmento do comércio brasileiro, principalmente em virtude da importância deste setor na economia do país. Já a utilização da massa salarial, como *proxy* para a renda, é em razão de esta série ser uma das poucas que abrangem todo o período considerado neste estudo e, além de representar a renda disponível pelo consumidor. Conforme Montella (2012), o valor destinado pelas famílias ao consumo e à poupança não é referente à renda total, mas com relação à renda disponível, ou seja, a renda resultante após a dedução de impostos e contribuições. Considerando a existência de restrições à liquidez, por meio de limitações de acesso ao crédito dos consumidores e analisando a influência das variações previsíveis do crédito sobre as variações do consumo, Ludvigson (1999) desenvolveu um modelo no qual, além da taxa de juros, incluiu as variações previstas nas operações de crédito.

Portanto, na análise econométrica realizada neste trabalho, a variável volume de vendas no varejo foi considerada variável dependente e a massa salarial ampliada disponível como a principal variável explicativa. Foram incluídas na análise as variáveis concessão de crédito para pessoa física e taxas de juros. Duas diferentes taxas de juros foram utilizadas devido às características próprias de cada uma. A taxa de juros over/selic representa a taxa básica de juros da economia de um país e a taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres representa a taxa cobrada pela concessão do crédito às pessoas físicas.

O pouco uso, na literatura, de novas variáveis determinantes do desempenho do comércio varejista, motivou a investigação do impacto de outras variáveis sobre as vendas no varejo. A percepção em relação à economia atual e às expectativas em relação ao futuro são importantes indicadores do sentimento de confiança dos consumidores, trazendo informações relevantes do modo como os consumidores percebem e reagem aos movimentos da economia. O endividamento e a inadimplência dos consumidores permitiram investigar o perfil do

¹⁹ O Banco Central do Brasil (2010) define a massa salarial como um agregado que incorpora a massa de rendimentos do trabalho e os benefícios previdenciários e de programas de proteção social do governo, excluindo o imposto de renda e as contribuições previdenciárias.

consumidor endividado e sua percepção em relação à sua capacidade de pagamento. Dessa forma, na execução deste trabalho, séries temporais de expectativas, endividamento e inadimplência do consumidor foram consideradas candidatas a determinantes do comportamento das vendas do setor varejista brasileiro.

O Quadro 2 apresenta a lista de séries utilizadas neste trabalho, indicando a abreviatura usada na identificação da variável, a denominação e a unidade representativa da série junto à base de dados e a fonte de origem dos dados. A descrição e identificação mais detalhada das séries encontram-se no Apêndice A.

Quadro 3 – Descrição das séries temporais e fontes de origem dos dados.

Variável	Abreviação	Identificação da série (Unidade)	Fonte de origem
Dependente	VA	Volume de Vendas Reais do varejo ampliado (Índice)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Mensal de Comércio
	VR	Volume de Vendas Reais do varejo restrito (Índice)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Mensal de Comércio
Independentes	MSAD	Massa Salarial Ampliada Disponível (R\$ em milhões)	Banco Central do Brasil – Departamento Econômico
	CCPF	Concessões de Crédito com recursos livres - série encadeada ao crédito referencial - Pessoas Físicas – Total (R\$ em milhões)	Banco Central do Brasil
	TJSelic	Taxa de Juros Over/selic (taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) (% a.m.)	Banco Central do Brasil – Boletim – Seção Mercado Financeiro e de Capitais
	TJCP	Taxa Média de Juros das Operações de Crédito com recursos livres - Crédito Pessoal Total (% a.m.)	Banco Central do Brasil – Departamento de Estatísticas
	ICC	Índice de Confiança do Consumidor (Indicador)	Federação do Comércio do Estado de São Paulo (Fecomércio-SP)
	FMEndiv	Famílias Muito Endividadas - Endividamento do Consumidor (Valor absoluto)	Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo
	FCAtraso	Famílias com Conta em Atraso - Inadimplência do Consumidor (Valor absoluto)	Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo

Fonte: Elaborado pela autora.

Além da identificação destas variáveis na literatura sobre o consumo, a justificativa para a escolha destas séries econômicas foi baseada na importância destas no contexto da conjuntura macroeconômica de um país como um todo, uma vez que essas impactam significativamente sobre as atividades do governo, das empresas e das famílias.

4.3 COLETA DE DADOS

Os dados das séries temporais utilizadas neste estudo estão disponíveis nas bases de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)²⁰, do Banco Central do Brasil (BCB)²¹ e da Confederação Nacional de Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC)²². Os dados possuem frequência mensal e abrangem o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, totalizando 96 observações para cada série de tempo.

Justifica-se a escolha deste período devido à limitação de dados das séries temporais de endividamento e inadimplência do consumidor. Somente a partir de janeiro de 2010 a CNC passou a realizar a Pesquisa Nacional de Endividamento e Inadimplência do Consumidor (Peic Nacional). Estas pesquisas trazem importantes informações sobre o perfil de endividamento das famílias brasileiras, mediante a divulgação, por exemplo, do nível de comprometimento da renda das famílias com dívidas e as percepções destes consumidores em relação à sua capacidade de pagamento.

Além disso, este período compreende um intervalo de tempo no qual o Brasil passou por três governos: Luiz Inácio Lula da Silva (até 2010); Dilma Rousseff (2011-2016); e Michel Temer (a partir de 2016), e foi marcado por perturbações na economia do país. Até 2014, o aumento da renda real das famílias e a expansão da oferta de crédito contribuíram para o aumento do consumo e o crescimento da economia brasileira. Em 2015 e 2016 a economia brasileira sofreu com choques (ajuste fiscal, crise hídrica, desvalorização da moeda, aumento da taxa de juros Selic, etc.) e com seus efeitos secundários (aumento da taxa de juros, aumento do desemprego, queda da renda, contração do mercado de crédito e redução dos investimentos) que contribuíram para uma forte e prolongada recessão (PAULA; PIRES, 2017). Portanto, justifica-se, outrossim, a determinação deste período por ter sido marcado por movimentos de crescimento, estagnação e recessão da economia brasileira e das vendas no comércio varejista.

²⁰ Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>.

²¹ Sistema de Gerenciador de Séries Temporais (SGS). Disponível em <http://www3.BCB.gov.br/sgspub>.

²² Disponível em <http://www.cnc.org.br/central-do-conhecimento>.

4.4 TRATAMENTO DOS DADOS

O comércio varejista possui perfil sazonal, marcado por períodos de maior volume de vendas, que ocorrem em datas comemorativas. Especialmente festividades em comemoração aos dias das mães, dos namorados, dos pais, das crianças, *Black Friday*, festas de final de ano (Natal, Réveillon, por exemplo). Buscando filtrar esses efeitos sazonais, foi utilizada a série de tempo do índice de volume de vendas no varejo com dados já ajustados sazonalmente. Nas demais variáveis, identificando-se um possível comportamento sazonal, foram realizados testes com objetivo de confirmar, ou não, a presença da sazonalidade. Confirmando-se a existência, então o procedimento X-13 ARIMA-SEATS²³ foi utilizado para o ajustamento da sazonalidade presente na série.

Os dados das séries massa salarial ampliada disponível, concessão de crédito com recursos livres à pessoa física, taxa de juros over/selic e taxa média de juros das operações de crédito estão disponíveis em suas formas nominais. Os valores das séries nominais foram, então, transformados em valores reais, corrigindo assim os efeitos da inflação sobre estas variáveis. O índice nacional de preços ao consumidor (INPC)^{24,25} é utilizado para deflacionar as séries massa salarial ampliada disponível e concessão de crédito à pessoa física. Enquanto que a taxa de variação percentual do INPC²⁶ é aplicada sobre os valores das séries taxa de juros over/selic e taxa média de juros das operações de crédito.

Além disso, os dados das séries, com exceção das taxas de juros (selic e das operações de crédito), foram transformados em índices com valor-base igual a 100 e com data-base em janeiro de 2010. Essa transformação teve o objetivo de eliminar qualquer problema de viés temporal e de unidade de especificação dos dados, e, também, buscou-se padronizar os dados de forma a facilitar a interpretação dos resultados.

Por fim, as variáveis, exceto as taxas de juros (selic e das operações de crédito), foram transformadas em logaritmo natural, objetivando suavizar os desvios dos dados e linearizar

²³ Fornece um método baseado no modelo ARIMA, sendo muito semelhante à atualização do método de SEATS (Gomez e Maravall, 1996). O X-13ARIMA-SEATS inclui um procedimento de seleção de modelo ARIMA automático baseado amplamente no procedimento de Gomez e Maravall (1998).

²⁴ A série INPC, elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC), foi obtida na base de dados do IPEA. A série possui como mês-base dezembro de 1993. Um ajustamento do índice foi realizado de forma que o mês-base fosse janeiro de 2010.

²⁵ A fórmula para o cálculo da deflação das variáveis nominais: $val_{real} = \frac{val_{nominal_{ano\ x}}}{indice_{ano\ x}} * indice_{ano\ referencia}$.

²⁶ A fórmula utilizada para o cálculo das taxas reais de juros é: $i_{real} = \frac{(1+i_{nominal})}{(1+i_{inflação})} - 1$.

possíveis tendências. As taxas de juros, por estarem na forma de percentual, não foram transformadas na forma de logaritmo natural e nem de índice com valor-base igual a 100. Dessa forma, a relação entre a variável dependente e as variáveis independentes é representada a partir de um modelo do tipo log-log, com exceção das taxas de juros, que é do tipo log-lin, ou log-nível²⁷. Além disso, essa transformação em logaritmo natural facilita a análise dos resultados encontrados, permitindo que possam ser interpretados na forma de elasticidades, ou como semi-elasticidades no caso das taxas de juros (WOOLDRIDGE, 2010).

4.5 ANÁLISE DOS DADOS

As séries temporais consistem em um conjunto de observações sobre uma ou mais variáveis ordenadas ao longo do tempo, sendo que esta ordenação cronológica das observações transmite importantes informações (WOOLDRIDGE, 2010). Cada observação de uma série temporal é uma variável aleatória. Uma sequência de variáveis aleatórias indexadas no tempo é chamada de processo estocástico (ou aleatório) (WOOLDRIDGE, 2010). A análise estatística e econométrica das séries de tempo utilizadas neste trabalho foi realizada com auxílio dos *softwares* JMulTi²⁸ e Gretl²⁹.

O Quadro 4 apresenta um resumo dos diferentes testes aplicados sobre as séries de dados deste estudo, de modo a identificar o comportamento das séries ao longo do tempo (se possuem média fixa, variância constante e covariância finita, ou se comportam como um passeio aleatório, por exemplo); verificar a existência de relação de equilíbrio no longo prazo; estimar os coeficientes das variáveis no longo prazo e no curto prazo; analisar a correta especificação dos modelos, ou seja, examinar a consistência dos parâmetros e a robustez dos resultados; verificar o comportamento da variável dependente, diante de choques nos termos de erro, ou seja, avaliar a ocorrência de modificação do valor da variável dependente no momento presente e em momentos futuros.

²⁷ Diferentes formas funcionais podem ser construídas a partir da utilização de logaritmo natural nas variáveis originais. O modelo com y como variável dependente e $\log x$ como variável independente é chamado de modelo lin-log, ou nível-log. O modelo com $\log y$ como variável dependente e x como variável independente é chamado de modelo log-lin, ou log-nível. O modelo com $\log y$ como variável dependente e $\log x$ como variável independente é chamado de modelo log-log (WOOLDRIDGE, 2010).

²⁸ JMulTi (*Java-based Multiple Time series software*) é um *software* gratuito projetado para análise de séries temporais univariada e multivariada. Para a elaboração deste trabalho, foi utilizada a versão 4.24. O *software* está disponível em <http://www.jmulti.de>.

²⁹ Gretl (*Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*) é um *software* livre e de código aberto, utilizado para análise econométrica. Para a elaboração deste trabalho, foi utilizada a versão 2016d para o sistema Windows. O *software* está disponível em <http://gretl.sourceforge.net>.

Quadro 4 – Quadro resumo para análise dos dados.

Testes de estacionariedade	ADF; ADF-GLS; KPSS; e Teste para processos com quebra estrutural.
Testes de cointegração	Johansen; e Saikkonen e Lütkepohl.
Especificação do modelo	VECM
Testes de diagnóstico dos resíduos	* Normalidade: Jarque-Bera; * Autocorrelação: Ljung-Box; * Homocedasticidade: ARCH.
Choques estruturais nos resíduos	* IRF: <i>Impulse Response Function</i> ; * FEVD: <i>Forecast Error Variance Decomposition</i> ;

Fontes: Elaborado pela autora.

Dado que este trabalho teve por objetivo identificar e analisar os fatores macroeconômicos determinantes, no longo prazo e curto prazo, das vendas do comércio varejista brasileiro, foram desenvolvidos modelos econométricos que representassem a dinâmica do comportamento destas variáveis. Para Dornbusch, Fischer e Startz (2013), os modelos são construídos como representações simplificadas que tentam capturar apenas os elementos essenciais presentes no mundo real. Dada a importância da compreensão da macroeconomia através da aplicação de bom senso na elaboração de um modelo específico, os autores colocam que “a única forma de compreender o mundo altamente complicado no qual vivemos é dominar um conjunto de modelos simplificados e, em seguida, tomar decisões explícitas quanto a qual deles se encaixa melhor para a análise de um dado problema” (DORNBUSCH; FISCHER; STARTZ, 2013, p. 12).

Devido à inclusão de novas variáveis (índice de confiança do consumidor, nível de endividamento e inadimplência do consumidor), diferentes daquelas comumente utilizadas na literatura sobre o consumo, procurou-se ter cuidado com a especificação dos modelos, de modo a evitar estimadores viesados. A inclusão de uma ou mais variáveis irrelevantes no modelo de regressão múltipla (super-especificação do modelo) não implica em viés dos coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO), no entanto, pode apresentar efeitos indesejáveis sobre as variâncias dos parâmetros estimados, afetando a eficiência desses parâmetros (WOOLDRIDGE, 2010). Greene (2003) não trata a inclusão da variável irrelevante como um procedimento incorreto, o autor supõe que este erro seja simplesmente

uma falha ao usar algumas informações corretas. No entanto, essa falha é sempre custosa, no sentido de reduzir a precisão das estimativas.

Já a omissão de variável importante pode causar uma correlação entre o erro e alguma das variáveis explicativas, o que geralmente conduz ao viés e à inconsistência em todos os parâmetros estimados por MQO. O modelo, então, sofrerá de má-especificação da forma funcional (WOOLDRIDGE, 2010). Na visão de Greene (2003) a omissão de um conjunto de variáveis relevantes é semelhante à imposição de restrições incorretas ao modelo. Rossi e Neves (2014) declaram que a subespecificação (omissão de uma ou mais variáveis relevantes) tem consequências mais graves do que a super-especificação, dado que subespecificação é um erro de especificação, pois produz estimadores viesados e também apresenta viés na estimação da matriz das covariâncias desses estimadores.

Os modelos usados para descrever o comportamento das séries temporais pressupõem que estas séries foram geradas por processos estocásticos (ou aleatórios). Um conjunto de dados (amostra) de uma série temporal forma uma realização do processo estocástico. Para Pindyck e Rubinfeld (2004), o modelo de série temporal busca prever os movimentos futuros de uma variável utilizando como informação seus movimentos passados. O modelo de série temporal é uma equação que contém um conjunto de coeficientes estimados, sendo desenvolvido como um modelo de regressão (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Os modelos econômicos podem ser expressos através de um conjunto de diversas variáveis, que têm seus parâmetros estimados através do Vetor Autorregressivo (VAR) (BUENO, 2008). O modelo na forma VAR amplia uma regressão univariada para um contexto multivariado. Cada equação definida pelo VAR é uma regressão, estimada por MQO, de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo (BUENO, 2008). Portanto, um modelo autorregressivo multivariado, de ordem p , pode ser expresso por um vetor com n variáveis endógenas, y_t , que são conectadas por meio de uma matriz A , conforme (32).

$$Ay_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + B\epsilon_t \quad (32)$$

Onde em (32), A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é o vetor de termos constantes $n \times 1$; B_i são matrizes de coeficientes, $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de choques aleatórios, que são não correlacionados entre si contemporaneamente

ou temporalmente, ou seja, $\epsilon_t \sim i.i.d.(0; I_n)$, além disso, os choques ϵ_t são os choques estruturais que afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas.

A equação (32) é chamada de forma estrutural. Devido à endogeneidade das variáveis, normalmente estima-se o modelo em sua forma reduzida, conforme (33).

$$y_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i y_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (33)$$

$$y_t = \Pi_0 + \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + e_t$$

Onde em (33), Π_0 é um vetor $n \times 1$ de constantes, $\Pi_i \equiv A^{-1}B_i$, $i = 0, 1, \dots, p$ é a matriz $n \times n$ de constantes, $B\epsilon_t \equiv Ae_t$. Ainda conforme Bueno (2008), um vetor de variáveis exógenas, que pode conter variáveis determinísticas, pode ser incluído no modelo em sua forma reduzida, tal que a generalização do modelo VAR de ordem p com variáveis exógenas é feita conforme (34).

$$y_t = \Pi_0 + \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + GZ_t + e_t \quad (34)$$

Onde em (34), G é a matriz de coeficientes $n \times g$, e Z_t é um vetor $g \times 1$ de variáveis exógenas. Modelos estruturais corretamente identificados possibilitam a designação de políticas econômicas cujos resultados estarão conforme o esperado, enquanto que através os modelos na forma reduzida permitem verificar a imposição de determinada política pode alterar o comportamento das variáveis devido às expectativas racionais (BUENO, 2008).

Portanto, os processos autorregressivos têm como principal característica que a variável dependente pode ser estatisticamente significativa em p defasagens de si própria, além de permitir que as variáveis endógenas afetem a variável explicada com p defasagens. Portanto, p períodos de defasagem correspondem ao tempo no qual a variável dependente e as variáveis endógenas influenciam significativamente a variável explicada. Segundo Bueno (2008), bom senso e parcimônia devem ser utilizados na determinação da ordem de defasagem, devendo ser usadas tantas defasagens quantas forem necessárias para branquear os resíduos. O critério de informação pode ser utilizado na definição da ordem de defasagem p , que deve ser escolhida de forma a minimizar a fórmula geral (35) do critério de informação.

$$Cr(m) = \ln|\hat{\Sigma}| + c_T\varphi(m) \quad (35)$$

com $\hat{\Sigma} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}_t'}{T}$.

Onde em (35), $\hat{\Sigma}$ corresponde à variância estimada dos resíduos, c_T é uma sequência que depende do tamanho da amostra, e $\varphi(m)$ corresponde a uma função que penaliza os modelos de grandes ordens. A partir disso, diferentes critérios de informação foram elaborados através das estatísticas de Akaike (AIC - *Akaike Information Criterion*), de Schwarz (BIC - *Bayesian Information Criterion*) e de Hannan-Quinn (HQ)³⁰, conforme as generalizações apresentadas em (36), (37) e (38), respectivamente.

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Sigma}(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (36)$$

$$BIC(m) = \ln|\hat{\Sigma}(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (37)$$

$$HQ(m) = \ln|\hat{\Sigma}(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (38)$$

Onde em (36), (37) e (38), mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas as equações. É desejável o menor AIC, HQ ou BIC possível. Lütkepohl e Krätzig (2004) os resultados valem tanto para processos estacionários quanto para processos integrados. Além disso, esses autores colocam que, para $T \geq 16$, a seguinte relação ocorre, mesmo para pequenas amostras.

$$\hat{p}(BIC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC)$$

Desse modo, diferentes modelos matemáticos foram estimados de forma a verificar o relacionamento dinâmico entre as vendas do segmento varejista brasileiro e as variáveis da conjuntura econômica brasileira.

Antes de estimar um modelo autorregressivo, tem-se como pressuposto que as séries sejam estacionárias. A série é dita estacionária quando se desenvolve aleatoriamente ao longo do tempo em torno de uma média fixa, uma variância constante e covariância finita, refletindo

³⁰ Segundo Bueno (2008), o critério BIC é consistente assintoticamente, tendendo a escolher um modelo mais parcimonioso que o AIC. O critério AIC funciona melhor para pequenas amostras, apesar de ser viesado para escolher modelos sobreparametrizados. O critério HQ, assim como o critério BIC, é assintoticamente consistente, porém menos forte que o BIC.

alguma forma de equilíbrio estável (BUENO, 2008; PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Para Wooldridge (2010), o processo estacionário tem papel importante na análise da série temporal, sendo definido pelo autor como o processo em que as distribuições de probabilidades são estáveis no decorrer do tempo, ou seja, considerando um conjunto de variáveis aleatórias na sequência e deslocar h períodos à frente, a distribuição de probabilidade conjunta permanece inalterada. Os processos que se apresentam como não estacionários possuem problema de raiz unitária.

4.5.1 Testes de estacionariedade

Para a estimação de uma regressão com dados de séries temporais é necessário verificar a estacionariedade destas séries. A regressão com séries não estacionárias pode levar a resultados espúrios, ou seja, os resultados podem indicar uma relação entre as variáveis quando, na verdade, essa relação não existe (BUENO, 2008). Conforme Wooldridge (2010), a regressão de uma série integrada de primeira ordem em outra série $I(1)$ pode resultar em estatísticas t altas, apesar de as séries serem completamente independentes, levando, portanto, a inferências enganosas.

Vários testes foram desenvolvidos com propósito de verificar a estacionariedade das séries e, quando não estacionárias, identificar a ordem de integração³¹ destas séries. Nesse trabalho foram utilizados quatro testes, a saber: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), ADF Mínimos Quadrados Generalizados (ADF-GLS), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS) e teste para processos com quebra estrutural.

4.5.1.1 Teste Dickey-Fuller Aumentado – ADF (Augmented Dickey-Fuller, 1979)

Dickey e Fuller (1979) verificaram que, ao considerar o erro como ruído branco, poderiam encontrar problemas de distorções no poder do teste. Então, os autores passaram a considerar o erro como um processo estacionário qualquer, contemplando a correlação serial no processo (WOOLDRIDGE, 2010). As seguintes equações são utilizadas para realizar o teste Dickey e Fuller Aumentado, de forma a verificar a presença de raiz unitária na série analisada.

³¹ A ordem de integração é o número de diferenças que devem ser aplicadas sobre a série analisada, tornando-a estacionária (BUENO, 2008). Séries integradas são denotadas por $I(d)$, indicando que a série foi diferenciada d vezes até se obter uma série estacionária.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (39)$$

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (40)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (41)$$

Onde em (39), (40) e (41), ρ é um número real; μ corresponde ao intercepto (*drift*); t é a tendência linear determinística; e_t é uma sequência de variáveis aleatórias normais independentes com média 0 (zero) e variância σ^2 .

A série Y_t converge para uma série temporal estacionária se $|\rho| < 1$. Se $|\rho| = 1$, a série temporal é não estacionária e a variância de Y_t é $t\sigma^2$. A série de tempo com $\rho = 1$ é, por vezes, chamada de um passeio aleatório. Se $|\rho| > 1$, a série temporal é não estacionária e a variância da série de tempo cresce exponencialmente à medida que t aumenta.

As hipóteses a serem testadas no teste ADF são:

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: \rho < 1$$

Se H_0 for rejeitado, a série y_t não possui raiz unitária, ou seja, é estacionária. Os valores críticos dependem dos termos determinísticos incluídos na equação, podendo ser uma constante ou constante e tendência linear, além de *dummies* sazonais. Em virtude da ordem de defasagem impactar sobre o poder do teste, Bueno (2008) indica que a escolha da defasagem deve ser de acordo com o menor resultado apresentados pelos critérios de informação.

4.5.1.2 Teste Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados – ADF-GLS (1996)

Elliott, Rothenberg e Stock (1996) propuseram uma variante ao teste ADF de Dickey e Fuller que envolve um método alternativo de tratamento dos parâmetros pertencentes aos termos determinísticos μ_t do modelo (42). Os parâmetros determinísticos são, primeiramente, estimados através do método de Mínimos Quadrados Generalizados (*Generalized Least Squares* – GLS) e, em um segundo estágio, uma regressão ADF é realizada com os resíduos do modelo estimado via GLS.

$$\Delta \tilde{y}_t = \mu_t + \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (42)$$

Onde em (42), \tilde{y} é a série com a tendência removida através do método GLS. Sendo que μ_t pode ser determinado para os casos: (i) $\mu_t = \mu_0$, com intercepto (*drift*); e, (ii) $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$, com intercepto e tendência determinística.

Elliott, Rothenberg e Stock (1996) assumem que o parâmetro ρ é quase-integrado, conforme apresentado em (43).

$$\rho = \rho_T = 1 + \frac{c}{T} \quad (43)$$

Onde em (43), T é o número de observações; e $c \leq 0$ é um número real fixo. As hipóteses a serem testadas seguem as hipóteses do teste ADF Dickey e Fuller. Dessa forma, a hipótese nula testada $H_0: \rho = 0$, indicando a presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa $H_1: \rho < 0$, de que a série não apresenta raiz unitária. Elliott, Rothenberg e Stock (1996) argumentam que o poder do teste pode ser melhorado ao eliminar os termos determinísticos da regressão teste.

4.5.1.3 Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin – KPSS (1992)

Devido ao baixo poder dos testes ADF de raiz unitária, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin desenvolveram, em 1992, um teste com hipótese nula oposta ao teste ADF, chamado de teste KPSS.

A hipótese nula a ser testada é de que o processo gerador de dados (PGD) é estacionário contra a hipótese alternativa de raiz unitária.

$H_0: y_t \sim I(0)$, a série é estacionária.

$H_1: y_t \sim I(1)$, a série apresenta raiz unitária.

Ou ainda, pode-se afirmar que o teste KPSS tem como propósito testar a variância do PGD. Se a variância for nula, então o processo é estacionário.

$H_0: \sigma^2 = 0$, o processo é estacionário.

$H_1: \sigma^2 > 0$, o processo é não estacionário.

O teste proposto pelos autores é conforme apresentado em (44).

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\infty^2} \quad (44)$$

Onde em (44), $S_t = \sum_{j=1}^t \widehat{w}_j$, com $\widehat{w}_t = y_t - \bar{y}$; T é o número de observações; e, $\hat{\sigma}_\infty^2$ é estimador de variância de longo prazo do processo estacionário z_t , estimado como em (45).

$$\hat{\sigma}_\infty^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \text{Var}(\sum_{t=1}^T z_t) \quad (45)$$

Pelo fato de possuir as hipóteses invertidas em relação aos demais testes de raiz unitária, o teste KPSS é usado como um teste complementar aos demais testes. A hipótese nula do teste KPSS é a mesma que a hipótese alternativa do teste ADF-GLS, por exemplo.

4.5.1.4 Teste para processos com quebra estrutural

A ocorrência de quebra estrutural pode viesar o desempenho dos testes de raiz unitária nas séries estudadas. Benkwitz (2002) afirma que os testes que não consideram as quebras estruturais podem perder força. Perron (1989) aponta a importância de se incluir a quebra estrutural nos testes tradicionais de raiz unitária, mostrando que existe um viés no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando a série é estacionária em torno de uma de uma quebra estrutural. Portanto, para evitar a obtenção de resultados incorretos, uma mudança no nível e na tendência do PGD deve ser levada em consideração ao realizar o teste de raiz unitária.

Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002) propuseram testes de raiz unitária nos quais uma função de mudança pode ser adicionada ao termo determinístico do PGD, permitindo que as quebras estruturais ocorram ao longo de um número de períodos e sugerem uma transição suave para um novo nível. O teste é baseado, primeiramente, na estimação do termo determinístico, através do método GLS, que, em seguida, é subtraído da série original. Um teste tipo ADF é aplicado na série ajustada. Considerando um modelo de série de tempo, y_t , os autores admitem a possibilidade de existir uma raiz unitária e uma função de mudança, $f_t(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico.

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + x_t \quad (46)$$

Onde em (46), μ_0 e μ_1 são escalares; o vetor θ , $m \times 1$, e o vetor γ , $k \times 1$, são parâmetros desconhecidos de inclinação e de mudança, respectivamente; $f_t(\theta)$ é um vetor,

$k \times 1$, de sequências determinísticas que dependem do parâmetro θ e do ponto de quebra (τ); e x_t é gerado por um processo autorregressivo de ordem p , com possível raiz unitária. A forma funcional de $f_t(\theta)$ é conhecida.

Lütkepohl e Krätzig (2004) também abordam a possibilidade de assumir que a mudança é determinística, e, neste caso, a função mudança, pode ser adicionada ao termo determinístico, μ_t ($\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$), resultando do modelo (46). Os autores apresentam três formas possíveis para a função mudança, denotada por $f_t(\theta)\gamma$:

1. Uma *dummy* de mudança simples, com data de mudança representada por τ .

$$f_t^{(1)} = d_{1t} := \begin{cases} 0, & t < \tau \\ 1, & t \geq \tau \end{cases}$$

A função não depende de nenhum parâmetro extra θ e, no termo de mudança $f_t^{(1)}\gamma$, o parâmetro γ é um escalar. Diferenciando esta função, uma *dummy* de impulso é gerada.

2. Uma função mudança pode ser baseada em uma função de distribuição exponencial, que permite uma mudança gradual não-linear para outro nível, a partir de τ .

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < \tau \\ 1 - \exp\{-\theta(t - \tau + 1)\}, & t \geq \tau \end{cases}$$

No termo de mudança $f_t^{(2)}\gamma$, ambos parâmetros θ e γ são escalares, com $\theta > 0$.

3. Uma função racional com o operador *lag* aplicado da *dummy* de mudança d_{1t} .

$$f_t^{(3)}(\theta) = \left[\frac{d_{1,t}}{1 - \theta L} : \frac{d_{1,t-1}}{1 - \theta L} \right]'$$

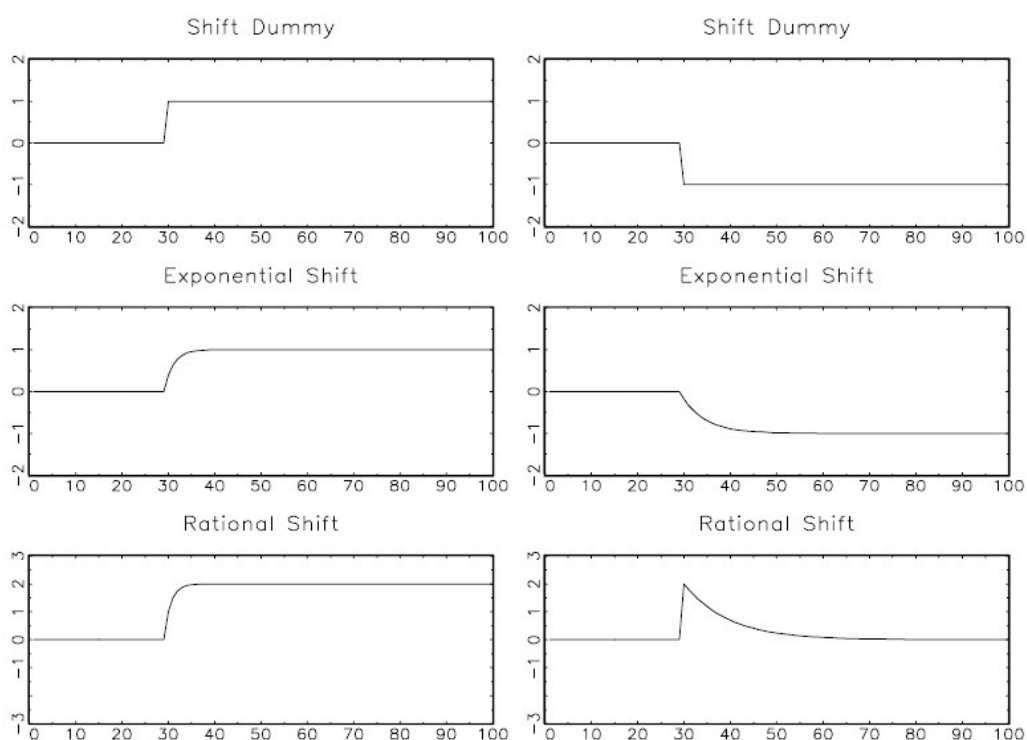
O termo de mudança atual é $[\gamma_1(1 - \theta L)^{-1} + \gamma_2(1 - \theta L)^{-1}L]d_t$, onde θ é um escalar entre 0 e 1 e $\gamma = (\gamma_1 : \gamma_2)'$ é um vetor parâmetro de bidimensional. Uma maneira alternativa de escrever essa função é apresentada da seguinte forma:

$$f_t^{(3)}(\theta)' \gamma = \begin{cases} 0, & t < \tau \\ \gamma_1, & t = \tau \\ \gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-\tau} \theta^{j-1}(\theta\gamma_1 + \gamma_2), & t > \tau \end{cases}$$

As funções $f_t^{(2)}(\theta)\gamma$ e $f_t^{(3)}(\theta)' \gamma$ podem gerar mudanças bruscas de uma só vez na data τ para valores adequados de θ , sendo, portanto, funções mais gerais que $f_t^{(1)}\gamma$ (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). A figura 1 apresenta algumas possíveis funções de mudança para valores de parâmetros alternativos.

Os valores críticos do teste são tabulados em Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002). *Dummies* sazonais também podem ser incluídas, além da constante e tendência linear. Para a realização do teste, a ordem de defasagem e a data da mudança (τ) devem ser indicados. Se a data da quebra é conhecida, a função de mudança desejada pode ser incluída e a ordem AR é escolhida de acordo com algum critério de informação.

Figura 1 – Representações de possíveis funções de mudança para valores de parâmetros alternativos.



Fonte: Lütkepohl e Krätzig (2004, p. 60).

Se a data da quebra for desconhecida, Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) recomendam que uma ordem AR razoavelmente grande deva ser escolhida numa primeira etapa e, então, deve-se selecionar a data da quebra que minimiza o objetivo de função GLS usada para estimar os parâmetros da parte determinística. Ainda em relação a essa etapa, uma *dummy* de mudança é utilizada como função de mudança.

A hipótese nula testada é que existe raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade do PGD, que pode conter uma constante ou uma constante e tendência linear determinística.

4.5.2 Testes de cointegração

De modo geral, quando as séries de tempo apresentam raiz unitária, são indicados processos de diferenciação para transformá-las em séries estacionárias. E, então, as séries resultantes são analisadas como VAR ou através dos métodos de Box e Jenkins (GREENE, 2003). Porém, este processo de diferenciação pode resultar em perda de informação sobre a relação de longo prazo entre as variáveis (BUENO, 2008; GREENE, 2003; PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

As séries temporais não estacionárias podem possuir uma dinâmica em comum, ou seja, podem apresentar uma relação de equilíbrio de longo prazo. Apresentando uma tendência estocástica comum a todas as variáveis, diz-se que existe um equilíbrio de longo prazo. “Essa relação de longo prazo é perturbada por choques de curto prazo representados por u_t ” (BUENO, 2008, p. 205). O termo u_t é chamado de erro de equilíbrio, pois expressa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo. Sendo esses choques estacionários, tem-se que a perturbação irá se dissipar ao longo do tempo, de modo que as variáveis originais voltam ao equilíbrio. O tempo necessário para a dissipação dependerá do ajustamento do modelo (BUENO, 2008).

Para Bueno (2008), a teoria da cointegração possui dois pontos fundamentais, a saber: testar os resíduos u_t , para verificar se a variável é estacionária e, dado que u_t é estacionário, ajustar um modelo VAR mais completo, denominado de Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). O VECM incorpora o erro de equilíbrio, por isso é chamado de modelo vetor de correção de erros. Na sequência são apresentados os testes de cointegração a serem utilizados neste trabalho: Engle e Granger, Johansen e Saikkonen e Lütkepohl.

4.5.2.1 Engle e Granger (1987)

Regressões com séries $I(1)$ nem sempre são falsas, pois pode existir uma relação estável entre elas. Considerando que y_t e x_t são variáveis não estacionárias, ou seja, por exemplo, $y_t \sim I(1)$ e $x_t \sim I(1)$, a combinação linear destas séries pode resultar em uma série estacionária, $(y_t - \beta_1 x_t) \sim I(0)$. Neste caso, x_t e y_t são ditas cointegradas.

Engle e Granger (1987), em seu trabalho seminal, abordam os conceitos de cointegração e de modelo de correção de erros. O teste de cointegração estuda as dinâmicas de integração entre as séries de tempo, verificando se as séries possuem ou não um equilíbrio de longo prazo. O modelo de correção de erros possibilita estudar a dinâmica de curto prazo na relação entre séries temporais.

Esses conceitos são formalizados por Engle e Granger (1987) através da seguinte definição: Os componentes do vetor X_t são ditos cointegrados de ordem (d, b) , denotado por $X_t \sim CI(d, b)$, se: (i) todos os componentes de X_t são $I(d)$; (ii) existe um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor cointegrado. Deste modo, pode-se admitir que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries analisadas.

Neste trabalho, Engle e Granger (1987) propõem uma metodologia a três passos para determinar se as variáveis são cointegradas:

- (i) verifica-se a ordem de integração das séries temporais;
- (ii) atendendo aos critérios de cointegração, estima-se a relação de longo prazo e obtém-se os resíduos;
- (iii) por fim, aplica-se o teste de raiz unitária sobre os resíduos estimados.

Engle e Granger (1987) utilizam o teste de Dickey-Fuller (DF) ou de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos da regressão estimada para verificar a existência, ou não, de raiz unitária. O teste de cointegração de Engle e Granger é adaptado do teste de Dickey-Fuller, utilizando diferentes valores críticos, pois, dado que os resíduos são estimados pelo método MQO, os valores críticos de DF ou ADF são inapropriados.

O fato de existir uma relação de equilíbrio de longo prazo não descarta a possibilidade de haver desequilíbrio no curto prazo. Segundo Engle e Granger (1987), se as variáveis são cointegradas, então existe um modelo de correção de erro (MCE) que possibilita estudar o comportamento no curto prazo entre as variáveis cointegradas e permite o ajustamento do equilíbrio de longo prazo.

Portanto, se y_t e x_t são processos I(1) e cointegrados, através do método MQO, estima-se o vetor de cointegração β , conforme equação (47).

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (47)$$

Onde em (47), u_t é um termo de erro estacionário, ou seja, $u_t \sim I(0)$ e pode ser tratado como o “erro de equilíbrio”, sendo utilizado como vínculo do comportamento de curto prazo de y_t para o valor de longo prazo.

Incluindo u_{t-1} em um modelo dinâmico em primeiras diferenças, obtém-se um modelo de correção de erro, conforme (48).

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 + \alpha_2 \Delta x_t + \gamma u_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \alpha_1 + \alpha_2 \Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (48)$$

Onde em (48), ϵ_t é um termo de erro de ruído branco, u_{t-1} é o valor defasado do “erro de equilíbrio”, γ é o coeficiente de correção de erro ($\gamma < 0$), e γu_{t-1} é chamado de termo de correção de erro.

Assim, para Engle e Granger (1987), apesar de as variáveis estarem em equilíbrio de longo prazo, é possível que y_t se afaste, momentaneamente, do seu equilíbrio, ou seja, y_t pode ficar abaixo ou acima de $\beta_1 x_t$. O valor absoluto de γ indica quão rápido o equilíbrio será recuperado. Se u_{t-1} é diferente de zero, diz-se que o modelo está fora de equilíbrio. Se $u_{t-1} > 0$, ou seja, $y_{t-1} > \beta_1 x_{t-1}$, então y no momento anterior ultrapassou o equilíbrio; como $\gamma < 0$, γu_{t-1} “empurra” y para trás, em direção ao equilíbrio. No entanto, se $u_{t-1} < 0$, ou seja, $y_{t-1} < \beta_1 x_{t-1}$, o termo de correção de erro provocará uma alteração positiva em y para trás, em direção ao equilíbrio (WOOLDRIDGE, 2010).

4.5.2.2 Johansen (1988)

O procedimento desenvolvido por Johansen (1988) utiliza a análise multivariada. Johansen (1988) propõe que, em um sistema de n variáveis endógenas I(1), haverá no máximo $n - 1$ combinações lineares (vetores de cointegração) que sejam I(0), demonstrando a existência de dinâmica comum de longo prazo. A metodologia de Johansen permite que o

VECM seja estimado simultaneamente aos vetores de cointegração. Variáveis determinísticas podem ser acrescentadas ao modelo, de modo que elas façam parte da variável y_t no nível e do vetor de cointegração. O modelo na forma VECM é apresentado conforme (49).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (49)$$

Onde em (49), $d_t = [1, t]'$ é um vetor com variáveis determinísticas e que pode incluir *dummies* sazonais; δ é uma matriz de coeficientes, com dimensão compatível com d_t .

O teste proposto pelo autor busca identificar o posto, ou *rank*, da matriz Π e, assim estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β . Dessa forma, Π é uma matriz $n \times n$, cujo posto é $r < n$, se houver cointegração. Se o posto dessa matriz for igual a n , conhecida como *rank* pleno, então todas as variáveis endógenas são estacionárias em nível, não sendo necessário a realização do teste de cointegração. Se o posto da matriz for nulo, tem-se que não existe cointegração e as variáveis são não estacionárias.

Para avaliar o número de relações de cointegração existentes no modelo, Johansen (1988) propõe dois testes de cointegração: o Teste do Traço e o Teste da Razão de Verossimilhança (ou Máximo Autovalor).

(i) *Teste do Traço*

As hipóteses a serem testadas a partir do teste do Traço são:

$$H_0: \text{rank}(\Pi) r_{tr} = r_0.$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi) r_{tr} > r_0.$$

em que, r_0 é o número de vetores de cointegração testado e r_{tr} é o número real de vetores de cointegração. A hipótese H_0 indica que há r_0 vetores de cointegração contra a hipótese H_1 que os vetores de cointegração (r_{tr}) são maiores que r_0 .

A estatística do teste é dada conforme equação (50).

$$\lambda_{tr}(r_{tr}) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln (i - \hat{\lambda}_i) \quad (50)$$

Trata-se se um processo sequencial, sendo executado até que H_0 não seja mais rejeitada, indicando, assim, o número de vetores de cointegração (WOOLDRIDGE, 2010).

(ii) *Teste da Razão de Verossimilhança ou do Máximo Autovalor*

As hipóteses a serem testadas a partir do teste da Razão de Verossimilhança são:

$$H_0: \text{rank}(\Pi) r_{max} = r_0.$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi) r_{max} = r_0 + 1.$$

A estatística do teste é dada por (51).

$$LR(r_{max}) = -T \ln (i - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (51)$$

Da mesma forma que o teste do Traço, o teste do Máximo Autovalor é um teste iterativo, sendo executado até que H_0 não seja mais rejeitada, indicando o número de vetores de cointegração (WOOLDRIDGE, 2010). Existindo mais de um vetor de cointegração, pode-se dizer que há mais de uma relação de equilíbrio influenciando o comportamento de longo prazo das n variáveis.

Lütkepohl e Krätzig (2004) apresentam três casos de testes tipo Johansen que possibilitam analisar a existência de cointegração, considerando o modelo (52).

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_t \quad (52)$$

Onde em (52), x_t é um processo VAR (p).

Caso 1: *Constante restrita e sem tendência linear* (com intercepto no termo de correção de erro e sem intercepto no VAR).

Neste caso, o termo determinístico é $D_t = \mu_0$. O PGD, y_t , pode ser escrito como (53).

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= v_0^* + \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \\ &= \Pi^* \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (53)$$

Onde em (53), $\Pi^* = [\Pi; v_0^*]$ é $(k \times (k+1))$ com $v_0^* = -\Pi \mu_0$. O intercepto é absorvido pelas relações de cointegração, e, então, $\Pi^* = \alpha \beta^{*'}$ tem $\text{rank } r_{tr}$. A estatística do teste é obtida a partir da regressão de rank reduzido aplicado ao modelo com $\text{rank}(\Pi^*) = r_0$ (JOHANSEN, 1995).

Caso 2: *Constante e tendência linear* (com intercepto e tendência no termo de correção de erro e sem tendência no VAR).

Neste caso, o termo determinístico tem a forma: $D_t = \mu_0 + \mu_1 t$. O PGD, y_t , pode ser escrito conforme (54).

$$\Delta y_t = v + \Pi^+ \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ t - 1 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (54)$$

Onde em (54), $\Pi^+ = \alpha[\beta': \eta]$ é uma matriz de *rank* r_{tr} ($k \times (k + 1)$) com $\eta = -\beta' \mu_1$. Além disso, $v = -\Pi \mu_0 + (I_k - \Gamma_1 - \dots - \Gamma_{p-1}) \mu_1$. A estatística do teste é obtida a partir da regressão de *rank* reduzido (JOHANSEN, 1994, 1995).

Caso 3: *Tendência ortogonal com as relações de cointegração* (com intercepto no termo de correção de erro e no VAR).

Neste caso o termo determinístico novamente apresenta a forma: $D_t = \mu_0 + \mu_1 t$. Assume-se que há um termo de tendência linear nas variáveis, mas não na relação de cointegração (ou seja, é ortogonal à relação de cointegração) de modo que $\Pi(y_{t-1} - \mu_0 - \mu_1(t-1)) = \Pi(y_{t-1} - \mu_0)$. O PGD, y_t , pode ser escrito como (55).

$$\Delta y_t = v_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (55)$$

Onde em (55), $v_0 = -\Pi \mu_0 + (\sum_{j=1}^p j A_j) \mu_1$ (JOHANSEN, 1995).

Portanto, enquanto que o teste de Johansen (1988) verifica a existência de r vetores de cointegração ($0 \leq r < n$), o teste de Engle e Granger (1987) verifica a existência de, no máximo, um vetor de cointegração (MORETTIN, 2011).

Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) afirmam a necessidade de se permitir quebras nos componentes determinísticos no momento da realização da análise de séries temporais econômicas. As distribuições assintóticas dependem de diferentes fatores, como o número de relações não estacionárias, a localização do ponto de quebra e a especificação da tendência (JOHANSEN; MOSCONI; NIELSEN, 2000). Lütkepohl e Krätzig (2004) apontam para o fato de que a inclusão de termos determinísticos e variáveis *dummies* de mudança no PGD

têm um impacto sobre as distribuições nulas dos testes de razão de verossimilhança. (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

4.5.2.3 Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c)

Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) testam a existência de cointegração entre k variáveis através do teste de hipótese.

$$H_0: \text{rank}(\Pi) r_{S\&L} = r_0$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi) r_{S\&L} > r_0$$

Diferentemente de Johansen, o procedimento proposto por Saikkonen e Lütkepohl inicia com a estimação dos parâmetros do termo determinístico D_t através do procedimento GLS. Após, o termo determinístico subtraindo da série original e, então, o teste tipo Johansen é aplicado sobre a série ajustada.

Lütkepohl e Krätzig (2004) apresentam três casos de testes de Saikkonen e Lütkepohl que possibilitam analisar a existência de cointegração, considerando o modelo (56).

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_t \quad (56)$$

Onde em (56), x_t é um processo VAR (p).

Caso 1: *Constante restrita e sem tendência linear* (com intercepto no termo de correção de erro e sem intercepto no VAR).

Neste caso, o termo determinístico é $D_t = \mu_0$. O PGD, y_t , pode ser escrito como (57).

$$\Delta y_t = \Pi(y_{t-1} - \mu_0) + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (57)$$

Caso 2: *Constante e tendência linear* (com intercepto e tendência no termo de correção de erro e sem tendência no VAR).

Neste caso, o termo determinístico tem a forma: $D_t = \mu_0 + \mu_1 t$. O PGD, y_t , pode ser escrito conforme (58).

$$\Delta y_t - \mu_1 = \Pi(y_{t-1} - \mu_0 - \mu_1(t-1)) + \sum_{j=1}^{p-1} (\Gamma_j \Delta y_{t-j} - \mu_1) + u_t \quad (58)$$

Caso 3: *Tendência ortogonal com as relações de cointegração* (com intercepto no termo de correção de erro e no VAR).

Neste caso o termo determinístico novamente apresenta a forma: $D_t = \mu_0 + \mu_1 t$. Assume-se que há um termo de tendência linear nas variáveis, mas não na relação de cointegração, de modo que $\Pi(y_{t-1} - \mu_0 - \mu_1(t-1)) = \Pi(y_{t-1} - \mu_0)$. O PGD, y_t , pode ser escrito como (59).

$$\Delta y_t - \mu_1 = \Pi(y_{t-1} - \mu_0) + \sum_{j=1}^{p-1} (\Gamma_j \Delta y_{t-j} - \mu_1) + u_t \quad (59)$$

Conforme Lütkepohl e Krätzig (2004), havendo uma mudança estrutural no nível do PGD e sendo possível a captura dessa mudança por meio da adição de variáveis *dummies* à parte determinística do modelo, tem-se que esta inclusão leva a uma mudança das distribuições assintóticas dos testes de *rank* de cointegração de Johansen. Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) estenderam a abordagem aos PGD que apresentam mudanças de nível e mostram que, para os seus testes, as distribuições não eram afetadas (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). Os autores consideram, no caso de mudanças no período τ , o seguinte modelo (60):

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \delta d_{t\tau} + x_t \quad (60)$$

Onde em (60), μ_i ($i = 0, 1$), e δ é um vetor de parâmetros desconhecidos, $k \times 1$; $d_{t\tau}$ é uma variável *dummy* de mudança representando a mudança em τ , definida como

$$d_{t\tau} = \begin{cases} 0, & t < \tau \\ 1, & t \geq \tau \end{cases}$$

O processo de erro não observado x_t é novamente assumido tendo a forma de um VECM ($p-1$) (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). Então, o processo observado, y_t , pode ser mostrado como representação de um VECM, conforme equação (61).

$$\Delta y_t = v + \Pi^{shift} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ t-1 \\ d_{t-1,\tau} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_j \Delta d_{t-j,\tau} + u_t \quad (61)$$

Onde em (61), $v = -\Pi\mu_0 + (I_K - \Gamma_1 - \dots - \Gamma_{p-1})\mu_1$, $\Pi^{shift} = \alpha[\beta' : \eta : \theta]$ tem dimensão $(k \times (k + 2))$ e rank $r_{S\&L}$; $\eta = -\beta'\mu_1$; $\theta = -\beta'\delta$; $\Delta d_{t-j,\tau}$ é uma variável *dummy* de impulso com valor 1 no período $t = \tau + j$ e 0, caso contrário, e

$$\gamma_j = \begin{cases} \delta, & j = 0 \\ -\Gamma_j\delta, & j = 1, \dots, p-1 \end{cases}$$

Os parâmetros do termo determinístico são estimados através do método GLS. Os valores críticos permanecem válidos se uma variável *dummy* de mudança é incluída.

4.5.3 Modelo vetorial de correção de erros

Se as séries utilizadas na estimação do modelo movimentam-se conjuntamente, possuindo uma dinâmica em comum, apesar da presença de raiz unitária, diz-se que elas são cointegradas. Conforme Lütkepohl e Krätzig (2004), se existirem relações de cointegração em um sistema de variáveis, a forma VAR não é a configuração mais apropriada, sendo, nesse caso, necessário considerar parametrizações que sustentam a análise da estrutura de cointegração, dessa forma, um modelo VAR mais completo pode ser especificado. Os modelos resultantes são conhecidos como Modelos Vetorial de Correção de Erros ou Modelos Vetorial de Correção de Equilíbrio (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Considerando o modelo multivariado VAR no nível dado pela equação (33), Bueno (2008) apresenta a versão VAR na forma de modelo VECM, conforme (62).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1} + e_t \quad (62)$$

Onde em (62), $\Gamma_i = -\sum_{j=1+i}^p \Pi_j$, $i = 1, 2, \dots, p-1$. “Se há raiz unitária, é claro que $\Pi(I) = 0$, de modo que $\Pi = \alpha\beta'$. Então, pode-se dizer que β é a matriz que tem r vetores de cointegração e α é a matriz de ajustamento, com r vetores de ajustamento” (BUENO, 2008, p. 214). Pode-se interpretar α como a velocidade de ajustamento quando o modelo sai da sua trajetória de equilíbrio de longo prazo.

O modelo de correção de erros explica Δy_t por meio de dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1}$, com Γ_i correspondendo aos parâmetros de curto prazo, e a relação de longo prazo dada pelo vetor de variáveis endógenas, Πy_{t-1} , considerando que haja

cointegração (BUENO, 2008). Portanto, o VECM permite encontrar o comportamento no curto prazo entre as variáveis cointegradas e o ajustamento do equilíbrio de longo prazo. Além disso, o teste apresentado por Johansen permite definir o rank da matriz Π e, assim, estimar os vetores de cointegração da matriz β . Essa metodologia permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Supondo que, ao planejarem seu orçamento, os consumidores buscam manter equilibrados, no longo prazo, sua renda disponível e seu consumo. Se essas séries temporais forem cointegradas, então se pode afirmar que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre consumo e renda. No entanto, desvios no curto prazo podem ocorrer neste planejamento, forçando os consumidores a realizarem ajustamentos periódicos no seu consumo.

Especial atenção deve ser dada a possibilidade de surgir uma mudança discreta nos coeficientes do modelo estimado em uma ou mais datas precisas ou de uma evolução gradual dos coeficientes ao longo de um período temporal (STOCK; WATSON, 2004). Para Stock e Watson (2004), uma fonte de quebras discretas em dados macroeconômicos é uma mudança importante na política macroeconômica. Segundo Gujarati e Porter (2011), a mudança na função pode decorrer de forças externas (como conflitos entre países, por exemplo) ou por mudanças na política econômica ou por ações dos governantes, entre várias outras causas. Portanto, assim como na verificação da existência de raiz unitária nas séries de tempo e na análise dos processos de cointegração, a estimação dos modelos VECM também considerará a presença de quebras estruturais.

4.5.4 Testes de diagnóstico dos resíduos

Visando não incorrer em qualquer problema de viés e má-especificação nos modelos estimados, os testes de diagnósticos, aplicados sobre os resíduos destes modelos, têm por objetivo verificar se os modelos foram corretamente especificados, ou seja, examinar a consistência dos parâmetros e a robustez dos resultados. Os testes de Ljung-Box, ARCH e Jarque-Bera examinam, respectivamente, os pressupostos de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade dos resíduos.

O teste Jarque-Bera é baseado na análise da simetria e curtose de uma distribuição, ou seja, verifica se os momentos dos resíduos da série estimada são iguais aos da distribuição normal. A hipótese nula do teste é de normalidade dos resíduos contra a hipótese alternativa de que os resíduos não seguem uma distribuição normal (BUENO, 2008).

$$H_0: E(e_t^s)^3 = 0 \text{ e } E(e_t^s)^4 = 3.$$

$$H_1: E(e_t^s)^3 \neq 0 \text{ ou } E(e_t^s)^4 \neq 3.$$

Já o teste ARCH (*AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) é baseado na adequação de um modelo ARCH(q) e, então, verificar se há sinais de heterocedasticidade condicional nos resíduos. A hipótese nula do teste é de que os erros são homocedásticos contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade dos erros (BUENO, 2008).

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_q.$$

$$H_1: \beta_i \neq 0, \text{ para pelo menos um } \beta_i \in \{1, \dots, s\}.$$

Por sua vez, o teste de Ljung-Box verifica se as autocorrelações univariadas são nulas, ou seja, se os resíduos se comportam como um ruído branco. A hipótese nula do teste é de que os resíduos são não serialmente correlacionados contra a hipótese alternativa de que existe pelo menos uma autocovariância e uma autocorrelação dos erros não nulas (BUENO, 2008).

$$H_0: E(e_t, e_{t-j}') = 0, \text{ para todo } j = 1, 2, \dots$$

$$H_1: E(e_t, e_{t-j}') \neq 0, \text{ para algum } j.$$

4.5.5 Função impulso-resposta e decomposição da variância do erro de previsão

Um choque nos termos de erros pode modificar o valor da variável dependente no momento presente e em momentos futuros. E este comportamento da variável dependente, diante de choques nos termos de erro, pode ser apresentado através da função impulso resposta.

Considerando o seguinte modelo VAR, conforme equação (63),

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \epsilon_t \quad (63)$$

Onde em (63), o número de defasagens p é chamado de ordem do modelo VAR; x_t corresponde ao vetor de variáveis exógenas; ϵ_t é assumido como sendo um vetor de ruído branco, com matriz de covariância Σ .

Supondo que a perturbação na equação (63) seja uma função linear de um vetor de choques estruturais u_t , os quais possuem variância unitária e são mutuamente não correlacionados, então $V(u_t) = I$. Se $\epsilon_t = K u_t$, então, tem-se $\Sigma = V(\epsilon_t) = K K'$. O principal objeto de interesse é a sequência de matrizes, conforme em (64).

$$C_k = \frac{\partial y_t}{\partial u_{t-1}} = \Theta_k K \quad (64)$$

A equação (64) é conhecida como representação estrutural do VMA³². A partir das matrizes C_k definidas na equação (64), pode-se derivar a Função Impulso-Resposta (IRF – *Impulse Response Function*) e a Decomposição de Variância do Erro de Previsão (FEVD – *Forecast Error Variance Decomposition*) (COTTRELL; LUCCHETTI, 2016).

A IRF da variável i após choque em j é representado por uma sequência de elementos na linha i e na coluna j da matriz C_k , conforme em (65) (COTTRELL; LUCCHETTI, 2016).

$$I_{i,j,k} = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial u_{j,t-k}} \quad (65)$$

As IRF's são interpretadas como o efeito que um choque tem em uma variável observável ao longo do tempo. Quando o efeito de um choque desaparece com o tempo, diz-se que é um choque transitório. Quando o efeito de um choque não desaparece com o tempo, o choque é dito ser permanente. As respostas aos impulsos são sensíveis à ordenação das variáveis, ou seja, diferentes ordens resultam em diferentes multiplicadores de impacto.

A FEVD, após h passos, é representada conforme a equação (66) (COTTRELL; LUCCHETTI, 2016).

$$\Omega_h = \sum_{k=0}^h C_k C_k' \quad (66)$$

A variância da variável i é $\omega_i^2 = [\Omega_h]_{i,i} = \sum_{k=0}^h \text{diag}(C_k C_k')_i = \sum_{k=0}^h \sum_{l=1}^n ({}_k c_{i,l})^2$. Onde ${}_k c_{i,l}$ é o i, l elemento de C_k . A partir disso, a parcela de incerteza na variável i que pode ser atribuída ao j -ésimo choque após h períodos é representada, conforme equação (67).

$$VD_{i,j,h} = \frac{\sum_{k=0}^h ({}_k c_{i,l})^2}{\sum_{k=0}^h \sum_{l=1}^n ({}_k c_{i,l})^2} \quad (67)$$

³² A representação na forma VMA permite identificar a trajetória de tempos de vários choques aos quais as variáveis do modelo VAR são submetidas. Se um modelo VAR(p) é estacionário, então pode-se escrever como um vetor de médias móveis infinito, representação VMA(∞), tal que: $y_t = \mu + \epsilon_t + A\epsilon_{t-1} + A^2\epsilon_{t-2} + \dots + A^n\epsilon_{t-n} \equiv \mu + \theta_i(L)\epsilon_t$. Onde y_{t-j} é uma função linear de $\epsilon_{t-j}, \epsilon_{t-j-1}, \dots$, sem que estes sejam correlacionados com ϵ_{t+1} para $j = 0, 1, \dots; \mu = [\bar{y}]'$.

A decomposição da variância apresenta o percentual da variância do erro de previsão devido aos choques de uma determinada variável contra outras variáveis do sistema ao longo do horizonte de previsão (BUENO, 2008).

4.5.6 Especificação dos modelos

As vendas no varejo constituem um componente correlacionado com o consumo, mas que não necessariamente apresentam o mesmo comportamento em relação às oscilações das demais variáveis macroeconômicas (LAZIER, 2013). As variáveis selecionadas foram obtidas a partir da análise exploratória realizada em trabalhos usados como referência a esta pesquisa. Assim sendo, para a análise das relações entre o volume de vendas do comércio varejista brasileiro e um conjunto de variáveis macroeconômicas, diferentes modelos foram estimados de modo a contemplar as variáveis utilizadas na literatura das teorias do consumo e na literatura sobre o desempenho do varejo e, também, incluir variáveis ainda não utilizadas. Além disso, foi considerada a possibilidade de existirem quebras estruturais no comportamento dessas variáveis. Portanto, as relações entre as vendas no varejo e as variáveis macroeconômicas foram estimadas a partir das seguintes funções:

Modelo (1): $\ln VA_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJSelic_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (2): $\ln VA_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJCP_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (3): $\ln VR_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJSelic_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (4): $\ln VR_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJCP_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Os modelos são compostos pelas variáveis: $\ln VA$ e $\ln VR$, que correspondem ao log natural das vendas do varejo ampliado e varejo restrito, respectivamente; $\ln MSAD$, que corresponde ao log natural da massa salarial ampliada disponível; $\ln CCPF$, que representa o log natural da concessão de crédito para pessoa física; $TJSelic$ e $TJCP$, que correspondem à taxa de juros over/selic e à taxa média de juros das operações de crédito, respectivamente; $\ln ICC$, que representa o log natural do índice de confiança do consumidor, $\ln FMEndiv$ e $\ln FC Atraso$, que representam ao log natural das famílias muito endividadas e das que

possuem contas em atraso. As datas das quebras serão representadas por variáveis *dummies* de impulso (*impulse dummy*)³³ e/ou de mudança (*shift dummy*)³⁴.

Estes modelos denotam que o volume de vendas do comércio varejista brasileiro é uma função linear da massa salarial, do crédito concedido ao consumidor, das taxas de juros da economia e das operações de crédito ao consumidor, do índice de confiança do consumidor e do nível de endividamento e inadimplência das famílias.

³³ O uso de uma *impulse dummy* tem por objetivo verificar a influência de eventos/fatos que afetam apenas uma observação, sendo que no período seguinte as variáveis voltariam ao comportamento normal.

³⁴ O uso de uma *shift dummy* tem por objetivo verificar a influência de eventos na mudança do comportamento das observações a partir da data daquele evento. A *dummy* assume valor zero para todas as observações anteriores a data do evento e, em seguida, o valor um para as observações a partir da data da quebra.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Tendo em vista que o objetivo deste trabalho era identificar e analisar as relações entre as séries temporais macroeconômicas (renda, crédito ao consumidor, taxas de juros, índice de confiança do consumidor, nível de endividamento e inadimplência do consumidor) e as séries de vendas no comércio varejista brasileiro, neste capítulo é apresentado os resultados estatísticos, por meio da descrição e análise individual das séries de dados e suas representações gráficas, da estatística descritiva, da matriz de correlação das variáveis. Por fim, são apresentados os resultados encontrados a partir da análise econométrica.

5.1 ANÁLISE DAS VARIÁVEIS

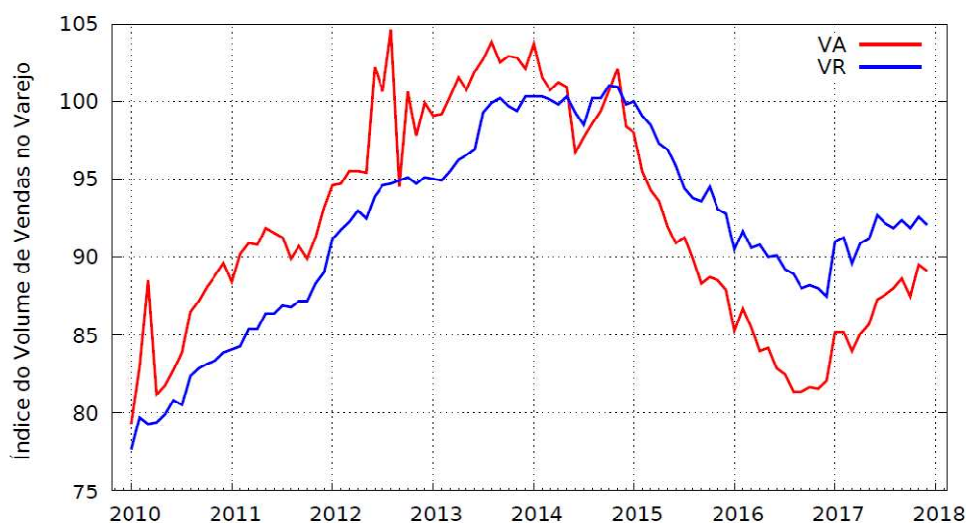
Nesta subseção são apresentadas as análises realizadas no comportamento das variáveis utilizadas neste trabalho, a partir da verificação da representação gráfica e dos dados estatísticos.

5.1.1 Índice do volume de vendas no varejo

Segundo a Fecomércio-RS (2017), o Brasil experimentou uma expansão real de 58,6% do consumo das famílias no período de 2004 a 2014, enquanto que, nos dez anos anteriores a esse período, a expansão tinha sido de 26,4%. Esse aumento teve relação com o aumento da demanda por bens e serviços, mediante o aumento do volume de vendas do comércio. De 2004 a 2011, o volume de vendas do comércio varejista restrito brasileiro acumulou em crescimento de 82,3%, representando uma variação média de 7,8% ao ano, enquanto que, no período de 2000 a 2003, houve uma redução média de 2,0% ao ano (FECOMÉRCIO-RS, 2017).

O IBGE, através da Pesquisa Mensal do Comércio (PMC), apresenta o índice de volume de vendas no varejo para as vendas classificadas em varejo ampliado e em varejo restrito (que corresponde ao varejo ampliado excluídos os materiais de construção e os veículos, motocicletas, partes e peças). No Gráfico 1 é possível verificar a evolução do volume de vendas no varejo restrito e no varejo ampliado no período entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

Gráfico 1 – Evolução do volume de vendas no varejo restrito e no varejo ampliado no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pela autora.

Nota: VA = volume de vendas no varejo ampliado; VR = volume de vendas no varejo restrito.

Observa-se o comportamento semelhante entre as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito ao longo deste período. Ambas as séries tiveram um crescimento positivo até meados do ano de 2013, mantendo-se praticamente estáveis até o início de 2015. Pode-se perceber que as vendas no varejo ampliado, após um aumento expressivo, apresentaram uma queda brusca, ocorrida em meados de 2012. Outra queda brusca, seguida de um aumento, foi verificada em meados de 2014. A partir de 2015 as vendas no varejo apresentaram um crescimento negativo, sendo mais acentuado no varejo ampliado. O período de queda se estendeu até o final de 2016 e, a partir de então, pode-se observar um aumento significativo no volume de vendas, tanto do varejo ampliado, quanto do varejo restrito. A partir desse período, as vendas mantiveram um crescimento positivo

De forma geral, a série do volume de vendas pode ser dividido em três períodos, de acordo com as mudanças observadas no comportamento do volume de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito. O primeiro período compreende o intervalo de tempo entre janeiro de 2010 e meados de 2013, no qual o volume de vendas apresenta uma tendência crescente. O segundo período se estende até início de 2015, apresentando um crescimento constante. Por fim, o terceiro período, compreendido entre o início 2015 e o final de 2017, apresenta um crescimento negativo até o final de 2016, quando, então, o volume de vendas começa a aumentar novamente. Na Tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas para os três períodos das séries de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito.

Tabela 1 – Estatística descritiva para o volume de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito para os períodos: (I) 01.2010-06.2013, (II) 07.2013-12.2014, (III) 01.2015-12.2017.

Período		Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Padrão	Coef. Variação
(I) 01.2010-06.2013	VA	92,61	91,45	79,30	104,60	6,486	0,070
	VR	88,32	87,20	77,70	96,90	5,930	0,067
(II) 07.2013-12.2014	VA	101,02	101,35	96,70	103,80	2,093	0,021
	VR	99,97	100,15	98,50	101,00	0,597	0,006
(III) 01.2015-12.2017*	VA	87,25	87,40	81,40	98,00	4,145	0,048
	VR	92,31	91,90	87,50	100,00	3,149	0,034
Total	VA	92,18	90,90	79,30	104,60	7,030	0,076
	VR	92,00	92,35	77,70	101,00	6,080	0,066

Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. VA = índice do volume de vendas no varejo ampliado; VR = índice do volume de vendas no varejo restrito; 2. * Não houve diferenças significativas nos resultados encontrados para o intervalo de 01.2015-12.2016 em relação aos resultados do intervalo 01.2015-12.2017, o que justifica a escolha deste último intervalo.

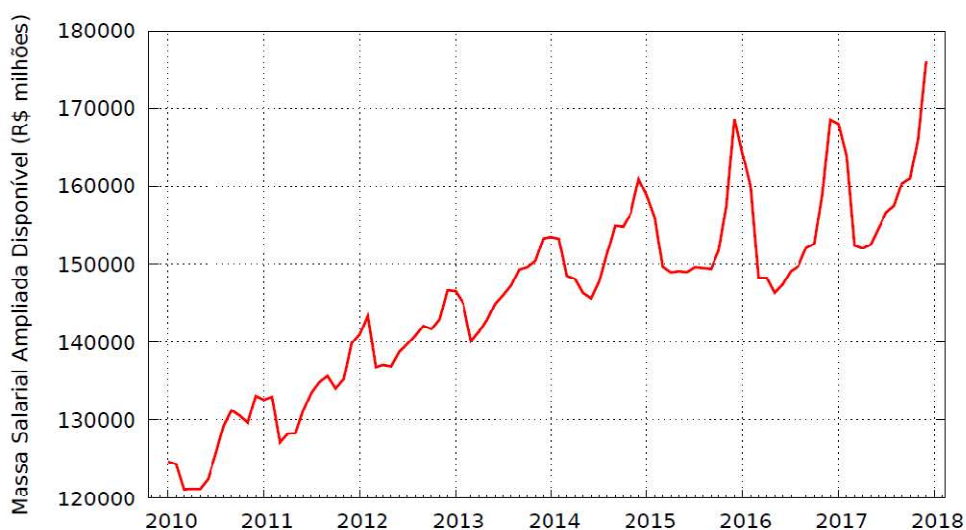
Os períodos (I) e (III) apresentaram maior variabilidade no índice do volume de vendas, comparados ao período (II). No período (III), o volume de vendas no varejo restrito supera o volume de vendas no varejo ampliado. Estes resultados estão de acordo com a SBVC (2017) que apontou um crescimento do varejo em 2010; já no ano de 2014 o setor parou de crescer e nos anos de 2015 e 2016 houve uma retração deste segmento de mercado.

As quedas bruscas ocorridas nas vendas no varejo ampliado podem indicar a presença de quebra estrutural na série de dados, assim como os aumentos expressivos ocorridos nas vendas no varejo ampliado e do varejo restrito, sendo importante investigá-las.

5.1.2 Massa salarial ampliada disponível

A massa salarial real, resultante do produto da população ocupada e do salário real médio, é variável determinante do consumo (ITAÚ, 2013). Enquanto que o salário disponível representa o valor real que as famílias possuem para destinar ao consumo, pois deste valor já foram deduzidos os impostos e contribuições obrigatórios. A massa salarial disponível representa o montante que pode ser disposto ao consumo. O Gráfico 2 apresenta a evolução da massa salarial ampliada disponível para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017.

Gráfico 2 – Evolução da massa salarial ampliada disponível no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pela autora.

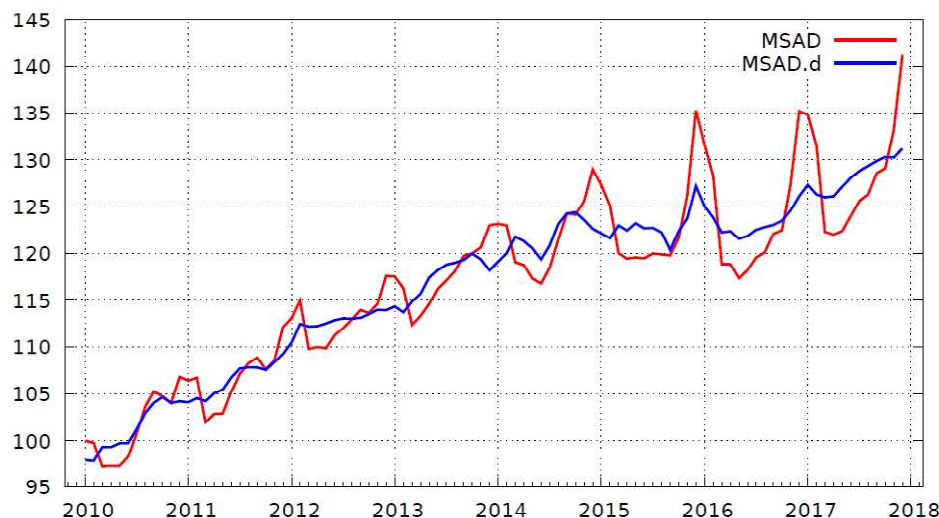
Nota: Valores deflacionados.

A massa salarial ampliada disponível parece apresentar uma tendência crescente e sazonalidade, com picos que se tornaram mais estreitos e acentuados com o passar dos anos. Os picos são observados nos meses de cada final ano, que devem ser em virtude do recebimento das parcelas do 13º salário e do aumento do número de vagas de empregos temporários.

Foram realizados testes com a finalidade de verificar se esses picos representam um comportamento sazonal da série. Uma regressão, por meio do método MQO, da série original em relação à *dummies* mensais demonstrou a presença da tendência e sazonalidade. Além disso, testes de raiz unitária sazonal e o ajustamento da sazonalidade indicaram a presença desse comportamento, conforme pode ser observado no Apêndice B. Diante dessa situação, foi necessário realizar o ajustamento da sazonalidade na série massa salarial ampliada disponível, buscando evitar que esse comportamento cause algum viés nos resultados. O método de ajuste utilizado foi o método X-13 ARIMA-SEATS³⁵. O Gráfico 3 apresenta a evolução da série original e da série ajustada da massa salarial entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

³⁵ Fornece um método baseado no modelo ARIMA, sendo muito semelhante à atualização do método de SEATS (Gomez e Maravall, 1996). O X-13ARIMA-SEATS inclui um procedimento de seleção de modelo ARIMA automático baseado amplamente no procedimento de Gomez e Maravall (1998). Método de ajuste sazonal mensal X-13ARIMA-SEATS, versão de lançamento 1.1 Build 39. O ajustamento sazonal foi realizado com auxílio do *software* Gretl.

Gráfico 3 – Evolução da série original e da série dessazonalizada da massa salarial ampliada disponível.



Fonte: Elaborado pela autora.

Nota: MSAD = massa salarial ampliada disponível; MSAD.d = massa salarial ampliada disponível dessazonalizada método X-13 ARIMA-SEATS.

Observa-se que com o ajustamento sazonal, a série não apresenta picos tão expressivos, tendo, portanto, seu comportamento mais suavizado. Para que não haja dúvidas quanto à presença da sazonalidade na série massa salarial, novos testes foram realizados. Os resultados encontrados, a partir dos testes de regressão, por MQO, da série original em relação à *dummies* mensais e do teste de raiz unitária sazonal, não indicaram a presença de tendência a sazonalidade, conforme consta no Apêndice B.

5.1.3 Concessão de crédito à pessoa física

De acordo com a Fecomércio-RS (2017), o volume de crédito à pessoa física, descontando a inflação, aumentou quatro vezes, no período de 2004 a 2014, atingindo o equivalente a 25,0% do PIB anual do Brasil. O saldo de crédito à pessoa apresentou uma forte aceleração, perdendo força a partir de 2011, apesar disso, manteve-se forte até o ano de 2014 (FECOMÉRCIO-RS, 2017).

Apesar disso, a parcela do consumo incremental financiada por dívidas foi de, aproximadamente, 20%, para o período de 2007 a 2011, e de 9,6% do consumo, para o período de 2007 a 2016. Embora o crédito tenha tido uma expressiva participação no consumo

incremental, a Fecomércio-RS (2017) não o considera como o principal responsável pelo incremento no consumo das famílias brasileiras na última década. O Gráfico 4 apresenta a evolução da concessão de crédito com recursos livres para pessoa física entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

Gráfico 4 – Evolução do crédito com recursos livres concedido à pessoa física no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pela autora.

Nota: Valores deflacionados pelo INPC.

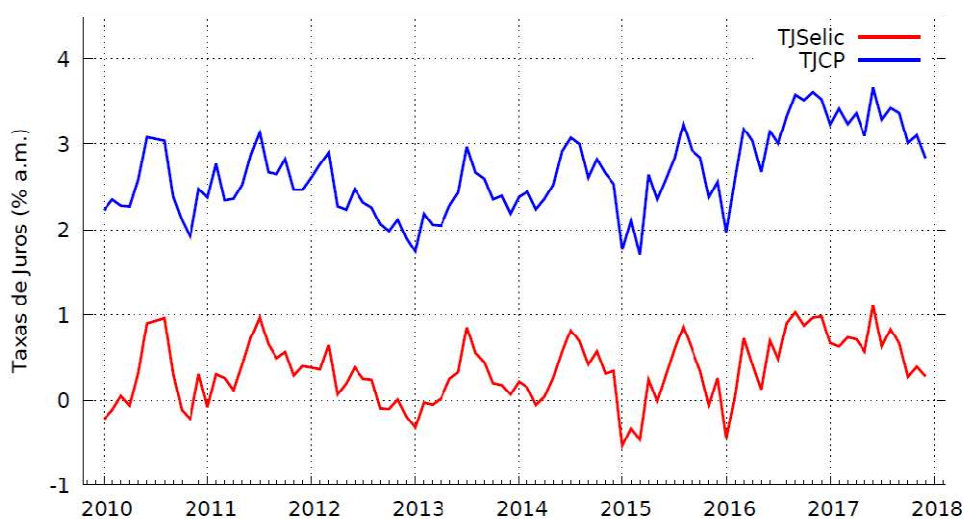
Considerando este período de análise, no ano de 2010 houve o maior volume de crédito concedido à pessoa física. No entanto, o final deste mesmo ano, houve uma queda no volume de crédito, mantendo-se neste patamar até final de 2014. A partir de então, o volume de crédito concedido à pessoa física apresentou uma sequência de crescimentos negativos até início do ano de 2017. O ano de 2017 foi marcado por grandes oscilações até meados do ano, diminuindo a amplitude destas variações a partir do meio do ano. O período de queda na concessão de crédito coincide com o período de queda das vendas no varejo, indicando a possibilidade de correlação entre estas séries.

5.1.4 Taxa de juros: over/selic e operações de crédito

Conforme a Fecomércio-RS (2017), as taxa de juros e o prazo médio das operações de crédito, com recursos livres, apresentaram resultados importantes no decorrer dos anos. A taxa de juros real dos empréstimos às famílias, que em 2003 era de 70,0% a.a., passou para

30,0% a.a. em 2012; enquanto, o prazo médio das operações de crédito à pessoa física aumentou de 8,8 meses para 21,1 meses o prazo para pagamentos, considerando os mesmos períodos. O Gráfico 5 apresenta a evolução das taxas de juros (over/selic e das operações de crédito) no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

Gráfico 5 – Evolução das taxas de juros over/selic e de operações de crédito no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. Valores reais. 2. TJSelic corresponde à taxa de juros Over/selic; TJCP corresponde à taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres (Crédito Pessoal Total).

Observa-se um comportamento semelhante entre a taxa de juros over/selic e a taxa média de juros das operações de créditos. Conforme observado por Lazier (2013), o vínculo entre as taxas de juros implica necessariamente na existência de uma relação estável entre elas ou na existência de um distanciamento regular. No ano de 2010, no início do ano de 2015 e de 2016, podem-se observar alguns períodos nos quais ocorreram quedas e crescimentos mais acentuados nas taxas de juros.

5.1.5 Expectativas dos consumidores

O Índice de Confiança do Consumidor (ICC) indica a percepção do consumidor com relação à situação econômica presente pessoal e do país e também quanto às expectativas em relação ao futuro. Essa percepção impacta diretamente no comportamento atual do consumo. Ou seja, o sentimento de otimismo tende a contribuir para o aumento da intenção de consumo,

e, do contrário, o sentimento pessimista deixa o consumidor mais cauteloso em relação aos seus gastos. Conforme Graminho (2015, p. 6), “quando as perspectivas econômicas são boas, as famílias tendem a aumentar seus gastos e a dar respostas otimistas em relação ao futuro”.

O ICC é obtido através da média entre o Índice de Condições Econômicas Atuais e o Índice de Expectativas. O indicador varia entre 0 e 200 (calculado como, $ICC = 100 + \text{proporção de resposta favoráveis} - \text{proporção de respostas desfavoráveis}$), sendo o índice 100 o demarcador do limite entre a situação de pessimismo e otimismo (GRAMINHO, 2015). O Gráfico 6 apresenta a evolução do sentimento de confiança do consumidor entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

Gráfico 6 - Evolução do índice de confiança do consumidor no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborada pela autora.

Observa-se que o ICC apresentou, até o início do ano de 2013, um crescimento aparentemente estável em torno do índice 160, indicando um sentimento de grande otimismo por parte do consumidor. A partir de 2013, o índice apresentou um crescimento negativo, que se estendeu até meados de 2015, quando ultrapassou o limite entre o pessimismo e o otimismo. Ou seja, apesar do período de queda iniciando em 2013, o índice se manteve superior a 100 até meados de 2015, mostrando que os consumidores estavam confiantes em relação à situação econômica durante este período. O sentimento pessimista se manteve até meados de 2016 e, a partir de então, permaneceu acima, mas próximo, do índice 100. No

Gráfico 7 são apresentados o comportamento das séries de índice de confiança do consumidor e dos índices do volume de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito.

Gráfico 7 – Comparando a evolução do índice de confiança do consumidor e os volumes de vendas no varejo ampliado e restrito, entre janeiro/2010 e dezembro/2017.



Fonte: Elaborada pela autora.

Nota: VA = índice do volume de vendas no varejo ampliado; VR = índice do volume de vendas no varejo restrito; ICC = índice de confiança do consumidor.

Comparando esse índice de confiança com o índice do volume de vendas no varejo, é possível considerar a possibilidade de o ICC ser um índice de antecipação do comportamento das vendas no varejo. Até o ano de 2013, o ICC apresentou um comportamento estável e, a partir de então, até o final do ano de 2015, começou a apresentar um crescimento negativo. O volume de vendas no varejo, por sua vez, apresentou um crescimento positivo e contínuo até o final de 2014, sendo que, somente a partir de 2015 até final de 2016, o volume de vendas teve um crescimento negativo.

Logo, esse índice se pode ser utilizado como ferramenta, principalmente para o comércio, permitindo conhecer antecipadamente o comportamento dos consumidores através de suas percepções. A satisfação e o otimismo do consumidor em relação ao futuro apontam para uma disposição ao aumento dos gastos, enquanto que o consumidor insatisfeito e pessimista tende gastar menos.

5.1.6 Índice de endividamento e inadimplência dos consumidores

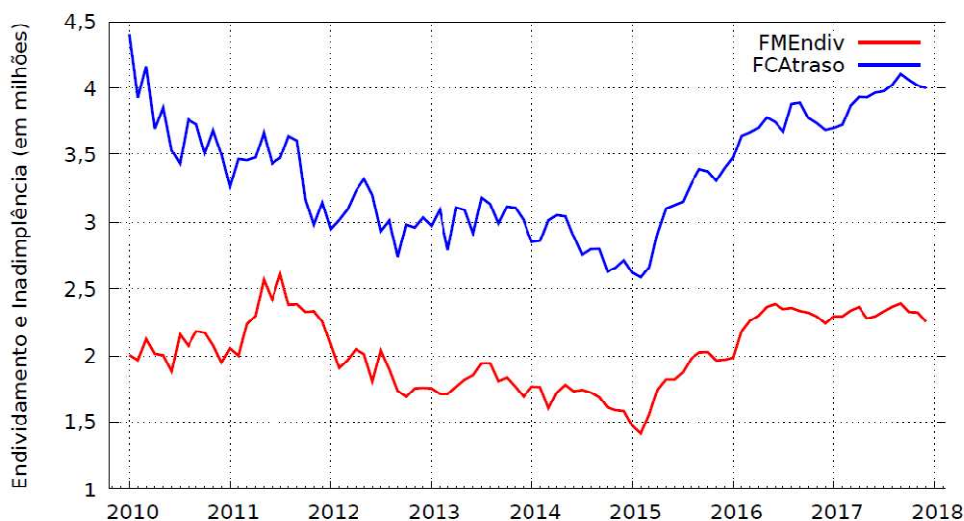
Segundo a Fecomércio-RS (2017), o estoque de dívidas das famílias brasileiras passou de 18,4% da renda anual, no início de 2005, para 46,0%, no final de 2015. Em relação ao comprometimento da renda com o pagamento das dívidas, que em 2005 era de 15,0%, atingiu o índice de 23,0% entre o final de 2011 e início de 2012 (FECOMÉRCIO-RS, 2017). Para Lopes (2012), a expansão da oferta de crédito nos últimos anos fez com que as famílias brasileiras atingissem níveis de endividamento nunca antes vistos. No entanto, o aumento excessivo do endividamento não implica necessariamente em risco de inadimplência por parte do consumidor, pois o não pagamento da dívida não significa necessariamente uma incapacidade do consumidor de realizar o pagamento.

A Peic Nacional evidenciou uma diminuição do custo do crédito em relação à renda familiar. A parcela média da renda mensal comprometida como pagamento de dívidas passou de 30,6% em 2016 para 30,1% em 2017. A mudança na composição das dívidas está relacionada com a menor participação de modalidades de crédito mais caras (como cartão de crédito e cheque especial, por exemplo) e aumento de modalidades com custo mais baixo (como crédito consignado e financiamento de casa). No Gráfico 8 é possível verificar a evolução do número de famílias muito endividadas e daquelas que possuem contas em atraso, no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

O número de famílias brasileiras que estão com as contas em atraso e/ou endividadas vem se mantendo significativamente alto nos últimos anos, observa-se uma tendência de crescimento a partir de 2015. O perfil do endividamento das famílias brasileiras mostrou que o percentual médio de famílias endividadas em 2017 aumentou em 0,6 ponto percentual, atingindo a média anual de 60,8% do total de famílias brasileiras CNC (2018).

Já em relação aos indicadores de inadimplência, a média anual do percentual de famílias com contas ou dívidas em atraso foi de 25,4% do total de famílias, enquanto que 10,2% do total das famílias, ou seja, menos da metade, afirmaram não ter condições de pagar seus atrasos (CNC, 2018). O cartão de crédito é o tipo de dívida mais citado pelas famílias brasileiras, sendo que, em 2017, 76,7% afirmaram ter esse tipo de dívida. Na sequência, o carnê e o crédito pessoal são apontados por 15,7% e 10,3% das famílias, respectivamente, como os tipos de dívidas que elas mais possuem.

Gráfico 8 - Evolução do número de famílias muito endividadas e das famílias que possuem contas em atraso no período entre janeiro de 2010 e dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pela autora.

Notas: 1. Valores absolutos, em milhões. 2. FMEndiv = famílias muito endividadas; FCAtraso = famílias com contas em atraso (inadimplentes).

A partir de 2015, a queda do volume de vendas no varejo é acompanhada pela queda da concessão de crédito à pessoa física e também pelo aumento do número de pessoas endividadas e que possuem contas em atraso. Esse comportamento indica uma possível correlação, positiva e/ou negativamente, entre estas variáveis.

5.1.7 Análise conjunta das séries de tempo

No Gráfico 9 é possível observar, de forma conjunta, o comportamento individual das séries utilizadas, com exceção das taxas de juros, na análise do desempenho das vendas no varejo do Brasil. As séries foram transformadas em índices com valor inicial de base 100.

A MSAD é a única variável que, aparentemente, apresenta uma tendência de crescimento ao longo do tempo. As séries FMEndiv e FCAtraso apresentam em comum um crescimento negativo seguido por um brusco aumento a partir de 2015. O ICC apresenta quedas consecutivas entre 2012 e 2015, seguidas de leves crescimentos. As vendas no varejo ampliado e no restrito possuem comportamento semelhante entre si e com a CCPF, a partir de 2012, e são inversamente relacionadas ao número das FMEndiv e FCAtraso, a partir de 2015.

Gráfico 9 - Trajetória das séries econômicas



Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. VA = varejo ampliado; VR = varejo restrito; MSAD = massa salarial disponível; CCPF = concessão de crédito à PF; ICC = índice de confiança do consumidor; FMEndiv = famílias muito endividadas; FCAtroso = famílias com conta em atraso. 2. Valores transformados em índice igual a 100 e com referência a 01.2010.

Na próxima seção são apresentadas estatísticas descritivas das variáveis e a matriz de correlação, contribuindo para a análise estatística das séries de tempo deste trabalho.

5.2 RESULTADOS DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir da realização das estatísticas descritivas e da análise de correlação entre as variáveis deste estudo. Os comportamentos das variáveis foram analisados por meio da elaboração das estatísticas descritivas, conforme Tabela 2, e mediante a construção da matriz de correlação das séries, conforme Tabela 3.

Os índices do volume de vendas no varejo ampliado e no restrito possuem médias mensais aproximadas. No período considerado, o volume de vendas do VR apresentou um índice médio mensal igual a 92, índice pouco menor ao índice do VA, que foi igual a 92,18. Este resultado era esperado tendo em vista que o VA é constituído pelo varejo restrito e pelos materiais de construção e os veículos, motocicletas, partes e peças. No entanto, percebe-se que o volume de vendas no VA apresentou uma variabilidade pouco maior em relação ao VR.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis

	Obs.	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Pad.	Coef. Var.
VA	96	92,18	90,90	79,30	104,60	7,03	0,0762
VR	96	92,00	92,35	77,70	101,00	6,08	0,0661
MSAD	96	145.624,04	147.545,60	121.247,75	176.103,87	12.003,82	0,0824
CCPF	96	57.139,01	59.258,48	41.493,49	69.521,62	6.839,54	0,1197
TJSelic	96	0,35	0,31	-0,54	1,11	0,37	1,0837
TJCP	96	2,65	2,59	1,70	3,67	0,47	0,1761
ICC	96	129,97	134,70	84,55	170,18	28,24	0,2173
FMEndiv	96	2.020,47	2.005,14	1.415,68	2.604,10	272,33	0,1348
FCAtraso	96	3.353,31	3.311,65	2.582,10	4.405,07	432,25	0,1289

Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. VA = índice de vendas no varejo ampliado; VR = índice de vendas no varejo restrito; MSAD = massa salarial ampliada disponível; CCPF = concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros over/selic; TJCP = taxa média de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; ICC = índice de confiança do consumidor; FMEndiv = número de famílias muito endividadas; FCAtraso = número de famílias com conta em atraso. 2. Os valores de MSAD e CCPF são apresentados em milhões de R\$ e deflacionados pelo INPC. 3. As taxas de juros são apresentadas em % a.m. e foram deflacionadas pela taxa de variação do INPC. 4. Os valores de FMEndiv e FCAtraso são apresentados em milhares. 5. Obs. corresponde ao número de observações da série.

Em média, as séries MSAD e CCPF apresentaram valores mensais em torno de R\$ 145,624 bilhões e R\$ 57,139 bilhões, respectivamente. O valor médio mensal do crédito concedido corresponde ao equivalente de 39,24% do valor médio mensal da massa salarial, demonstrando a importância do crédito como fonte complementar de renda para as famílias.

A TJSelic real apresentou uma taxa média mensal de 0,35%. A justificativa para o desvio padrão de a TJSelic ser superior a média mensal da série e, além disso, pela alta variabilidade coeficiente da série, é devido aos valores reais dessa taxa de juros variarem entre -0,54 e 1,11. Em relação à TJCP, essa taxa apresentou média mensal igual a 2,65%. O motivo para essa diferença entre os valores das médias mensais reais das taxas de juros é em virtude de os valores reais da TJCP serem superiores aos valores reais da TJSelic (conforme observado Gráfico 5) e, além disso, pelo fato de a TJSelic variar entre valores reais positivos e negativos.

A média mensal do ICC foi de 130, aproximadamente, demonstrando que, no período considerado, os consumidores se mostraram satisfeitos e confiantes em relação à situação econômica pessoal e do país. Quanto à percepção das famílias com relação ao endividamento, em média, 2,02 milhões delas afirmaram estarem endividadas, enquanto que, em média, 3,35 milhões de famílias afirmaram estarem com as contas em atraso.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados da análise da relação entre as variáveis, a partir da matriz de correlação. Verificou-se que as séries MSAD, CCPF e ICC apresentaram correlações positivas com as vendas no varejo ampliado, enquanto que as variáveis TJSelic e TJCP, FMEndiv e FCAtroso foram negativamente correlacionadas. Os sinais representantes das relações entre estas variáveis e as vendas no varejo ampliado estão de acordo com o esperado, de modo que os aumentos na MSAD, CCPF e ICC contribuem para o incremento nas vendas, enquanto que os aumentos das taxas de juros (através do aumento dos custos do produto, por exemplo) e dos indicadores de endividamento e inadimplência das famílias corroboram para o crescimento negativo das vendas no varejo ampliado.

Tabela 3 – Matriz de correlação

	lnVA	lnVR	lnMSAD	lnCCPF	TJSelic	TJCP	lnICC	lnFMEndiv	lnFCAtroso
lnVA	1,000								
lnVR	0,756	1,000							
lnMSAD	0,100	0,642	1,000						
lnCCPF	0,546	-0,028	-0,642	1,000					
TJSelic	-0,317	-0,134	0,107	-0,257	1,000				
TJCP	-0,513	-0,153	0,308	-0,556	0,911	1,000			
lnICC	0,302	-0,334	-0,724	0,722	-0,234	-0,465	1,000		
lnFMEndiv	-0,683	-0,615	-0,114	-0,394	0,525	0,593	-0,094	1,000	
lnFCAtroso	-0,801	-0,702	-0,106	-0,423	0,354	0,515	-0,155	0,812	1,000

Fonte: Elaborada pela autora

Notas: 1. lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnVR = log natural das vendas no varejo restrito; lnMSAD = log natural da massa salarial ampliada disponível; lnCCPF = log natural concessão de crédito para pessoa física; TJSelic = taxa de juros over/selic; TJCP = taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor; lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCAtroso = log natural das famílias com conta em atraso. 2. Valores foram transformados em índice com valor inicial igual a 100 e com base de referência a janeiro de 2010.

Considerando as vendas no varejo restrito, as correlações com as variáveis CCPF e ICC indicaram relações opostas ao que se esperava, mostrando-se negativamente correlacionadas. Apesar desses resultados, os valores para estas correlações são pequenos que indicam, respectivamente, a inexistência e uma correlação média³⁶ entre as variáveis CCPF e ICC e as vendas no varejo restrito.

³⁶ Para Cohen (1988) as correlações entre 0,10 e 0,29 podem ser consideradas pequenas; valores entre 0,30 e 0,49 podem ser representados como médios; e valores entre 0,50 e 1,0 podem ser interpretados como grandes.

Não foram encontradas correlações altas entre as variáveis independentes, reduzindo-se, dessa forma, a possibilidade de ocorrer problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. As variáveis relacionadas aos indicadores de endividamento e inadimplência dos consumidores (FMEndiv e FCAtroso, respectivamente) apresentaram, em comparação com as demais variáveis, maior correlação com o volume de vendas, tanto no varejo ampliado, quanto no varejo restrito. Além disso, a série MSAD, representante da renda do consumidor, apresentou alta correlação apenas com as vendas no varejo restrito, resultado não esperado, tendo em vista de esta ser indicada como a principal determinante do consumo.

Na próxima seção são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária aplicados nas variáveis deste estudo. Estes testes contribuem para a verificação da estacionariedade e determinação da ordem de integração de cada série de tempo e determinando o tipo de abordagem econométrica a ser adotada na continuidade deste trabalho.

5.3 RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Esta seção apresenta os resultados encontrados a partir da execução dos testes de verificação da presença de raiz unitária nas séries utilizadas neste estudo. As séries foram deflacionadas e transformadas em índices e logaritmos antes da aplicação dos testes, com exceção das taxas de juros (selic e das operações de crédito), por estarem na forma percentual.

A verificação da existência de raiz unitária nas séries foi realizada inicialmente através dos testes ADF, KPSS e ADF-GLS. O teste KPSS é utilizado em complemento ao teste ADF, pois este tem hipótese nula contrária daquele. Enquanto o teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária, o teste KPSS tem hipótese de estacionariedade da série.

Um elevado número de variáveis e de defasagens contribui para a redução do poder dos testes pela perda de graus de liberdade. Para Bueno (2008) a escolha da defasagem deve ser de acordo com o menor resultado apresentados pelos critérios de informação. Dessa forma, a escolha do número ótimo de defasagens (*lags*) das séries individuais foi baseada na escolha do critério de informação que apresentou menor ordem de defasagem, entre os critérios AIC (*Akaike*), BIC (*Bayesian*) e HQ (*Hannan-Quinn*). Na Tabela 4 são apresentados os resultados destes testes aplicados sobre as séries em nível e em primeira diferença, sendo que a defasagem máxima permitida foi de dez períodos.

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em primeira diferença, considerando o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017.

		lag	Nível			Primeira diferença			
			ADF	KPSS	ADF-GLS	lag	ADF	KPSS	ADF-GLS
lnVA	S	2	0,1317			0	-13,7442 ***		
	C	2	-1,0703	0,6310 ***	-0,5753	0	-13,6975 ***	0,4541 *	-2,6113 ***
	CT	1	-1,9733	0,7105 ***	-0,8029	0	-13,9058 ***	0,1395 *	-4,6649 ***
lnVR	S	0	1,7130			0	-9,8224 ***		
	C	0	-2,9855 **	1,8792 ***	-0,1074	0	-10,0054 ***	1,1626 ***	-2,0798 **
	CT	0	-1,7719	1,1495 ***	-0,4549	0	-10,7927 ***	0,1735 **	-4,3075 ***
lnMSAD.d	S	4	4,3528			3	-4,2658 ***		
	C	4	-2,3175	1,8884 ***	1,5347	3	-8,6386 ***	0,2146	-7,3148 ***
	CT	4	-2,2215	0,4339 ***	-0,9788	3	-8,9033 ***	0,0572	-7,5221 ***
lnCCPF	S	2	-0,8986			1	-12,7272 ***		
	C	2	-0,7706	1,8512 ***	-0,9422	1	-12,7287 ***	0,1256	-18,2028 ***
	CT	2	-2,0607	0,3052 ***	-1,2606	1	-12,6535 ***	0,0644	-18,1579 ***
TJSelic	S	0	-3,0233 ***			0	-11,7600 ***		
	C	0	-4,4810 ***	0,5873 **	-3,0005 ***	0	-11,6995 ***	0,0328	-11,2511 ***
	CT	0	-4,5471 ***	0,2001 **	-4,2125 ***	0	-11,6510 ***	0,0255	-11,6333 ***
TJCP	S	1	-0,2114			0	-12,2842 ***		
	C	0	-3,4628 ***	1,7861 ***	-2,2782 **	0	-12,2230 ***	0,0256	-6,5866 ***
	CT	0	-4,0395 ***	0,4537 ***	-3,3505 **	0	-12,1567 ***	0,0270	-6,7672 ***
lnICC	S	0	-1,0778			0	-9,6830 ***		
	C	0	-1,0199	4,1085 ***	-0,3386	0	-9,7471 ***	0,1627	-5,3112 ***
	CT	0	-1,3367	0,4789 ***	-1,3977	0	-9,7119 ***	0,1504 **	-5,4968 ***
lnFMEndiv	S	0	0,1898			0	-10,5521 ***		
	C	0	-1,6692	0,8742 ***	-1,6890 *	0	-10,5050 ***	0,1057	-6,0337 ***
	CT	0	-1,7236	0,8406 ***	-1,7435	0	-10,4641 ***	0,0688	-6,6369 ***
lnFCAtraso	S	0	-0,2703			0	-12,4941 ***		
	C	0	-2,2497	1,1359 ***	-0,8050	0	-12,4243 ***	0,4293 *	-4,6820 ***
	CT	0	-2,5656	1,0305 ***	-0,7804	0	-12,7186 ***	0,0393	-8,3899 ***

Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. S = sem constante; C = com constante; CT = com constante e tendência; lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnVR = log natural das vendas no varejo restrito; lnMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; lnCCPF = log natural concessão de crédito para pessoa física; TJSelic = taxa de juros over/selic; TJCP = taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor; lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCAtraso = log natural das famílias com conta em atraso. 2. lag indica o menor número de defasagem em primeira diferença apresentado pelos critérios de informação (AIC, BIC, HQ), sendo que foram admitidas no máximo 10 defasagens. 3. Os valores críticos do teste ADF (Augmented Dickey Fuller) estão de acordo com Davidson e MacKinnon (1993). 4. Os valores críticos do teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Schin) estão de acordo com Kwiatkowski *et al.* (1992). 5. Os valores críticos do teste ADF-GLS estão de acordo com Elliott, Rothenberg, e Stock (1996). 6. ***, **, * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os testes sobre o índice de volume de vendas no varejo ampliado confirmam a presença de raiz unitária e a não estacionariedade da série em nível. Quando tomada em primeira diferença, os resultados dos testes ADF e ADF-GLS indicaram, a um nível de

significância estatística de 1%, que a série não apresenta raiz unitária, enquanto que o teste KPSS aponta para a não estacionária da série a um nível de significância de 10%. No entanto, o nível de significância estatística considerado nesta análise é 5%, logo a lnVA é classificado como estacionária em primeira diferença.

Considerando o índice de volume de vendas no varejo restrito, os testes apontam para a presença de raiz unitária e a não estacionariedade da variável em nível, com exceção ao teste ADF com constante. O resultado deste teste rejeita a hipótese nula de raiz unitária na variável (lnVR) a um nível de significância de 5%. Quando lnVR é analisada em primeira diferença, os resultados do teste KPSS demonstram que a variável é não estacionária, ao mesmo tempo em que os testes ADF e ADF-GLS apontam que a variável não possui raiz unitária, a um nível de significância estatística de 1% e 5%. A partir da contradição destes resultados, não se pode concluir sobre a ordem de integração da série de vendas no varejo restrito. No entanto, essa divergência pode ser atribuída à presença de quebra estrutural na série.

Com relação às taxas de juros (selic e das operações de crédito), os resultados dos testes para as variáveis em nível indicam a não existência de raiz unitária, ao mesmo tempo, que apontam para a não estacionariedade destas séries. Foram encontrados, novamente, resultados contraditórios para a definição da ordem de integração, devendo-se investigar se estes resultados são devidos à existência de quebra estrutural nas séries. Enquanto que os resultados dos testes com as variáveis em primeira diferença demonstram que as variáveis taxas de juros são estacionárias, não possuindo raiz unitária, a um nível de significância de 5%. A partir desse último resultado pode-se dizer que as variáveis taxas de juros (selic e das operações de crédito) devem ser no máximo integradas de primeira ordem, isto é, $I(1)$.

Considerando a significância estatística de 5% e os resultados apresentados na Tabela 4, as séries lnVA, lnMSAD.d, lnCCPF, lnICC, lnFMEndiv e lnFCAtroso são definidas como sendo integradas de primeira ordem, em virtude de estas variáveis terem se tornado estacionárias somente após ser realizada a primeira diferença das séries. O resultado do teste KPSS com constante e tendência da série lnICC, em primeira diferença, indicou a não estacionariedade da série a um nível de significância de 5%. Apesar dos resultados dos demais testes indicarem a integração de primeira ordem, uma atenção deve ser dada a esta variável.

Os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller realizados por Fouto (2008) sobre as variáveis vendas no varejo, renda do trabalhador assalariado, inovações no ambiente de crédito ao consumidor, taxas de juros, sazonalidade, prazo de pagamento e um indicador de alavancagem que relaciona volume de crédito e renda do consumidor, demonstraram que, em nível, estas séries apresentaram raiz unitária e, em primeira diferença, as séries se tornaram

estacionárias. A partir disso, Fouto (2008) definiu estas séries como sendo integradas de primeira ordem.

Lazier (2013) encontrou resultados contraditórios na aplicação de diferentes testes de raiz unitária. Enquanto alguns testes apontavam para a estacionariedade da série, em nível, outros testes indicavam a presença de raiz unitária na série em nível. Considerando o baixo poder dos testes em relação a não rejeição da hipótese nula e o impacto provocado pela conclusão equivocada, Lazier (2013) baseou suas conclusões, na definição da ordem de integração das séries, pela preferência da maior ordem. Segundo o autor, considerar uma variável estacionária como integrada pode não ter consequências se os testes posteriores indicarem a inexistência de relações de cointegração. No entanto, a especificação incorreta pela integração de ordem zero pode implicar na eliminação de relações de cointegração em testes posteriores, resultando em maior potencial de erro de especificação (LAZIER, 2013).

Tendo em vista que os testes de raiz unitária perdem força quando a presença de quebras estruturais não é considerada (BENKWITZ, 2002), foram realizados testes de raiz unitária de Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002) para processos com quebra estrutural. Estes testes permitem verificar a presença de raiz unitária nas séries levando em conta a existência de quebra estrutural, além de também permitirem a inclusão de uma constante ou uma constante e tendência linear determinística na realização do teste. Outro atributo importante deste teste é devido à data da quebra estrutural das variáveis ser estimada endogenamente³⁷. A hipótese nula testada é de que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade da série em torno da quebra. Na Tabela 5 são apresentados os resultados dos testes para processos com quebra estrutural. Foram consideradas como *dummies* de mudança as funções *shift dummy* e *exponential shift*.

Considerando a série lnVA, o teste para processos com quebra estrutural encontrou, para as diferentes especificações de funções de mudança, a mesma data de quebra estrutural, a saber, setembro de 2012. A partir da análise do Gráfico 1 da série de dados de lnVA, a data da quebra está compreendida no período em que o índice do volume de vendas do varejo ampliado apresentou uma queda brusca. Segundo BCB (2012), o principal responsável pela queda nas vendas no varejo ampliado foi à retração nas vendas de veículos e motos, partes e peças. Essa queda ocorreu após um período de crescimento da compra de veículos motivado por incentivos do governo para estimular o crédito no país e também através da redução de alguns impostos.

³⁷ O *software* JMulTi pesquisa a data da quebra usando um procedimento automático para encontrar a data de quebra ótima.

Tabela 5 – Resultados dos testes de raiz unitária para processos com quebra estrutural, considerando as variáveis em nível e as funções *shift dummy* e *exponential shift*, para o período de janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

		<i>Shift dummy</i>			<i>Exponential shift</i>		
		Data da quebra	lag	Valor do teste	Data da quebra	lag	Valor do teste
lnVA	C	2012 M9	1	-1,3116	2012 M9	1	-1,1623
	CT	2012 M9	1	-0,3885	2012 M9	1	-0,2578
lnVR	C	2017 M1	0	-2,3107	2017 M1	0	-2,3311
	CT	2017 M1	0	-0,2855	2017 M1	0	-0,2955
lnMSAD.d	C	2012 M2	3	-2,3286	2012 M2	3	-2,3188
	CT	2012 M2	3	-1,1887	2012 M2	3	-1,1903
lnCCPF	C	2017 M3	2	-0,0416	2017 M3	2	0,5437
	CT	2017 M3	2	-0,9581	2017 M3	2	-0,5611
TJSelic	C	2016 M3	0	-4,5371 ***	2016 M3	0	-4,4882 ***
	CT	2012 M4	0	-4,8979 ***	2012 M4	0	-4,8987 ***
TJCP	C	2016 M2	0	-4,9051 ***	2016 M2	0	-4,8283 ***
	CT	2016 M2	0	-4,8925 ***	2016 M2	0	-4,7960 ***
lnICC	C	2015 M5	0	-1,2424	2015 M5	0	-1,6207
	CT	2017 M2	0	-1,4167	2017 M2	0	-1,4091
lnFMEndiv	C	2012 M1	0	-1,7714	2012 M1	0	-1,7450
	CT	2012 M1	0	-1,9805	2012 M1	0	-1,9267
lnFCAtroso	C	2011 M10	0	-1,4644	2011 M10	0	-1,4592
	CT	2011 M10	0	-1,6275	2011 M10	0	-1,6631

Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. C = com constante; CT = com constante e tendência; lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnVR = log natural das vendas no varejo restrito; lnMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; lnCCPF = log natural concessão de crédito para pessoa física; TJSelic = taxa de juros over/selic; TJCP = taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor; lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCAtroso = log natural das famílias com conta em atraso. 2. Os testes foram realizados com a inclusão de *shift dummy* e *exponential shift* como funções de mudança. 3. lag indica o menor número de defasagem em primeira diferença apresentado pelos critérios de informação (AIC, BIC, HQ), sendo que foram admitidas no máximo 10 defasagens. 4. Os valores críticos do teste com constante e com constante e tendência estão de acordo com Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002). 5. ***, **, * indicam rejeição a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com relação à série lnVR, os testes tradicionais utilizados anteriormente neste trabalho apontavam para a não estacionariedade da série em primeira diferença (teste KPSS), ao mesmo tempo que indicavam que a série em primeira diferença não possuía raiz unitária (testes ADF e ADF-GLS). Não sendo possível concluir sobre a ordem de integração da série de vendas do varejo restrito. O teste de raiz unitária com quebra estrutural indicou como data

de quebra da série $\ln VR$ em janeiro de 2017, dentro do período em que o índice do volume de vendas do varejo restrito apresentou crescimento positivo acentuado, conforme pode ser observado no Gráfico 1. O teste de raiz unitária com quebra estrutural aplicado sobre a variável, em nível, do volume de vendas no VR não rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária para nenhuma das especificações, concluindo-se pela não estacionariedade da série em nível. Testes sobre a primeira diferença da série definirão se a variável $\ln VR$ rejeita a hipótese nula, sendo, então, considerada como integrada de primeira ordem, ou seja, $I(1)$.

Conforme BCB (2017), o final do semestre de 2016 foi marcado pela desaceleração no ritmo de crescimento do desemprego e pela recuperação na renda dos trabalhadores. A recuperação na renda apresentou, no encerramento do ano de 2016, uma variação positiva após apresentar taxas negativas por vinte meses. Além disso, o reajuste de 6,47% no salário mínimo nacional, que ocorreu em janeiro de 2017, e a expectativa de queda contínua da inflação favorecem a recuperação da renda (BCB, 2017).

Em relação às duas taxas de juros consideradas no estudo, ambas rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária nas séries em nível, a uma significância estatística de 1%. Logo, as taxas de juros (selic e das operações de crédito) são ditas integradas de ordem zero, denotando-se por $I(0)$, ou seja, as séries são estacionárias em nível. A TJSelic apresentou duas datas de quebras, sendo a primeira em março de 2016, para a análise que considera apenas a constante, e a segunda em abril de 2012, quando são consideradas constante e tendência. Enquanto que para a TJCP, apenas uma data de quebra foi encontrada para as quatro especificações, a saber, fevereiro de 2016.

Os resultados do teste não rejeitam a hipótese de raiz unitária na série $\ln MSAD.d$, em nível, tanto para análise do processo com constante, quanto são considerados uma constante e tendência. Logo, conclui-se que em nível a série $\ln MSAD.d$ é não estacionária, diferentemente ao resultado obtido através do teste ADF com constante.

Com relação aos resultados dos testes de raiz unitária para processos com quebra estrutural aplicados sobre as demais séries, em nível, conforme Tabela 5, confirmam a presença de raiz unitária, uma vez que a hipótese nula não é rejeitada. Logo, as variáveis $\ln CCPF$, $\ln ICC$, $\ln FMEndiv$, $\ln FCAtroso$ não apresentaram comportamento estacionário.

Dando sequência ao processo de determinação da ordem de integração das variáveis utilizadas neste estudo, realizou-se o teste para processos com quebra estrutural sobre a primeira diferença das séries. A hipótese nula testada é de que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade em torno da quebra, podendo ser considerados a constante ou constante e tendência linear determinística. A Tabela 6 apresenta os resultados

encontrados a partir da aplicação dos testes de raiz unitária de Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002) para processos com quebra estrutural. A data da quebra para as séries em primeira diferença é estimada endogenamente. Foram consideradas como *dummies* as funções de mudança *impulse dummy*, *shift dummy* e *exponential shift*.

Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis em primeira diferença, considerando as funções *impulse dummy*, *shift dummy* e *exponential shift*, para o período de janeiro de 2010 e dezembro de 2017.

		<i>Impulse dummy</i>			<i>Shift dummy</i>			<i>Exponential shift</i>		
		Data da quebra	lag	Valor do teste	Data da quebra	lag	Valor do teste	Data da quebra	lag	Valor do teste
$\Delta \ln VA$	C	2012 M9	1	-6,1164 ***	2016 M10	0	-15,6212 ***	2016 M10	0	-15,6606 ***
	CT	2012 M9	1	-4,7393 ***	2016 M10	0	-10,8059 ***	2016 M10	0	-11,6894 ***
$\Delta \ln VR$	C	2017 M1	1	-4,3283 ***	2016 M10	0	-8,3166 ***	2016 M10	0	-8,2469 ***
	CT	2017 M1	0	-7,8432 ***	2016 M10	0	-7,7384 ***	2016 M10	0	-7,7115 ***
$\Delta \ln MSAD.d$	C	2012 M2	2	-9,1764 ***	2012 M3	2	-4,8262 ***	2012 M3	2	-4,7159 ***
	CT	2012 M2	2	-8,7303 ***	2016 M9	2	-8,0517 ***	2016 M9	2	-9,1123 ***
$\Delta \ln CCPF$	C	2017 M3	1	-12,9546 ***	2013 M1	1	-7,6854 ***	2013 M1	1	-7,7026 ***
	CT	2017 M3	1	-6,1362 ***	2013 M1	1	-6,1792 ***	2013 M1	1	-6,0462 ***
$\Delta TJSelic$	C	2015 M1	0	-11,7130 ***	2016 M2	0	-3,9295 ***	2016 M2	0	-3,7915 ***
	CT	2015 M1	0	-11,1594 ***	2016 M2	0	-5,8752 ***	2016 M2	0	-5,7222 ***
$\Delta TJCP$	C	2016 M1	0	-11,3255 ***	2016 M2	0	-4,0033 ***	2016 M2	0	-3,8752 ***
	CT	2016 M1	0	-9,8142 ***	2016 M2	0	-6,0181 ***	2016 M2	0	-5,8834 ***
$\Delta \ln ICC$	C	2015 M5	0	-10,1295 ***	2015 M12	0	-8,6332 ***	2015 M12	0	-8,4375 ***
	CT	2015 M5	0	-9,3493 ***	2015 M12	0	-9,0838 ***	2015 M12	0	-9,0148 ***
$\Delta \ln FMEndiv$	C	2012 M1	0	-10,7531 ***	2015 M3	0	-5,4509 ***	2015 M3	0	-5,2124 ***
	CT	2012 M1	0	-10,6110 ***	2015 M3	0	-8,6936 ***	2015 M3	0	-8,4297 ***
$\Delta \ln FCAtraso$	C	2015 M4	0	-12,3690 ***	2015 M2	0	-12,7058 ***	2015 M2	0	-12,5045 ***
	CT	2015 M4	0	-9,6979 ***	2015 M2	0	-9,3322 ***	2015 M2	0	-9,1812 ***

Fonte: Elaborada pela autora

Notas: 1. C = constante; CT = constante e tendência; $\Delta \ln VA$ = primeira diferença do log natural das vendas no varejo ampliado; $\Delta \ln VR$ = primeira diferença do log natural das vendas no varejo restrito; $\Delta \ln MSAD.d$ = primeira diferença do log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; $\Delta \ln CCPF$ = primeira diferença do log natural da concessão de crédito para pessoa física; $\Delta TJSelic$ = primeira diferença da taxa de juros over/selic; $\Delta TJCP$ = primeira diferença da taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres – crédito pessoal total; $\Delta \ln ICC$ = primeira diferença do log natural do índice de confiança do consumidor; $\Delta \ln FMEndiv$ = primeira diferença do log natural das famílias muito endividadas; $\Delta \ln FCAtraso$ = primeira diferença do log natural das famílias com conta em atraso. 2. Os testes foram realizados com a inclusão de *impulse dummy*, *shift dummy* e *exponential shift* como funções de mudança. 3. *lag* indica o menor número de defasagem em primeira diferença apresentado pelos critérios de informação (AIC, BIC, HQ), sendo que foram admitidas no máximo 10 defasagens. 4. Data da quebra é a data ótima de quebra encontrada automaticamente pelo *software* JMulTi. 5. Os valores críticos do teste com constante e com constante e tendência estão de acordo com Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002). 6. ***, **, * indicam rejeição a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 6, é possível verificar que a hipótese nula para a presença de raiz unitária é rejeitada para todas as variáveis em primeira diferença, a um nível de significância estatística de 1%. Em razão da estacionariedade das variáveis ao realizar a primeira diferença das séries, estas podem, então, ser chamadas de integradas de primeira ordem, $I(1)$.

As taxas de juros rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, confirmando o resultado anterior de estacionariedade das séries, sendo, portanto, definidas como integradas de ordem zero, $I(0)$, a um nível de significância estatística de 1%. O teste encontrou quebras próximas as datas de quebra anteriores para as séries TJCP e TJSelic em nível. Portanto, no primeiro quadrimestre do ano de 2016 se concentram a maior parte das quebras no comportamento das taxas de juros (selic e das operações de crédito), tanto em nível quanto em primeira diferença das séries.

Os testes de raiz unitária com quebra estrutural aplicados sobre a variável de volume de vendas no varejo restrito, em nível, não haviam rejeitado a hipótese nula de presença de raiz unitária. Ao transformar a variável em primeira diferença, os resultados do teste com quebra rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, a um nível de significância estatística a 1%. Além disso, o teste indicou, para a função de mudança *impulse dummy*, a data de quebra da série em janeiro de 2017 e, para as funções de mudança *shift dummy* e *exponential shift*, data de quebra em outubro de 2016. Observa-se que a quebra em janeiro de 2017 é comum tanto para a análise de curto prazo (*impulse dummy*), quanto de longo prazo. Portanto, considerando a existência de quebras nas séries de dados, pode-se concluir pela estacionariedade da série $\ln VR$ em primeira diferença, sendo, então, definida de integrada de primeira ordem, $I(1)$.

Com relação à série $\ln VA$, o teste indicou a data de quebra da série em setembro de 2012, para a função de mudança *impulse dummy*, e em outubro de 2016, para as funções de mudança *shift dummy* e *exponential shift*. Assim como ocorreu com a série $\ln VR$, a quebra em setembro de 2012 também é comum tanto para a análise de curto prazo (*impulse dummy*), quanto de longo prazo da série $\ln VA$. Portanto, considerando as quebras estruturais, pode-se concluir pela estacionariedade da série $\ln VA$ em primeira diferença, sendo, então, definida de integrada de primeira ordem, $I(1)$.

Analisando as datas das quebras das séries de vendas no varejo ampliado e restrito, em primeira diferença, pode-se observar a quebra comum, para as funções de mudança *shift dummy* e *exponential shift*, ocorrida em outubro de 2016 em ambas as séries. Ao desempenho fraco do consumo das famílias foi atribuído como dificultador do crescimento do comércio

varejista no período (IPEA, 2016). No mês de outubro de 2016, o volume de vendas no varejo restrito apresentou a 19^o variação negativa em 20 meses, enquanto que o volume de vendas no varejo ampliado apresentava a 29^o variação negativa na sequência (IPEA, 2016). Esses resultados eram devidos às condições desfavoráveis dos mercados de trabalho (alta taxa de desemprego e redução dos rendimentos reais) e de crédito (BCB, 2016).

No entanto, neste período, verificou-se uma diminuição do grau de endividamento das famílias e uma tendência de recuperação do otimismo dos consumidores, o que contribuiu para gerar efeitos positivos sobre o consumo das famílias no médio prazo (BCB, 2016). A inflação medida pelo IPCA no trimestre encerrado em novembro ficou abaixo das projeções feitas pelo Copom na elaboração do relatório de inflação de setembro (BCB, 2016). Além disso, a partir de outubro de 2016, o Banco Central iniciou um processo de redução da taxa básica de juros (Selic), de forma a diminuir o custo do crédito e, então, estimular o consumo. Outro fato ocorrido neste período e que pode ter contribuído para alterações nas expectativas em relação à economia brasileira e internacional, e, conseqüentemente, ter impactado sobre o desempenho do comércio, devido à incerteza quanto ao futuro do país, foi destituição, no final do mês de agosto, do cargo de presidente da república do Brasil, por meio de um processo de *impeachment*, da ex-presidente Dilma Rousseff, cargo que era ocupado por ela desde 2011.

Portanto, de acordo com as Tabelas 5 e 6, observa-se que os resultados dos testes de raiz unitária para os processos com quebra estrutural, propostos por Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), indicam que, em nível, as séries $\ln VA$, $\ln VR$, $\ln MSAD.d$, $\ln CCPF$, $\ln ICC$, $\ln FMEndiv$ e $\ln FCAtroso$ são não estacionárias, mas estas se tornam estacionárias, em torno da quebra estrutural, em primeira diferença, a um nível de significância estatística de 1%. Portanto, os resultados dos testes de raiz unitária em processos com quebra estrutural confirmaram, para estas variáveis, os resultados obtidos através dos testes de raiz unitária tradicionais. Já em relação às séries $TJSelic$ e $TJCP$, os testes com quebra estrutural constataram que estas séries são estacionárias em níveis, o que não havia sido concluído através dos testes tradicionais, pois apresentaram resultados contraditórios.

Dando continuidade na análise econométrica de séries temporais, deve-se testar a existência de cointegração entre as séries, ou seja, verifica-se se as variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Na análise de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), esses autores assumem que, se todos os processos são não estacionários, mas guardam uma ou mais relações de longo prazo, então há cointegração entre as variáveis. Conforme Engle e Granger (1987) os componentes do vetor X_t são ditos cointegrados de ordem (d, b) , se todos os componentes de X_t são $I(d)$ e se existir um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que

$z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b), b > 0$. Logo, os autores pressupõem que as séries devem apresentar a mesma ordem de integração para que possa existir cointegração entre as variáveis.

Neste estudo, no entanto, as variáveis taxas de juros (selic e das operações de crédito) são estacionárias em nível, $I(0)$, enquanto as demais variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$. Bueno (2008) trata essa pressuposição como sendo muito restritiva. Para Lütkepohl e Krätzig (2004) ocasionalmente é conveniente considerar sistemas com variáveis $I(1)$ e $I(0)$. Para estes autores, o conceito de cointegração é estendido e, então, qualquer combinação linear estacionária, $I(0)$, passa a ser chamada de relação de cointegração, embora essa definição não esteja de acordo com a definição original de cointegração, pois uma combinação linear de variáveis estacionárias também pode resultar na chamada relação de cointegração (LÜTKEPOHL E KRÄTZIG, 2004). Campbell e Perron (1991) apresentam uma definição mais abrangente para o conceito de cointegração de Engle e Granger (1987). Para estes autores os elementos do vetor X_t são ditos cointegrados de ordem (d, b) , se existe pelo menos um vetor $\beta (\neq 0)$ tal que $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$. Esta definição permite testar hipóteses econômicas que não são abrangidas pela definição de Engle e Granger.

Para Bueno (2008, p. 207), “em um modelo em que o número de variáveis endógenas é maior que 2, nem todas as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração para existir cointegração”. Para que possa existir cointegração, Bueno (2008) coloca que é necessário que se tenha pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis. Portanto, seguindo as formulações apresentadas por Campbell e Perron (1991) e Bueno (2008), foram testadas a existência de cointegração entre as séries estacionárias, $I(0)$, e as séries integradas de primeira ordem, $I(1)$, deste estudo.

Na próxima seção são verificadas a existência de cointegrações entre as variáveis nos diferentes modelos apresentados na seção 4.5.4. Confirmada a presença de cointegração entre estas variáveis, ou seja, comprovada a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, um modelo VECM é estimado; caso contrário, estima-se um modelo VAR.

5.4 RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Uma vez que a finalidade deste estudo é verificar a relação entre as vendas no varejo e determinadas variáveis da conjuntura econômica brasileira, deve-se ter cuidado com problema de regressão espúria. A regressão espúria indica a existência de relação entre as variáveis, quando, na verdade, está relação não existe. Isso ocorre, pois a regressão com séries não estacionárias apresenta, de modo geral, resultado viesado e inconsistente. No entanto, na

regressão de cointegração, apesar de as séries serem não estacionárias, uma ou mais dinâmicas em comum (relações de equilíbrio) entre as variáveis são encontradas no longo prazo. Neste caso, um modelo VAR pode ser especificado por um modelo mais completo através do acréscimo do erro de equilíbrio. Então, o modelo passa a ser denominado de Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Conforme Bueno (2008), não incluir os resíduos de cointegração implica em erro de omissão de variáveis explicativas.

Nesta seção são apresentados os resultados encontrados a partir dos testes de cointegração. Foram realizados testes de cointegração utilizando os procedimentos de elaborados por Johansen e por Saikkonen e Lütkepohl. Foi considerada a menor defasagem evidenciada pelos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ), apresentados pelos *softwares*³⁸ JMulTi e Gretl, sendo a defasagem máxima admitida de seis *lags*. No entanto, a escolha pela menor defasagem, para a estimação do modelo VECM, é limitada a não ocorrência de correlação serial nos resíduos, ou seja, um número maior de defasagem pode ser escolhido até que não sejam mais encontradas autocorrelações residuais.

Portanto, de modo a identificar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis da economia brasileira e as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito do Brasil, foram aplicados os testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl. Dado que a metodologia de Johansen permite que o modelo VEC seja estimado simultaneamente aos vetores de cointegração, as três possibilidades de representação do modelo, apresentados na seção 4.5.2, foram testadas em cada um dos quatro modelos. Além destes casos, foi testada a possibilidade de ausência de constante, tanto dentro quanto fora do vetor de cointegração (no longo prazo e no curto prazo, respectivamente). Para este caso, foram aplicados os testes do traço e do máximo autovalor de Johansen. Os resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl são apresentados na Tabela 7.

Identificando-se mais de um vetor de cointegração não significa que todos esses vetores precisam ser, necessariamente, estimados, pois somente uma relação de longo prazo pode ser interessante, que neste trabalho é a relação das vendas no varejo e variáveis da conjuntura econômica brasileira. Conforme apresentado na subseção 4.5.2.2, como a metodologia de Johansen é multivariada e todas as variáveis são tratadas como endógenas, a escolha do vetor de cointegração (da relação de longo prazo a ser estimada) ocorre pela

³⁸ Estes *softwares* possuem recursos que permitem a inclusão de quebras estruturais. O *software* Gretl permite a inclusão de *dummies* de quebra como variáveis exógenas para os testes de cointegração e para estimação de modelos VAR e VECM. O *software* JMulTi permite, para o teste de cointegração de Johansen, a indicação direta de até duas datas de quebras, sendo que estas podem ocorrer na constante ou na constante e tendência. Para o teste de Saikkonen e Lütkepohl, *dummies* de mudança podem ser incluídos, sem ter os valores críticos alterados.

normalização dos processos. Para tanto, seleciona-se como primeira variável aquela que é a variável de interesse do estudo e, na sequência, são selecionadas as demais variáveis. A seleção das variáveis segue a ordem apresentada em cada um dos quatro modelos abaixo.

Modelo (1): $\ln VA_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJSelic_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (2): $\ln VA_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJCP_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (3): $\ln VR_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJSelic_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Modelo (4): $\ln VR_t = f(\ln MSAD_t, \ln CCPF_t, TJCP_t, \ln ICC_t, \ln FC Atraso_t, \ln FMEndiv_t)$

Tabela 7 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl.

Modelo	Teste do traço Johansen						S&L						Teste do traço e máx. autovalor		
	C1		C2		C3		C1		C2		C3		lag	r_{tr}	r_{max}
	lag	r_{tr}	lag	r_{tr}	lag	r_{tr}	lag	$r_{S\&L}$	lag	$r_{S\&L}$	lag	$r_{S\&L}$	lag	r_{tr}	r_{max}
(1)	1	4	1	4	1	3	1	3	1	3	1	3	1	6	2
(2)	1	4	1	4	1	3	1	3	1	3	1	2	1	6	1
(3)	1	4	1	4	1	3	1	4	1	5	1	3	1	6	2
(4)	1	4	1	4	1	3	1	3	1	3	1	2	1	6	2

Fonte: Elaborada pela autora

Notas: 1. C1 = caso 1³⁹; C2 = caso 2⁴⁰; C3 = caso 3⁴¹. 2. *lag* indica o menor número de defasagens apresentado pelos critérios de informação (AIC, BIC, HQ), sendo admitidas até 6 defasagens. 3. r_{tr} e $r_{S\&L}$ apresentam o número de vetores de cointegração definidos a partir dos testes do traço de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl, respectivamente, a um nível de significância de 5%, realizados com o auxílio do *software* JMulTi. 4. Os testes r_{tr} e r_{max} apresentam o número de vetores de cointegração definidos através dos testes do traço e de máximo autovalor, respectivamente, a um nível de significância de 5%, realizados com o auxílio do *software* Gretl (caso: sem constante). 5. Os valores críticos para os testes de Johansen estão de acordo com Doornik (1998). 6. Os valores críticos para o teste Saikkonen e Lütkepohl estão de acordo com Trenkler (2004).

A partir da análise dos resultados em todos os testes de cointegração realizados, para cada um dos quatro modelos, é possível constatar a existência de pelo menos um vetor de cointegração a um nível de significância estatística de 5%. O teste de máximo autovalor foi, entre os testes utilizados, o que apresentou menor número de vetores de cointegração. Com um *lag* de defasagem, foram encontrados de um até seis vetores de cointegração, sendo que a maior parte dos resultados apontou para a existência de 3 e 4 vetores.

Logo, com base nestes resultados, pode-se admitir a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o conjunto de variáveis de cada um dos quatro modelos

³⁹ Caso 1: Constante restrita e sem tendência linear (com intercepto no termo de EC e sem intercepto no VAR).

⁴⁰ Caso 2: Constante e tendência linear (com intercepto e tendência no termo de EC e sem tendência no VAR).

⁴¹ Caso 3: Tendência ortogonal com as relações de cointegração (com intercepto no termo de EC e no VAR).

testados, ou seja, estas variáveis em conjunto possuem uma combinação linear estacionária. Na próxima seção são apresentados os resultados dos parâmetros estimados para cada um dos quatro modelos VECM.

5.5 RESULTADOS DOS MODELOS VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

Conforme Bueno (2008), não considerar o erro de equilíbrio de longo prazo quando as variáveis do modelo são cointegradas, pode resultar em um modelo VAR em primeira diferença mal especificado, pois este modelo omite o termo defasado, Πy_{t-1} , como variável explicativa. Desse modo, após a constatação da existência de pelo menos um vetor de cointegração em cada modelo, estimou-se um modelo VECM para cada um dos quatro modelos propostos. Entretanto, ainda que as variáveis estejam em equilíbrio de longo prazo, é possível que a trajetória das vendas no varejo brasileiro se afastem, temporariamente, do seu equilíbrio. Então, um mecanismo de ajustamento conduz a variável de vendas no varejo para o equilíbrio, de modo que a trajetória de longo prazo entre as variáveis seja restabelecida (WOOLDRIDGE, 2010).

A estimação destes modelos teve por objetivo analisar a intensidade e a direção do relacionamento, no longo prazo e no curto prazo, entre às vendas no varejo ampliado e no varejo restrito brasileiro e as variáveis da conjuntura econômica, definidas como massa salarial disponível, crédito concedido à pessoa física, taxas de juros (selic e das operações de crédito), índice de confiança do consumidor, endividamento das famílias e em relação às famílias que possuem contas em atraso. Duas taxas de juros foram utilizadas com a finalidade de verificar se estas taxas impactam de diferentes maneiras (intensidade e direção) em relação às vendas no comércio varejista ampliado e restrito do Brasil.

Na Tabela 8 são apresentados os resultados encontrados para cada um dos quatro modelos VECM estimados. Admitindo-se no máximo 6 *lags* defasagens, o menor número de defasagem escolhido foi o indicado pelos critérios de informação AIC, BIC e HQ. Sendo assim, a ordem de defasagens determinada por estes critérios de informação, para ser incluída no modelo VAR, foi de uma defasagem. Em virtude da ordem de defasagem do modelo VECM correspondente ser sempre um a menos que a ordem indicada ao modelo VAR, os quatro modelos VECM, cujos resultados constam na Tabela 8, foram estimados com duas defasagens.

Tabela 8 – Resultados dos modelos VECM estimados.

Modelos	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	e. p.	Coef.	e. p.	Coef.	e. p.	Coef.	e. p.
Longo Prazo								
lnMSAD.d _{t-1}	0,8384	0,1172 ***	0,8866	0,0697 ***	0,9134	0,0497 ***	0,8320	0,0731 ***
lnCCPF _{t-1}	0,4260	0,1489 ***	0,3194	0,0905 ***	0,1555	0,0633 ***	0,1629	0,0946 *
TJSelic _{t-1}	-0,2511	0,0455 ***			0,0834	0,0195 ***		
TJCP _{t-1}			-0,1487	0,0260 ***			0,1219	0,0275 **
lnICC _{t-1}	-0,0964	0,1028	-0,0287	0,0624	0,2019	0,0447 ***	0,3164	0,0670 ***
lnFCAtraso _{t-1}	-0,7594	0,1839 ***	-0,4599	0,1071 ***	-0,3300	0,0771 ***	-0,4539	0,1108 ***
lnFMEndiv _{t-1}	0,5589	0,1920 ***	0,3385	0,1111 ***	0,0504	0,0806	0,0719	0,1150
Curto Prazo								
ΔlnVA _{t-1}	-0,3839	0,1102 ***	-0,3767	0,1149 ***				
ΔlnVR _{t-1}					-0,1677	0,0914 *	-0,2031	0,0938 **
ΔlnMSAD.d _{t-1}	0,3136	0,2716	0,3553	0,2716	-0,1109	0,1154	-0,0776	0,1142
ΔlnCCPF _{t-1}	0,0278	0,0367	0,0219	0,0373	0,0058	0,0138	0,0052	0,0139
ΔTJSelic _{t-1}	-0,0092	0,0083			-0,0055	0,0029 *		
ΔTJCP _{t-1}			-0,0087	0,0081			-0,0061	0,0029 **
ΔlnICC _{t-1}	0,0723	0,0604	0,0777	0,0607	-0,0426	0,0237 *	-0,0465	0,0240 *
ΔlnFCAtraso _{t-1}	-0,1339	0,0489 ***	-0,1312	0,0492 ***	0,0044	0,0196	0,0081	0,0199
ΔlnFMEndiv _{t-1}	0,0335	0,0477	0,0306	0,0480	-0,0126	0,0184	-0,0123	0,0185
EC _{t-1}	0,0541	0,0301 *	0,0663	0,0494	-0,1396	0,0224 ***	-0,0957	0,0156 ***
Ljung-Box		0,931		0,940		0,984		0,907
Teste ARCH		0,095		0,092		0,881		0,849
Jarque-Bera		0,000		0,000		0,020		0,002

Fonte: Elaborada pela autora.

Notas: 1. lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnVR = log natural das vendas no varejo restrito; lnMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; lnCCPF = log natural da concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros selic; TJCP = taxa de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor, lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCAtraso = log natural das famílias com contas em atraso; EC = termo de correção de erro; Coef. = parâmetro estimado; e.p. = erro padrão. 2. Δ indica a primeira diferença da variável que o sucede; 3. ***, **, * indicam rejeição a 1%, 5% e 10%, respectivamente. 4. Os testes de Ljung-Box, ARCH e Jarque-Bera verificam os pressupostos de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos, respectivamente.

Considerando os modelos (1) e (2), com relação às vendas no varejo ampliado, apenas a variável lnICC não foi estatisticamente significativa em ambos modelos de longo prazo, além de ter apresentado sinal oposto ao esperado. As demais variáveis foram estatisticamente significativas a um nível de significância de 1%, exibindo os mesmos sinais quando os dois modelos são comparados, porém, com intensidades diferentes em cada modelo. A variável lnMSAD.d demonstrou comportamento semelhante nos modelos de longo prazo, com valores

dos coeficientes próximos entre si e com mesmo sinal. Verificou-se que o aumento de 1% em $\ln\text{MSAD}$.d resulta em aumentos aproximados de, em média, 0,84% e 0,89% nas vendas no varejo ampliado ($\ln\text{VA}$), dos modelos (1) e (2), respectivamente.

Com relação à estimação do modelo (1) no longo prazo, tem-se que aumentos de 1% nas variáveis $\ln\text{CCPF}$ e $\ln\text{FMEndiv}$ resultaram, no longo prazo, em aumentos aproximados de, em média, 0,43% e 0,56%, respectivamente, de $\ln\text{VA}$. Enquanto que os crescimentos de um ponto percentual na TJSelic e de 1% em $\ln\text{FCAtraso}$ resultaram, em média, em uma variação percentual negativa de 25,11% e em queda aproximada de 0,76%, respectivamente, das vendas no varejo ampliado. Com relação à determinação do modelo (2) no longo prazo, os coeficientes estimados apresentaram os mesmos sinais em relação ao modelo (1), no entanto, com valores diferentes e, na maior parte deles, menores que os do modelo (1). Observa-se que aumentos de 1% nas variáveis $\ln\text{CCPF}$ e $\ln\text{FMEndiv}$ resultaram, no longo prazo, em aumentos aproximados de, em média, 0,32% e 0,34%, respectivamente, de $\ln\text{VA}$. Enquanto que o crescimento de um ponto percentual na TJCP e de 1% em $\ln\text{FCAtraso}$ resultam, respectivamente, em uma variação percentual negativa de 14,87% e uma queda aproximada de 0,46%, de $\ln\text{VA}$. A diferença entre os valores dos coeficientes no longo prazo deve-se a troca das variáveis das taxas de juros, sendo que no modelo (1) foi utilizada a taxa básica de juros da economia e no modelo (2), a taxa de juros das operações de crédito ao consumidor.

Ao estimar os modelos (1) e (2) no curto prazo, apenas as variáveis que indicam o volume de vendas no varejo ampliado e as famílias com contas em atraso, no período $t - 1$, apresentaram impactos estatisticamente significativos e negativos sobre a variação das vendas no período t . Logo, no curto prazo, aumentos de 1 ponto percentual em $\Delta\ln\text{VA}_{t-1}$ e em $\Delta\ln\text{FCAtraso}_{t-1}$ provocam quedas de, aproximadamente, 0,38 e 0,13 pontos percentuais sobre as vendas varejo ampliado em ambos os modelos (1) e (2), respectivamente. Os mecanismos de correção de erros, EC_{t-1} , não apresentaram impactos estatisticamente significativos, a um nível de 5%, sobre $\Delta\ln\text{VA}$, no curto prazo. Este resultado indica a não existência de ajustamentos da trajetória de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, uma vez que as variáveis do período anterior não precisam ser corrigidas no período atual. Ou seja, choques de curto prazo nas variáveis não afetam a dinâmica entre elas no longo prazo.

Considerando às vendas no varejo restrito (VR), analisadas através dos modelos (3) e (4), apenas a variável $\ln\text{FMEndiv}$ não foi estatisticamente significativa em ambos modelos de longo prazo, além de ter apresentado sinal oposto ao esperado. A variável $\ln\text{CCPF}$ não apresentou significância estatística a um nível de 5% no modelo (4). As demais variáveis

foram estatisticamente significativas a um nível de significância de, pelo menos, 5%, exibindo os mesmos sinais nos dois modelos, porém, com intensidades diferentes em cada um.

Ao contrário do que se esperava, as taxas de juros, no longo prazo, apresentaram coeficientes positivos e significativos nos modelos (3) e (4). De modo que aumentos de um ponto percentual em TJSelic e TJCP resultam, em média, em uma variação percentual positiva de 8,34% e 12,19%, respectivamente, das vendas no varejo restrito. Este resultado é oposto ao esperado, visto que o aumento da taxa de juros tende a provocar o aumento no custo do produto e da contratação de empréstimos, causando, conseqüentemente, uma queda na demanda por produtos do varejo, ou seja, uma contração do volume de vendas no varejo restrito.

Com relação à estimação do modelo (3) no longo prazo, tem-se que aumentos de 1% nas variáveis $\ln MSAD.d$, $\ln CCPF$ e $\ln ICC$ resultaram em aumentos aproximados de, em média, 0,91%, 0,16% e 0,20%, respectivamente, sobre as vendas no varejo restrito ($\ln VR$). Enquanto que o crescimento de 1% em $\ln FCAtroso$ resultou, em média, uma queda aproximada de 0,33%, respectivamente, das vendas no varejo restrito.

Com relação à determinação do modelo (4) no longo prazo, os coeficientes estimados apresentaram os mesmos sinais quando comparados com as variáveis do modelo (3), sendo que os valores destes coeficientes foram, na maior parte dos resultados, maiores que aqueles. Observa-se que aumentos de 1% nas variáveis $\ln MSAD.d$, $\ln CCPF$ e $\ln ICC$ resultaram, no longo prazo, em aumentos aproximados de, em média, 0,83%, 0,16% e 0,32%, respectivamente, de $\ln VR$. Enquanto que o crescimento de 1% em $\ln FCAtroso$ resultou em uma queda aproximada de 0,45% nas vendas no varejo restrito.

Do mesmo modo que ocorreu entre os modelos (1) e (2), com base na comparação entre as variáveis dos modelos (3) e (4), verifica-se que estas também apresentaram diferentes valores para os coeficientes no longo prazo. Desta vez, no entanto, os coeficientes do modelo (4) que utiliza a taxa de juros das operações de crédito ao consumidor foram, na grande maioria, maiores em relação a taxas básica de juros da economia. Pode-se constatar a partir disso, que a TJSelic tem maior impacto sobre as vendas no varejo ampliado, em relação à TJCP, enquanto que, ao considerar as vendas no varejo restrito, a TJCP apresenta maior influência que TJSelic, apesar de apresentarem sinais opostos ao esperado.

Na dinâmica de curto prazo das vendas no varejo restrito considerando os modelos (3) e (4), o mecanismo de correção de erros, EC_{t-1} , apresentou coeficiente estatisticamente significativo e negativo em cada um destes dois modelos. Este coeficiente indica o quanto o

afastamento da trajetória de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis no período anterior é corrigido no período atual. A significância estatística do coeficiente de correção de erro indica que, mesmo estando em equilíbrio de longo prazo, a trajetória das vendas no varejo restrito se afasta, momentaneamente, do seu equilíbrio no curto prazo. Dessa forma, em relação aos modelos (3) e (4), pode-se observar que os afastamentos do equilíbrio ocorridos no curto prazo no período anterior são corrigidos, no período atual, para baixo em 14% e 9,6%, respectivamente, indicando um ajustamento lento em direção ao equilíbrio. A taxa de juros das operações de crédito também mostrou-se significativa no modelo (4), mas seu coeficiente é muito pequeno.

Testes de diagnósticos foram realizados sobre os resíduos de cada modelo estimados com objetivo de verificar se estes modelos foram especificados corretamente, ou seja, com a finalidade de examinar a consistência dos parâmetros e a robustez dos resultados e não incorrer em algum problema de viés e má-especificação. Os pressupostos de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos foram avaliados, respectivamente, a partir dos testes de Ljung-Box, ARCH e Jarque-Bera. Os resultados de cada teste, em relação a cada modelo estimado, podem ser encontrados na Tabela 8. No Apêndice C podem ser encontrados os gráficos dos resíduos dos modelos

Para cada modelo estimado, não se pode rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos e de resíduos não serialmente correlacionados, tendo em vista que a estatística dos testes foram superior a um nível de significância de 5%. Pode-se concluir que os resíduos dos quatro modelos testados não apresentam problema de heterocedasticidade e autocorrelação. Logo, as hipóteses nula de homocedasticidade e ausência de autocorrelação não podem ser rejeitadas. Contudo, a hipótese nula de normalidade dos resíduos é rejeitada nos quatro modelos. Para amostras assintóticas, a partir do teorema do limite central, à medida que aumenta o tamanho da amostra, ela se aproxima da distribuição normal. Apesar de este resultado indicar a não existência de normalidade nos resíduos, não há impedimento para a interpretação e análise dos resultados, apenas deve-se ter cuidado.

A estabilidade dos quatro modelos também foi verificada a partir da análise dos módulos dos autovalores⁴² dos modelos estimados. Os modelos são ditos estáveis se as raízes inversas dos polinômios autorregressivos estiverem dentro do círculo unitário. Os Gráficos 10

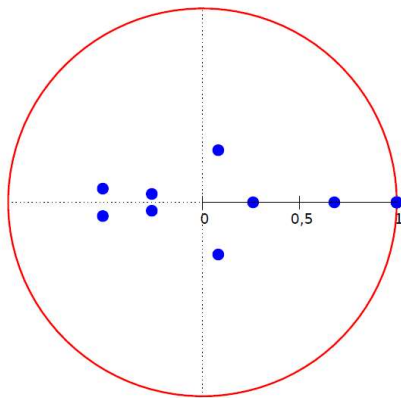
⁴² Conforme Bueno (2008), considerando um modelo geral com p defasagens, uma constante e g variáveis exógenas, tem-se que o modelo: $y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta y_{t-i} + g z_t + e_t$, é estacionário se os autovalores da polinomial $\sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$ estiverem dentro do círculo unitário.

e 11 apresentam o comportamento das raízes inversas para cada modelo, considerando as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito, respectivamente.

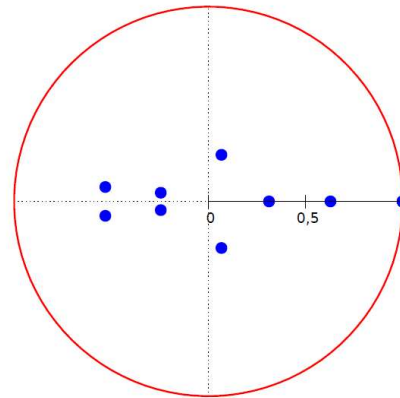
A partir da observação dos gráficos de cada um dos quatro modelos, pode-se verificar que as raízes inversas estão todas dentro do círculo unitário. Logo, os quatro modelos estimados apresentam parâmetros estáveis.

Gráfico 10 – Raízes inversas dos modelos (1) e (2) para as vendas no varejo ampliado.

Raízes da inversa do Modelo (1) em relação ao círculo unitário



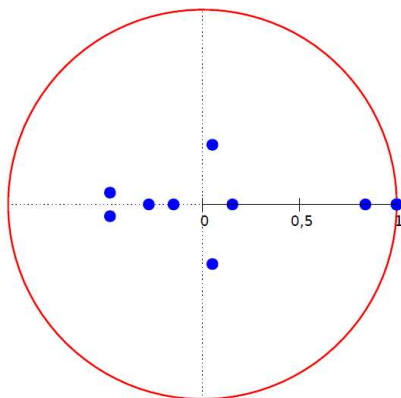
Raízes da inversa do Modelo (2) em relação ao círculo unitário



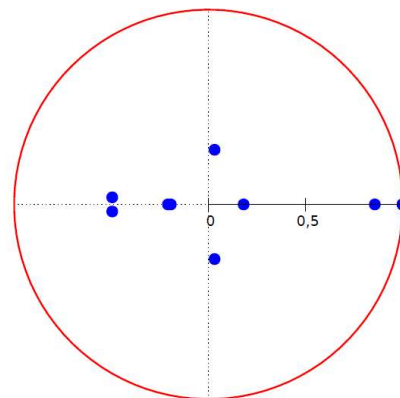
Fonte: Elaborados pela autora.

Gráfico 11 – Raízes inversas dos modelos (3) e (4) para as vendas no varejo restrito.

Raízes da inversa do Modelo (3) em relação ao círculo unitário



Raízes da inversa do Modelo (4) em relação ao círculo unitário



Fonte: Elaborados pela autora.

Outro fato a ser considerado é referente aos coeficientes das variáveis TJSelic e TJCP nos modelos (3) e (4). Apesar de serem estatisticamente significativos, estes coeficientes

apresentaram sinais positivos, quando se esperava que fossem negativos. Estes resultados podem indicar a presença de quebras estruturais nos modelos. De modo a verificar a existência de quebras, um teste de estabilidade dos parâmetros foi aplicado sobre os resíduos modelos (3) e (4). Os resultados destes testes podem ser encontrados na Tabela 9 e no Apêndice D.

Tabela 9 – Teste CUSUM para a estabilidade dos parâmetros.

Modelo	Estatística de teste de Harvey-Collier	p-valor
res3	-1,0495	0,2968
res4	-0,8610	0,3915

Fonte: Elaborada pela autora.

Nota: res3 = resíduo do modelo (3); res4 = resíduo do modelo (4).

A hipótese nula do teste é não há alterações nos parâmetros dos modelos estimados, ou seja, a não existência de quebra estrutural. Dessa forma, ao realizar os testes CUSUM⁴³ e CUSUM-SQ⁴⁴ para estabilidade dos parâmetros dos resíduos destes modelos, não foram encontrados evidências de alterações que indicassem quebras falhas estruturais. Portanto, pode-se concluir pela não rejeição da hipótese nula.

Na próxima subseção são apresentados os resultados das funções impulso-resposta e da decomposição de variância. Estas análises permitem verificar as interações entre as séries macroeconômicas ao longo do tempo.

5.6 RESULTADOS DA FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA E DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

As funções impulso-resposta apresentam o efeito do choque de uma variável em relação às outras variáveis do modelo, já a decomposição de variância, por sua vez, evidencia a participação relativa dos choques aleatórios de cada série sobre as demais. Portanto, um choque em uma variável, além de afetar a própria variável, tem o efeito repassado para as outras variáveis do modelo.

As respostas aos impulsos são sensíveis à ordenação das variáveis, ou seja, diferentes disposições resultam em diferentes multiplicadores de impacto. Para tanto, a ordenação das

⁴³ CUSUM significa soma cumulativa dos resíduos recursivos.

⁴⁴ CUSUM-SQ corresponde à soma cumulativa do quadrado dos resíduos recursivos

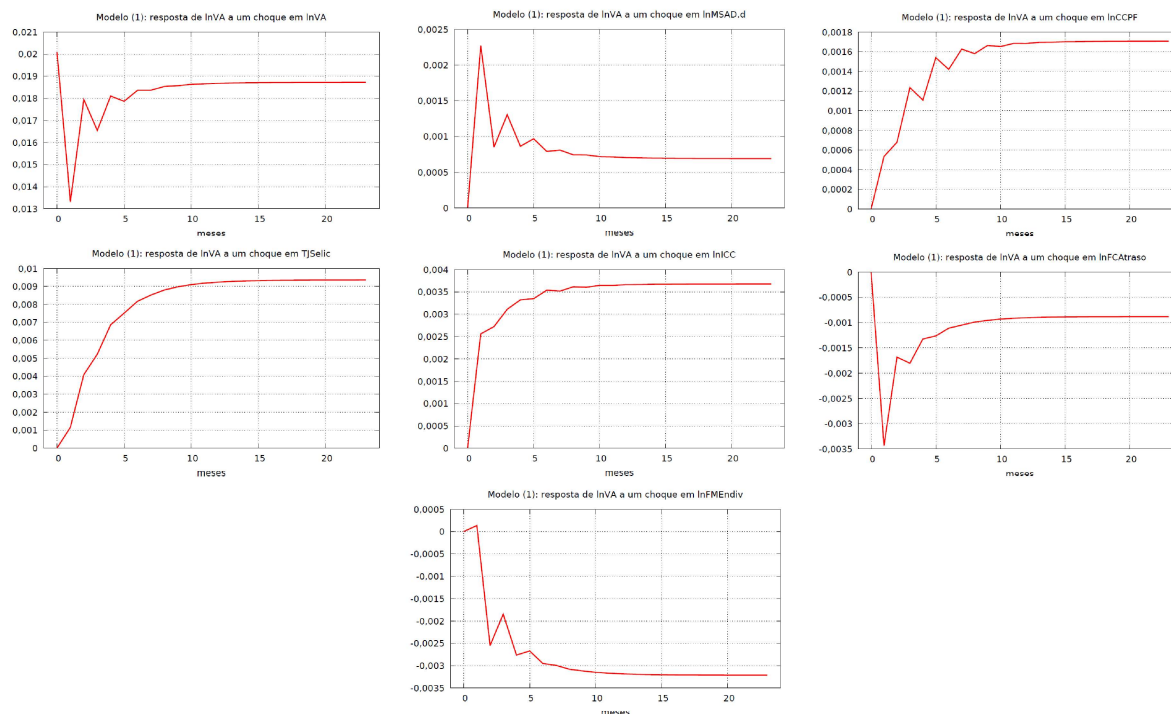
variáveis foi realizada a partir da maior significância das defasagens de cada variável em relação às variáveis de vendas no varejo ampliado e no varejo restrito. O procedimento que apresenta a significância das defasagens de determinada variável na equação de outra variável é conhecido como teste de causalidade de Granger (COTTRELL; LUCCHETTI, 2016). Conforme Bueno (2008), a partir deste teste é possível verificar se uma variável x é capaz de prever outra variável, y , e em que condições. Caso isso não aconteça, diz-se, então, que a variável x não-Granger-causa y . Portanto, a causalidade de Granger é um teste de precedência temporal de modo a examinar se uma variável contribui para a previsão de outra. O teste F convencional é utilizado nesse procedimento, no qual são considerados os valores correntes e passados de x_t sobre y_t (BUENO, 2008). No Apêndice E podem ser encontradas os resultados das significâncias de cada variável nos quatro modelos adotados neste estudo.

A partir dos resultados dos modelos VECM encontrados na seção anterior, as funções de resposta das variáveis representantes das vendas no varejo são geradas de modo a examinar o efeito de um impulso das demais variáveis sobre estas. Portanto, a função resposta ao impulso permite verificar o comportamento de uma variável quando há um choque na própria variável ou em outra variável. O período considerado para esta análise foi de 24 meses. Nos Gráficos 12 e 13 são apresentados os resultados das respostas das vendas no varejo ampliado brasileiro a partir de choques provocados pelas demais variáveis do modelo. Enquanto que os Gráficos 14 e 15 apresentam os resultados das respostas das vendas no varejo restrito do Brasil a partir de choques das variáveis macroeconômicas.

Podem-se observar comportamentos semelhantes entre as respostas das vendas no varejo ampliado brasileiro a partir de choques das demais variáveis dos modelos (1) e (2), quando estes são comparados. Considerando os choques das variáveis TJSelic, TJCP e lnICC, é possível perceber respostas positivas nas vendas no varejo ampliado, que apresentaram um crescimento até quinto período, aproximadamente, e após mantiveram-se constantes e positivas. Eram esperadas respostas negativas nas vendas a partir dos choques das taxas de juros, dado que aumentos nas taxas de juros provocam aumento nos custos dos produtos e da contratação de empréstimos, por exemplo. No entanto, o resultado não atendeu o esperado.

Ao considerar a ocorrência de choques na própria variável de vendas e no número de famílias com contas atrasadas, verifica-se um primeiro impacto negativo mais intenso e, até o quinto período, ocorrem oscilações nas relações dessas variáveis e as vendas no varejo ampliado. Já em relação ao número de famílias muito endividadas, tem-se uma resposta positiva no primeiro período, seguida de uma queda brusca no segundo e terceiro mês. Apesar de uma breve recuperação, manteve-se uma resposta negativa nas vendas, desde então.

Gráfico 12 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (1) do varejo ampliado.



Fonte: Elaborada pela autora.

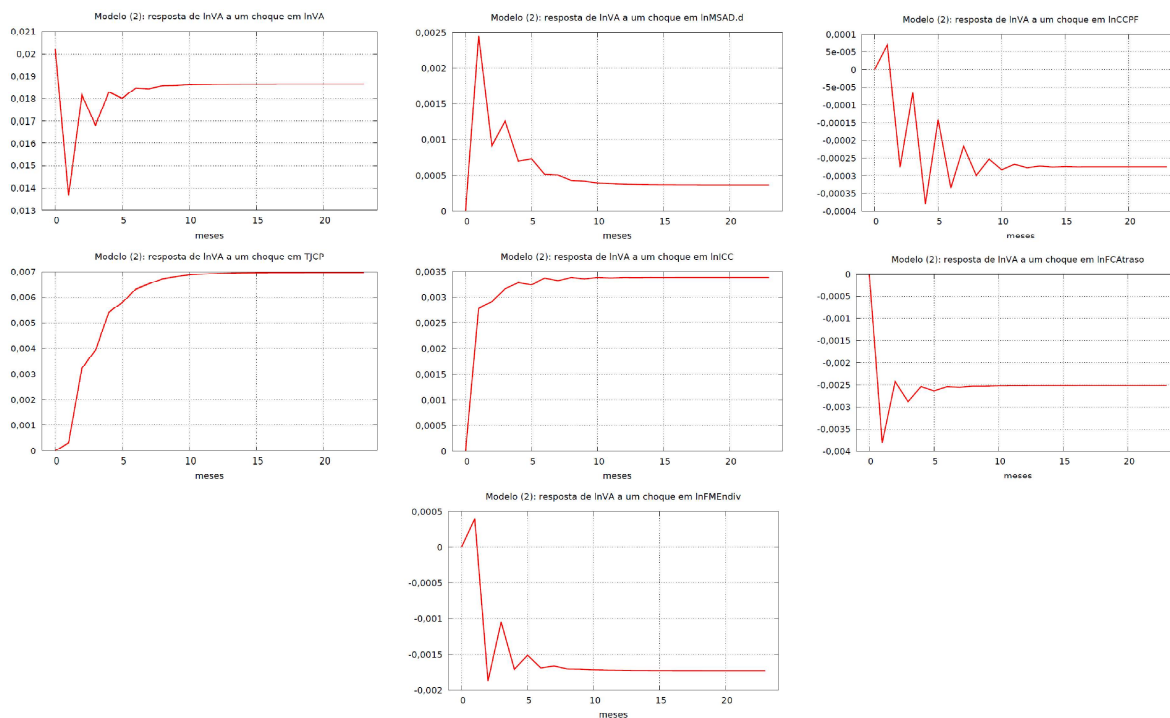
Nota: lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; lnCCPF = log natural da concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros selic; TJCP = taxa de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor, lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCAtraso = log natural das famílias com contas em atraso.

Quando se analisa um choque da massa salarial ampliada disponível nas vendas no varejo ampliado, observa-se uma resposta positiva nos dois primeiros períodos, seguida por oscilações, mas não com a mesma intensidade, e, após o quinto período, a relação mantém-se constante e positiva. A resposta das vendas no modelo (1), quando a TJSelic é considerada, é positivamente maior em relação à resposta do modelo (2), quando se considera TJCP.

A exceção às respostas semelhantes, quando os modelos (1) e (2) são comparados, ocorre com o impulso da variável concessão de crédito à pessoa física. A resposta das vendas no varejo ampliado, no modelo (2), quando há um impulso de lnCCPF é inesperada e divergente em relação ao modelo (1), que apresentou resposta positiva. A resposta das vendas no modelo (2) foi positiva no primeiro mês e oscilou entre crescimentos positivos e negativos até o décimo período, com diminuição progressiva da intensidade. A partir do décimo mês, a relação entre as vendas e o crédito manteve-se estável e negativa. Tendo em vista que os efeitos dos choques das variáveis macroeconômicas dos modelos (1) e (2) não desapareceram

ao longo do tempo, pode-se afirmar que estes choques provocaram efeitos permanentes nas vendas no varejo ampliado.

Gráfico 13 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (2) do varejo ampliado.



Fonte: Elaborada pela autora.

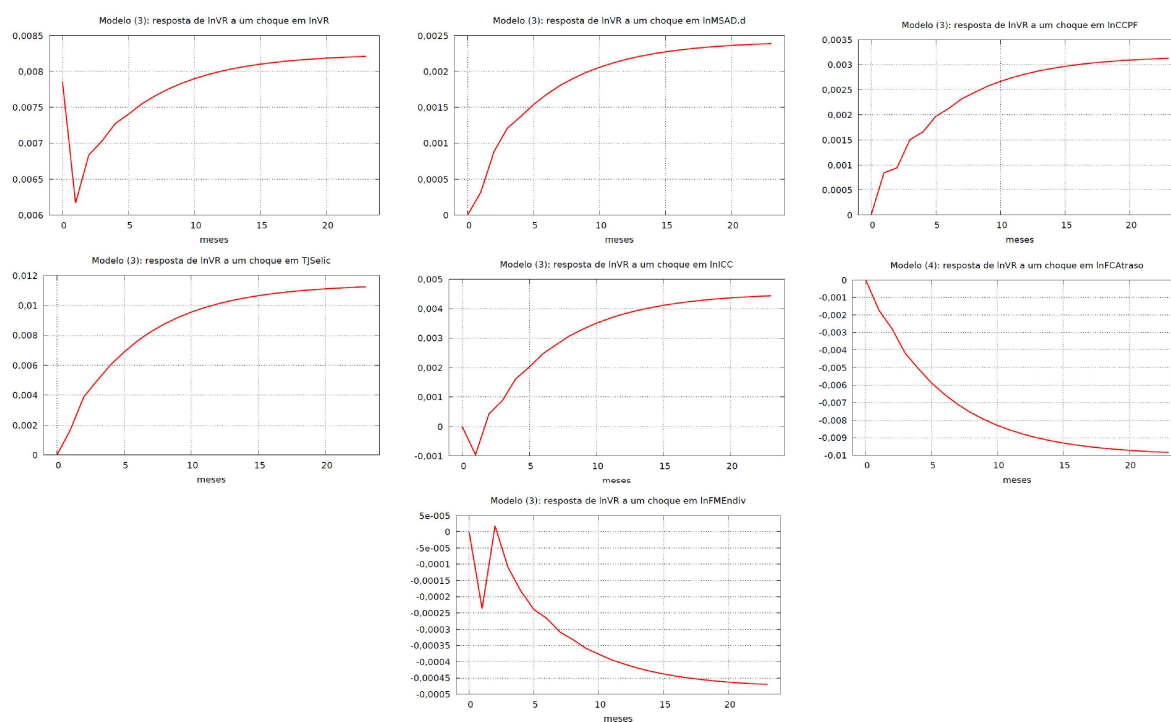
Nota: lnVA = log natural das vendas no varejo ampliado; lnMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; lnCCPF = log natural da concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros selic; TJCP = taxa de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; lnICC = log natural do índice de confiança do consumidor, lnFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; lnFCatraso = log natural das famílias com contas em atraso.

Assim como ocorreu com os modelos (1) e (2), também são observados comportamentos semelhantes entre as respostas das vendas no varejo restrito brasileiro aos choques das demais variáveis, quando os modelos (3) e (4) são comparados. Os Gráficos 14 e 15 apresentam os resultados das respostas das vendas no varejo restrito a partir de um impulso das demais variáveis econômicas.

Considerando os choques das variáveis TJSelic, TJCP, lnCCPF e lnICC, é possível perceber uma resposta positiva das vendas no varejo restrito, com exceção da variável lnICC ter sido antecedida por uma queda no primeiro mês após o choque. Também eram esperadas respostas negativas nas vendas no varejo restrito aos choques das taxas de juros, devido ao aumento nos custos dos produtos e da contratação de empréstimos, por exemplo, provocadas pelo aumento destes. Contrariando o que era esperado.

Ao considerar a ocorrência de choques na própria variável de vendas, encontraram-se respostas negativas no primeiro período e que foram seguidas por períodos com resposta positiva. Já em relação ao número de famílias contas em atraso e muito endividadas, tem-se uma resposta negativa das vendas no varejo restrito, com exceção da variável $\ln\text{FMEndiv}$ que foi antecedida por uma resposta negativa no primeiro período e uma resposta positiva no segundo período.

Gráfico 14 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (3) do varejo restrito.



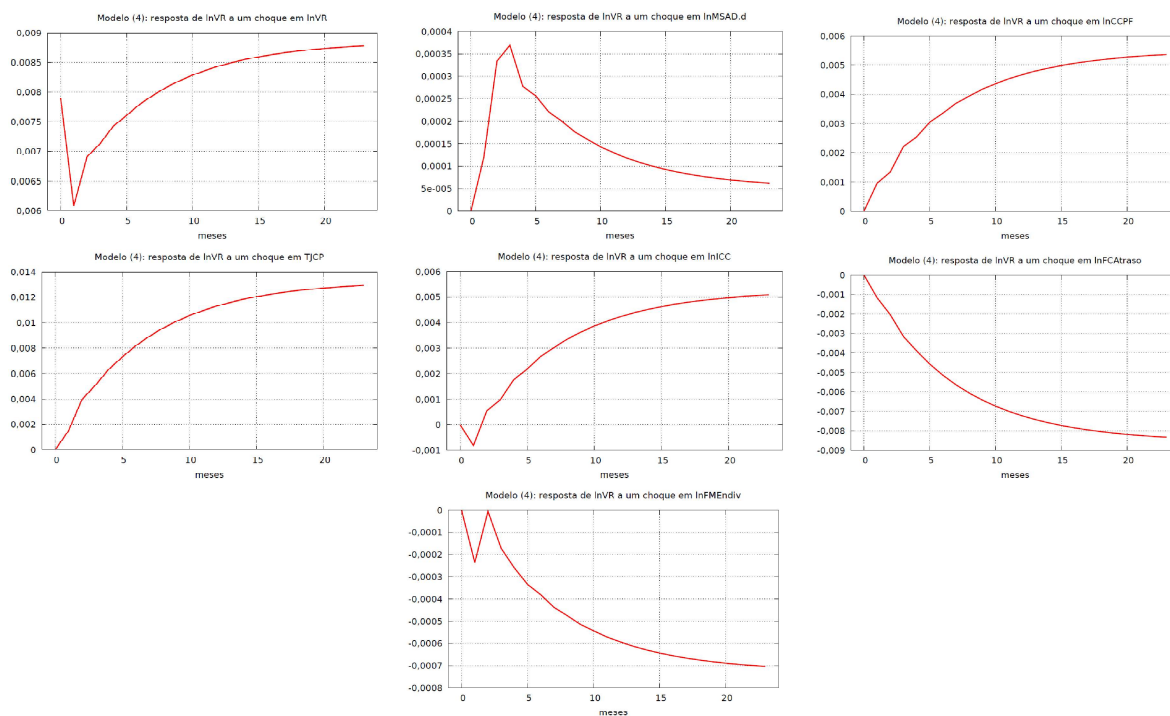
Fonte: Elaborada pela autora.

Nota: $\ln\text{VR}$ = log natural das vendas no varejo restrito; $\ln\text{MSAD.d}$ = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; $\ln\text{CCPF}$ = log natural da concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros selic; TJCP = taxa de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; $\ln\text{ICC}$ = log natural do índice de confiança do consumidor, $\ln\text{FMEndiv}$ = log natural das famílias muito endividadas; $\ln\text{FCAtraso}$ = log natural das famílias com contas em atraso.

Ao observar a resposta das vendas no varejo restrito quando há a ocorrência de choques em $\ln\text{MSAD.d}$, encontra-se um comportamento não esperado dessa variável no modelo (4) e divergente em relação ao modelo (3), que apresentou resposta positiva. A resposta das vendas no modelo (4) foi positiva até o quarto mês, quando, a partir de então, apresentou respostas negativas ao choque da $\ln\text{MSAD.d}$. A resposta das vendas no modelo (1), quando a TJSelic é considerada, é positivamente maior em relação à resposta do modelo (2), quando se considera TJCP . Do mesmo modo ao ocorrido com os modelos (1) e (2), os

efeitos dos choques das variáveis econômicas não desapareceram ao longo do tempo, pode-se, portanto, afirmar que estes choques provocaram efeitos permanentes no varejo restrito.

Gráfico 15 – Resultados das funções impulso-resposta do Modelo (4) do varejo restrito.



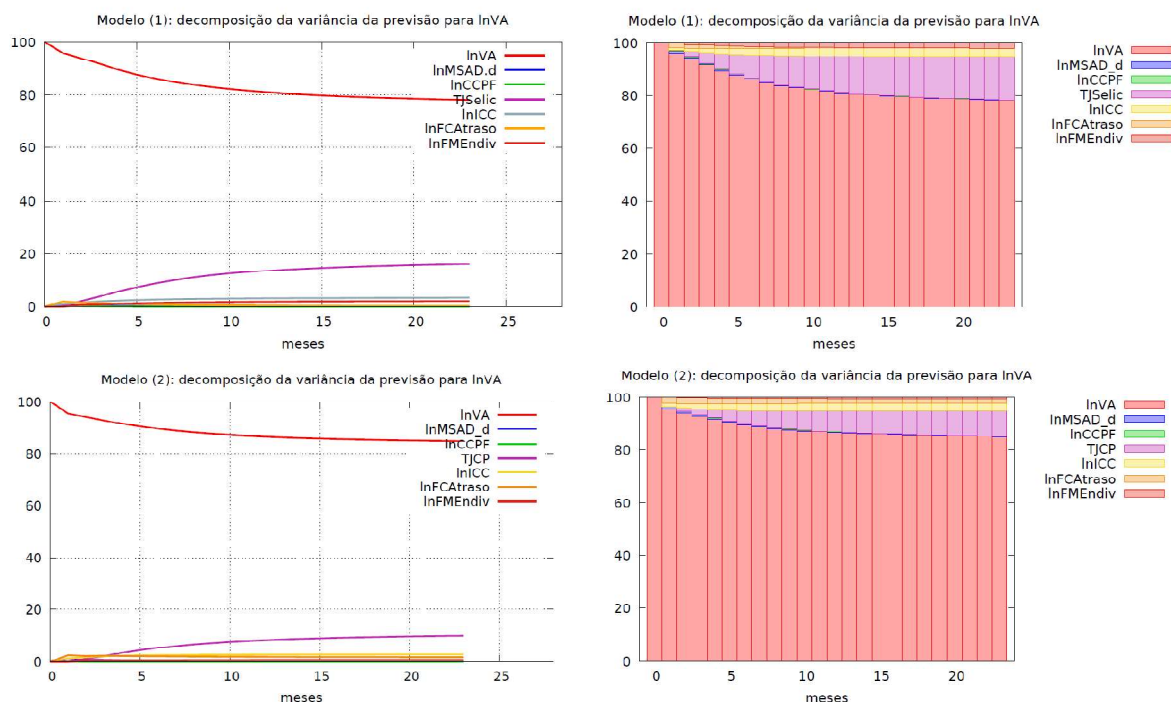
Fonte: Elaborada pela autora.

Nota: $\ln VR$ = log natural das vendas no varejo restrito; $\ln MSAD.d$ = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; $\ln CCPF$ = log natural da concessão de crédito à pessoa física; $TJ Selic$ = taxa de juros selic; $TJCP$ = taxa de juros das operações de crédito – crédito pessoal total; $\ln ICC$ = log natural do índice de confiança do consumidor, $\ln FMEndiv$ = log natural das famílias muito endividadas; $\ln FCAtroso$ = log natural das famílias com contas em atraso.

A decomposição da variância dos erros de previsão apresenta comportamento dinâmico de cada variável do sistema econômico a partir do impulso de determinada variável, ao longo do tempo. Portanto, é possível separar a variância dos erros de previsão para cada variável, em termos percentuais, indicando o efeito que um choque não antecipado sobre uma variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema. A análise da decomposição da variância foi realizada considerando-se a variância do erro em 24 períodos à frente.

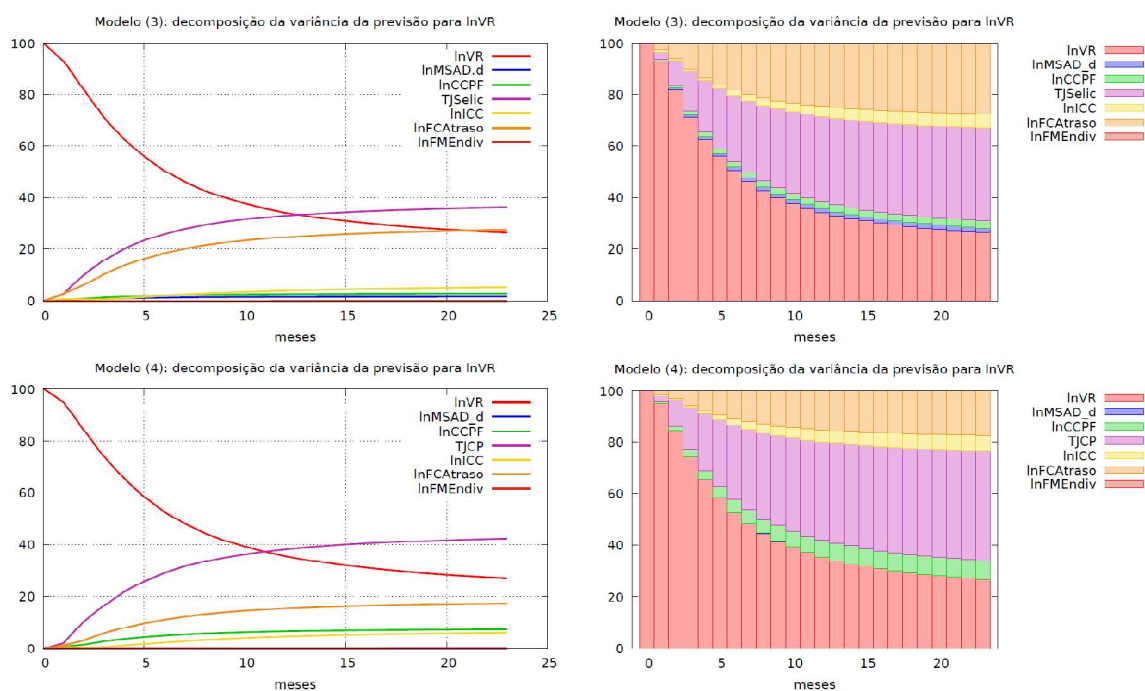
Os Gráficos 16 e 17 apresentam a representação gráfica de linha e de barras empilhadas dos resultados da decomposição da variância dos erros de previsão, considerando as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito, respectivamente. No Apêndice F encontram-se os valores relativos da decomposição de variância para cada modelo.

Gráfico 16 – Decomposição da variância da previsão para as vendas no varejo ampliado.



Fonte: Elaborados pela autora.

Gráfico 17 – Decomposição da variância da previsão para as vendas no varejo restrito.



Fonte: Elaborados pela autora.

Nota: InVA = log natural das vendas no varejo ampliado; InVR = log natural das vendas no varejo restrito; InMSAD.d = log natural da massa salarial ampliada disponível dessazonalizada; InCCPF = log natural da concessão de crédito à pessoa física; TJSelic = taxa de juros selic; TJCP = taxa de juros das operações de crédito; InICC = log natural do índice de confiança do consumidor, InFMEndiv = log natural das famílias muito endividadas; InFCAtraso = log natural das famílias com contas em atraso.

O Gráfico 16 apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão das vendas no varejo ampliado. Ao analisar a influência das variáveis no modelo (1), é possível constatar o alto poder explicativo da própria variável de vendas, que inicia explicando 100% da variação no primeiro mês, passando para, aproximadamente, 80% no décimo segundo mês e, encerrando o vigésimo quarto mês, influenciando com 78%. Já em relação ao modelo (2), no décimo segundo mês, aproximadamente, 86% das vendas no varejo ampliado eram explicadas pelas próprias vendas e no encerramento do vigésimo quarto mês a influência foi de 85%.

As taxas de juros foram aquelas, depois das vendas, que apresentaram um maior poder de explicação sobre as vendas no varejo ampliado, alcançando valores aproximados de 16% e 10%, respectivamente, para a taxa básica de juros Selic e para a taxa de juros das operações de crédito com o consumidor. O valor de explicação maior para TJSelic justifica o menor valor de explicação para as vendas, quando os modelos (1) e (2) são comparados.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das vendas no varejo restrito são apresentados no Gráfico 17. Observa-se uma maior participação de outras variáveis, além das próprias vendas, na determinação do comportamento das vendas no varejo restrito. Ao analisar a influência das variáveis no modelo (3), é possível constatar que a própria variável de vendas ainda inicia com o alto poder explicativo, no entanto, no décimo segundo mês, seu valor explicativo passa para, aproximadamente, 36% e encerra o vigésimo quarto mês, influenciando 26%. Já em relação ao modelo (4), no décimo segundo mês, aproximadamente, 37% das vendas no varejo ampliado eram explicadas pelas próprias vendas e no encerramento do vigésimo quarto mês a influência foi de 27%. Verifica-se um comportamento semelhante dessa variável nos dois modelos.

As taxas de juros e o número de famílias com contas em atraso também apresentaram um maior poder de explicação sobre as vendas no varejo restrito. As taxas TJSelic e TJCP influenciam, aproximadamente, 27% e 34%, respectivamente, no décimo segundo mês. Enquanto que, no vigésimo quarto mês, o número de famílias com contas em atraso apresenta valores explicativos aproximados das vendas no varejo restrito, para os modelos (3) e (4), de 27,5% e 26%, respectivamente.

Pode-se constatar que existem diferentes comportamento em relação às vendas no varejo ampliado e às vendas no varejo restrito. Sendo que as taxas de juros também apresentam impactam na diferença entre os valores de cada modelo. Na próxima seção serão verificadas as hipóteses levantadas no Capítulo 3.

5.7 VERIFICAÇÃO DAS HIPÓTESES

Nessa seção são apresentados os resultados quanto à rejeição ou não das hipóteses abordadas no Capítulo 3. Para cada hipótese, procurou-se evidenciar se a conclusão era pela parcial ou total rejeição de cada hipótese, ou pela não rejeição da mesma. Tendo em vista que este trabalho tinha por finalidade verificar a relação entre variáveis macroeconômicas e o comportamento das vendas no varejo, as análises foram realizadas considerando-se o varejo ampliado e o varejo restrito, além de terem sido utilizadas duas taxas de juros: taxa básica de juros da economia (Selic) e taxa média de juros das operações de crédito do consumidor.

5.7.1 Hipótese 1 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelo aumento na massa salarial disponível.

A renda é apontada, pela maior parte dos trabalhos, como a principal determinante do consumo e também das vendas no varejo. Na análise de correlação, a variável massa salarial disponível, representante da renda do consumidor, apresentou alta correlação apenas com as vendas no varejo restrito, enquanto que a correlação com as vendas no varejo ampliado foi pequena (conforme classificação de Cohen, 1988). Além disso, a variável foi estatisticamente significativa e positiva nos quatro modelos estimados no longo prazo, apresentando valor médio de 0,8676. Fouto (2008), a partir das diferentes análises econométricas, encontrou, para o coeficiente da variável renda, uma variação de 0,52 a 0,70, com um valor médio de aproximadamente 0,6. Logo, o valor do coeficiente encontrado nesse trabalho é superior ao encontrado por Fouto (2008). O autor conclui que a renda é a variável com maior relevância para explicar as vendas do que as condições de crédito.

Em relação aos modelos (1), (2) e (4) e choques provocados pela massa salarial, é possível constatar uma resposta positiva nas vendas no varejo, que nos períodos seguintes vão decrescendo até o décimo período, mantendo-se praticamente constante a partir de então. Já no modelo (3), um choque da massa salarial provoca um crescimento positivo, permanecendo constante a partir do décimo quinto mês. As vendas no varejo restrito apresentaram respostas diferentes aos choques da massa salarial ampliada disponível.

Pode-se, portanto, concluir que o comércio varejista é positivamente influenciado pelo aumento da renda dos consumidores, representada pela massa salarial ampliada disponível, não se rejeitando a Hipótese 1. O aumento de 1% da massa salarial disponível tende a aumentar as vendas no varejo em 0,87%, aproximadamente.

Este resultado confirma a grande importância da renda na explicação do comportamento das vendas no segmento varejista. Conforme indicado por Campbell e Mankiw (1989) e Ludvigson (1999), sendo o coeficiente associado à renda estatisticamente significativo, logo, verifica-se que fração dos consumidores consome conforme sua renda corrente. Logo, conclui-se que o comportamento de consumo do consumidor brasileiro está de acordo com as variações da sua renda corrente.

5.7.2 Hipótese 2 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelo aumento da concessão de crédito.

O crédito representa uma maior folga nos orçamentos dos consumidores, viabilizando consumir no presente algo que seria possível apenas no futuro, ou seja, parcela de sua renda futura é consumida no presente. O crédito contribui para manutenção de um consumo estável quando ocorrem oscilações na renda e, portanto, a restrição ao crédito é apontada como limitante para a capacidade suavização do consumo das famílias.

Fouto (2008) analisou o crédito a partir da alavancagem (relacionando o volume de crédito e de renda do consumidor) e dos prazos de pagamento. Os resultados encontrados pelo autor indicam que o prazo e a possibilidade de alavancagem são estatisticamente positivos em relação às vendas no varejo, tendo o prazo de pagamento coeficiente com valor médio de 0,19 e o coeficiente da variável alavancagem apresentou valor médio de 0,07.

A variável foi estatisticamente significativa e positiva nos quatro modelos estimados no longo prazo, apresentando valor médio de 0,2659. Sendo que para as vendas no varejo ampliado o impacto do crédito é maior que para as vendas no varejo restrito. Quando os modelos (1) e (2) são comparados, diferentes comportamentos são observados na ocorrência de impulso da variável concessão de crédito à pessoa física. Enquanto que modelo (1), as vendas no varejo ampliado apresentam resposta crescente positiva; no modelo (2), as vendas apresentam oscilações positivas e negativas até o décimo período, com diminuição progressiva da intensidade dessas variações. A partir do décimo mês, a relação entre as vendas e o crédito manteve-se estável e negativa.

Pode-se, portanto, concluir que o comércio varejista é positivamente influenciado pelo aumento do crédito concedido à pessoa física, não se rejeitando a Hipótese 2. O aumento de 1% do crédito concedido tende a aumentar as vendas no varejo em 0,27%, aproximadamente.

Conforme indicado por Ludvigson (1999), sendo o coeficiente referente à variável crédito ao consumidor estatisticamente significativo, há evidência de restrições à liquidez

devido às limitações de acesso ao crédito. Logo, conclui-se que os consumidores brasileiros consomem conforme sua renda corrente, possivelmente, devido à restrição ao crédito.

5.7.3 Hipótese 3 – O comércio varejista brasileiro é influenciado negativamente pela alta da taxa de juros (taxa básica de juros da economia e taxa média de juros das operações de crédito).

As taxas de juros apresentam efeitos diferentes quando o consumidor que está poupando ou recorrendo a empréstimos. Para aqueles que antecipam seu consumo através contratação de empréstimos, as taxas de juros representam um custo. Para aqueles que possuem aplicações financeiras, o aumento da taxa de juros provoca um aumento da renda, ampliando os recursos disponíveis para o consumo. Considerando a finalidade macroeconômica, taxas de juros mais altas objetivam uma redução da quantidade de consumo das famílias, e, conseqüentemente, provocam a redução do volume de vendas. A partir disso, verifica-se que o aumento da taxa de juros pode tanto a reduzir o consumo quanto aumentá-lo.

Conforme Lazier (2013), a taxa de juros ao consumidor é derivada da taxa básica de juros da economia, mas não necessariamente estão diretamente relacionadas. Enquanto a taxa de juros básica da economia está associada à política monetária; a taxa de juros ao consumidor está associada aos níveis de risco que os consumidores podem oferecer.

Fouto (2008) encontrou, para a variável da taxa de juros, coeficientes com variação entre -0,28 e -0,14, com uma média de -0,21, concluindo que o consumidor é sensível aos juros. Logo, o valor do coeficiente encontrado nesse trabalho é superior ao encontrado por Fouto (2008).

As taxas de juros apresentaram maior correlação negativa e maiores coeficientes de longo prazo significativos para as vendas no varejo ampliado em relação ao varejo restrito. Enquanto que para as vendas no varejo ampliado, o aumento de 1% das taxas de juros apresentou quedas de, em média, 20% das vendas; para as vendas no varejo restrito, o aumento de 1% das taxas de juros representou crescimentos positivos de, em média, 10,26% das vendas. Constata-se que, além da diferença de intensidades, as taxas de juros também provocam impactos em sentidos opostos sobre as vendas.

Esse comportamento pode estar associado ao tipo de atividade que é realizada em cada setor. O varejo ampliado é formado pelo varejo restrito e os materiais de construção e veículos, motocicletas, partes e peças. Logo, o varejo restrito tem como atividade à venda de bens essenciais, que em sua grande maioria são não duráveis.

Em um ambiente marcado por elevados níveis de incerteza econômica, que podem ser evidenciados a partir das altas taxas de juros, estimula um comportamento mais cauteloso do consumidor no sentido de adquirir apenas os bens necessários. Portanto, um aumento na taxa de juros tende a provocar uma preferência pelo consumo de produtos essenciais em relação aos demais. Além disso, o aumento das taxas de juros tende a aumentar os custos dos produtos, entre eles os materiais de construção e veículos, motocicletas, que causa, conseqüentemente, a diminuição da procura por estes produtos.

As taxas de juros também apresentaram um maior poder de explicação sobre as vendas no varejo restrito em relação às vendas no varejo ampliado. As taxas de juros Selic e das operações de crédito ao consumidor influenciam, no décimo segundo mês, as vendas no varejo restrito em, aproximadamente, 27% e 34%, respectivamente, e nas vendas no varejo ampliado, as taxas de juros Selic e das operações de crédito ao consumidor influenciam as vendas no varejo em, aproximadamente, 13% e 8%, respectivamente, no décimo segundo período.

Pode-se, portanto, concluir que o varejo restrito é positivamente influenciado pelas taxas de juros e o varejo ampliado é negativamente influenciado pelas taxas de juros. Ou seja, aumentos de um ponto percentual na taxa de juros das operações de crédito ao consumidor e na taxa básica de juros da economia tendem provocar, em média, variações percentuais positivas nas vendas no varejo restrito de 10,26% e variações percentuais negativas de 20% nas vendas no varejo ampliado. Portanto, não se rejeita parcialmente a Hipótese 3, tendo em vista o coeficiente positivo encontrado no modelo das vendas no varejo restrito, diferente ao que era esperado. Logo, sendo o coeficiente da variável das taxas de juros significativo, constata-se que a taxa de juros é levada em consideração pelos consumidores brasileiros no processo relacionado às decisões de consumo.

5.7.4 Hipótese 4 – O comércio varejista brasileiro é influenciado positivamente pelas expectativas otimistas das famílias em relação às condições econômicas.

Conforme Monte e Visconti (2016), a estabilidade do ambiente macroeconômico é essencial no sentido de evitar oscilações bruscas no processo de geração de renda, nas expectativas e, conseqüentemente, no consumo. Os consumidores se mantêm atentos aos fatores da conjuntura econômica do país e, além disso, às formas de condução das políticas econômicas.

A correlação entre o índice de confiança e as vendas no varejo apresentou a mesma intensidade, porém com diferentes sentidos. De forma que, as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito foram, respectivamente, positiva e negativamente correlacionadas com o índice. Com relação às vendas no varejo ampliado, o coeficiente de longo prazo do índice de confiança do consumidor, apesar do sinal negativo, não foi significativo. Já em relação às vendas no varejo restrito, o coeficiente foi estatisticamente significativo e positiva apresentando, no longo prazo, um valor médio de 0,2591.

Considerando os choques provocados pelos índices de confiança, a resposta das vendas no varejo restrito é marcada por uma queda no primeiro mês após o choque e na sequência apresenta uma resposta positiva e a resposta no varejo ampliado é positiva, se mantendo constante a partir do quinto mês.

Os resultados do teste F convencional de causalidade de Granger, apresentados no Apêndice E, mostram que o índice é a segunda variável com p-valor mais significativo nos quatro modelos testados. Confirma-se que o índice de confiança precede temporalmente as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito, podendo, portanto, contribuir para a previsão das vendas no varejo.

Pode-se, portanto, concluir que o varejo restrito é positivamente influenciado índice de confiança de consumidor, de modo que o aumento de 1% do índice resulta, em média, o aumento de 0,26% das vendas no varejo restrito. Com relação ao varejo ampliado, a variável não foi estatisticamente significativa. Portanto, não se rejeita parcialmente a Hipótese 4, considerando que, apenas para o varejo restrito, a hipótese foi significativa.

5.7.5 Hipótese 5 – O comércio varejista brasileiro é influenciado negativamente pelo endividamento e inadimplência dos consumidores.

Conforme Lopes (2012), o aumento excessivo do endividamento não implica necessariamente em risco de inadimplência por parte do consumidor, pois o não pagamento da dívida não significa necessariamente uma incapacidade do consumidor de realizar o pagamento.

As variáveis relacionadas aos indicadores de endividamento e inadimplência dos consumidores apresentaram, em comparação com as demais variáveis, maior correlação com o volume de vendas, tanto no varejo ampliado, quanto no varejo restrito. Além disso, a variável de inadimplência do consumidor, depois da massa salarial, foi a segunda a apresentar o maior coeficiente estatisticamente significativo. Nos quatro modelos estimados no longo

prazo, o coeficiente apresentou valor médio negativo de 0,50, sendo que para as vendas no varejo ampliado, considerando a taxa de juros da economia, o coeficiente foi de, aproximadamente, -0,76. Logo, pode-se perceber que o impacto da inadimplência do consumidor possui impacto próximo ao da massa salarial disponível, porém com sentido contrário.

A variável de endividamento do consumidor também apresentou altos coeficientes, superiores até mesmo que os coeficientes do crédito ao consumidor. No entanto, esses resultados foram significativos somente para as vendas no varejo ampliado e, além disso, esses coeficientes foram estatisticamente positivos, de modo que o coeficiente apresentou um valor positivo de, em média, 0,45. Entende-se que, apesar de estarem endividados, os consumidores continuam recorrendo ao comércio varejista ampliado, somente quando a dificuldade de cumprir com esses pagamentos, que o varejo ampliado é impactado negativamente.

O endividamento das famílias traz implicações econômicas importantes para o país. A importância atribuída a esta variável tanto na fase expansionista como na recessiva dos ciclos econômicos tem implicado no aumento do debate em relação aos efeitos do endividamento das famílias sobre as crises financeiras. Obadić e Globan (2015) buscaram preencher uma lacuna sobre este tema na literatura ao dar especial atenção na análise da relação entre o endividamento das famílias e as vendas no varejo, utilizando o volume de negócios do varejo como *proxy* para o consumo privado. A hipótese testada pelos autores era de que a velocidade de recuperação do varejo pós-crise poderia ser explicada pelo nível de endividamento das famílias acumulado no período pré-crise. Obadić e Globan (2015) concluem que, no longo prazo, o crescimento do varejo e do consumo se torna insustentável este for financiado por aumentos contínuos no endividamento das famílias, dificultando o estabelecimento de políticas que visam à suavização do consumo.

Neste trabalho, pode-se concluir que, no longo prazo, o comércio varejista ampliado é positivamente influenciado pelo aumento do endividamento dos consumidores e negativamente impactado pela inadimplência dos consumidores. De modo que, aumentos de 1% dos níveis de endividamento e inadimplência dos consumidores tendem, respectivamente, a aumentar as vendas no varejo ampliado em 0,45% e a diminuir a vendas no varejo ampliado e restrito em 0,76%. E no curto prazo, o aumento de um ponto percentual da inadimplência do consumidor resulta na queda de 0,13 ponto percentual do volume de vendas no varejo ampliado. Portanto, a Hipótese 5 é parcialmente rejeitada, em relação ao endividamento dos consumidores, e não é rejeitada, quando a inadimplência dos consumidores é considerada.

De modo geral, observou-se que a taxa de juros das operações de crédito ao consumidor causa impactos maiores das variáveis econômicas sobre as vendas do varejo restrito, ao passo que a taxa básica de juros da economia tende a causar maiores impactos sobre as vendas no varejo ampliado. Ou seja, a taxa de juros das operações de crédito ao consumidor apresenta maior influência ao considerar as vendas no varejo restrito e a taxa básica de juros da economia apresenta maior influência ao considerar as vendas no varejo ampliado.

No próximo capítulo, são apresentadas as conclusões obtidas ao final de toda a análise realizada neste trabalho. Também são apresentadas as contribuições e as limitações encontradas durante a realização deste trabalho.

6 CONCLUSÃO

O comércio varejista desempenha importante papel na geração de receitas, na oferta de empregos e no atendimento das demandas de consumo das famílias. No período mais recente, o varejo tem sido um setor de grande relevância para o crescimento econômico brasileiro, impulsionando o PIB brasileiro e apresentando-se como um “importante protagonista” para o desenvolvimento do país (SBVC, 2017). Além disso, os resultados do desempenho do comércio varejista podem utilizados como indicadores precedentes do movimento geral da economia (MORAES; SILVA, 2015).

No entanto, o comércio varejista no Brasil tem passado por períodos de forte desaceleração, tendo, no ano de 2014, parado de crescer e, nos anos de 2015 e 2016, apresentado uma forte retração. Conforme Santos e Costa (1997), o volume de vendas no varejo responde de forma relativamente rápida as mudanças na conjuntura macroeconômica e nos indicadores mais diretos de renda dos consumidores.

Este trabalho procura contribuir através da verificação da existência de relações entre as vendas do comércio varejista brasileiro e os fatores da conjuntura econômica. Dessa forma, o objetivo geral deste trabalho foi identificar, mensurar e analisar os fatores macroeconômicos determinantes, no longo prazo e curto prazo, das vendas do comércio varejista brasileiro no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017. As variáveis macroeconômicas utilizadas foram massa salarial disponível, crédito concedido à pessoa física, taxa de juros selic, taxa média de juros das operações de crédito, índice de confiança do consumidor, nível de endividamento e inadimplência do consumidor. Os dados, com periodicidade mensal, foram obtidos nas bases do IPEA, do BCB e da Confederação Nacional de Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC).

Testes de raiz unitária propostos por Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002) foram utilizados, pois permitem que uma função de mudança (*dummies* de quebras estruturais, por exemplo) possa ser adicionada ao termo determinístico da série. A partir dos testes de raiz unitária tradicionais e confirmados pelos testes para processos com quebra estrutural, constatou-se que as taxas de juros são estacionárias em nível, enquanto as demais variáveis são integradas de primeira ordem.

No próximo passo, verificou-se a existência de cointegração entre as séries. Considerando que a inclusão de termos determinísticos nas séries, como tendências e *dummies* de quebra, por exemplo, mudam as distribuições assintóticas dos testes de cointegração mais tradicionais como de Johansen, utilizados testes complementares de

cointegração proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c). Este teste de cointegração inicia com a estimação dos parâmetros do termo determinístico, que, então, são subtraídos da série original e, por fim, o teste tipo Johansen é aplicado sobre a série ajustada. Saikkonen e Lütkepohl mostram que, para os seus testes, as distribuições não são afetadas. Neste trabalho, os testes de cointegração de Johansen e de Saikkonen e Lütkepohl indicaram a presença de pelo menos um vetor de cointegração em cada modelo especificado, comprovando-se a existência de relação de longo prazo entre as séries dos modelos. A partir disso, um modelo vetorial de correção de erros (VECM) é estimado e as relações no curto e longo prazos foram analisadas.

De modo geral, os resultados demonstram que as variáveis macroeconômicas impactam sobre as vendas no varejo com diferentes intensidades e direções. No longo prazo, as vendas no varejo são positivamente influenciadas pela massa salarial e pelo crédito concedido à pessoa física; além de serem positivamente influenciadas pelas taxas de juros quando o varejo restrito é considerado, e negativamente influenciadas pelas taxas de juros quando o varejo ampliado é levado em consideração. Verifica-se que o desempenho das vendas no varejo está associado às variáveis que são relevantes para os consumidores: renda, crédito e taxa de juros, confirmando a grande importância da renda na explicação do comportamento das vendas no segmento varejista. Conforme indicado por Ludvigson (1999), sendo o coeficiente referente à variável crédito ao consumidor estatisticamente significativo, há evidência de restrições à liquidez devido às limitações de acesso ao crédito. Logo, os consumidores brasileiros consomem conforme sua renda corrente, possivelmente, devido à restrição ao crédito.

Pode-se, portanto, concluir que o comércio varejista é positivamente influenciado pelo aumento da renda dos consumidores, representada pela massa salarial ampliada disponível, não se rejeitando a Hipótese 1. Tem-se que o aumento de 1% da massa salarial disponível tende a aumentar as vendas no varejo em 0,87%, aproximadamente. Ainda, o varejo é positivamente influenciado pelo aumento do crédito concedido à pessoa física, não se rejeitando a Hipótese 2. Verificou-se que o aumento de 1% do crédito concedido tende a aumentar as vendas no varejo em 0,27%, aproximadamente. Constatou-se que o varejo restrito é positivamente influenciado pelas taxas de juros e o varejo ampliado é negativamente influenciado pelas taxas de juros. Ou seja, aumentos de um ponto percentual na taxa de juros das operações de crédito ao consumidor e na taxa básica de juros da economia tendem provocar, em média, variações percentuais positivas nas vendas no varejo restrito de 10,26% e variações percentuais negativas de 20% nas vendas no varejo ampliado. Portanto, não se

rejeita parcialmente a Hipótese 3, tendo em vista o coeficiente positivo encontrado no modelo das vendas no varejo restrito, diferente ao que era esperado. Logo, sendo o coeficiente da variável das taxas de juros significativo, constata-se que a taxa de juros é levada em consideração pelos consumidores brasileiros no processo relacionado às decisões de consumo.

Os resultados do teste F convencional de causalidade de Granger mostram que o índice de confiança do consumidor precede temporalmente as vendas no varejo ampliado e no varejo restrito, podendo, portanto, contribuir para a previsão das vendas no varejo. Verificou-se que o varejo restrito é positivamente influenciado índice de confiança de consumidor, de modo que o aumento de 1% do índice resulta, em média, o aumento de 0,26% das vendas no varejo restrito. Com relação ao varejo ampliado, a variável não foi estatisticamente significativa. Portanto, não se rejeita a Hipótese 4, considerando que, apenas para o varejo restrito, a hipótese foi significativa.

Além disso, verificou-se que o comércio varejista ampliado é positivamente influenciado pelo aumento do endividamento dos consumidores e negativamente impactado pela inadimplência dos consumidores. De modo que, aumentos de 1% dos níveis de endividamento e inadimplência dos consumidores tendem, respectivamente, a aumentar as vendas no varejo ampliado em 0,45% e a diminuir a vendas em 0,76%. E no curto prazo, o aumento de um ponto percentual da inadimplência do consumidor resulta na queda de 0,13 ponto percentual do volume de vendas no varejo ampliado. Portanto, a Hipótese 5 é rejeitada, em relação ao endividamento dos consumidores, e não é rejeitada, quando a inadimplência dos consumidores é considerada.

No curto prazo, as variações do volume de vendas no varejo ocorridas no período anterior apresentaram impactos estatisticamente significativos e negativos, tanto para as vendas no varejo restrito quanto para o varejo ampliado. O varejo ampliado também é influenciado negativamente, no curto prazo, pelas variações do número de famílias com contas em atraso. Com relação às vendas no varejo restrito, no curto prazo, o mecanismo de correção de erros apresentou coeficiente estatisticamente significativo e negativo nos dois modelos estimados. Este coeficiente indica o quanto o afastamento da trajetória de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis no período anterior é corrigido no período atual. A significância estatística do coeficiente de correção de erro indica que, mesmo estando em equilíbrio de longo prazo, a trajetória das vendas no varejo restrito se afasta, momentaneamente, do seu equilíbrio no curto prazo. Dessa forma, observou-se que os afastamentos do equilíbrio de longo prazo ocorridos no período anterior são corrigidos no período atual, em média, para baixo em 12%, indicando um ajustamento lento em direção ao

equilíbrio. A taxa de juros das operações de crédito também se mostrou significativa, mas seu coeficiente é muito pequeno.

As funções resposta-impulso buscam testar a existência de relacionamento no curto prazo; enquanto que a decomposição da variância dos erros de previsão busca, no curto prazo, mensurar a influência de cada variável. Na maioria dos resultados, as respostas da variável de vendas no varejo, a partir de um choque das variáveis macroeconômicas, se estenderam até o quinto período. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das vendas no varejo ampliado apontam para o alto poder explicativo da própria variável de vendas no varejo ampliado. Enquanto que no varejo restrito, os resultados demonstram uma maior participação na explicação das variáveis taxas de juros, nível de inadimplência dos consumidores, além das próprias vendas no varejo restrito.

As flutuações econômicas desorganizam a economia e impactam sobre o governo e sobre as atividades econômicas das empresas e das famílias. Portanto, através deste trabalho, verificou-se que o desempenho das vendas do comércio varejista é influenciado pelos impactos causados pela instabilidade das variáveis no contexto da conjuntura econômica e, além disso, é possível observar que as mesmas variáveis impactam em cada categoria de vendas no varejo com diferentes intensidades e direções.

6.1 CONTRIBUIÇÕES E LIMITAÇÕES DO TRABALHO

O trabalho contribui para o conhecimento da dinâmica dos efeitos das variáveis econômicas sobre as vendas no setor varejista brasileiro. Conforme já apontado por Moraes e Silva (2015, p. 36), “raros trabalhos investigam os elementos macroeconômicos que explicam o desempenho do setor, sobretudo no período recente”. Conhecer a relação entre essas variáveis é importante devido às oscilações que a economia brasileira tem passado, principalmente em período estudado. Sentindo os impactos das flutuações da economia, o governo deve tentar controlar essas oscilações através de diferentes condutas e estratégias que devem ser implantadas por meio de políticas econômicas adequadas, buscando, com isso, o retorno do crescimento da economia. Se conduzidas de maneira correta, a adoção dessas políticas pode estabilizar a economia; e, no caso contrário, ou seja, se as políticas forem elaboradas e conduzidas de maneira equivocada, podem agravar ainda mais o problema da instabilidade econômica (MANKIWI, 2018).

O trabalho também valida um conjunto de variáveis como representantes da conjuntura econômica que influencia o comportamento das vendas no varejo. As variáveis

macroeconômicas massa salarial disponível, crédito concedido à pessoa física, taxa de juros selic, taxa média de juros das operações de crédito foram parcial ou totalmente aceitas como determinantes das vendas no varejo ampliado e/ou varejo restrito, apresentando impactos com diferentes intensidades e direções em cada categoria de vendas no varejo. A partir da utilização das séries de vendas no varejo ampliado e vendas no varejo restrito, e também das séries taxa básica de juros da economia e taxa média de juros das operações de crédito, foi possível realizar um comparativo entre os modelos estimados. Constatou-se que o varejo restrito é positivamente influenciado pelas taxas de juros e o varejo ampliado é negativamente influenciado pelas taxas de juros. Além disso, verificou-se que a TJSelic tem maior impacto sobre nas vendas no varejo ampliado, enquanto que, ao considerar as vendas no varejo restrito, a TJCP apresenta maior influência.

Contribuiu-se também com a análise dos efeitos de variáveis econômicas, pouco ou ainda não utilizadas em outros trabalhos, sobre as vendas no varejo, sendo elas: o índice de confiança do consumidor, o endividamento e a inadimplência do consumidor. Estas variáveis se mostraram estatisticamente significativas, também apresentando impactos com diferentes intensidades e direções em cada categoria de vendas no varejo.

Além disso, a extensão dos trabalhos de Fouto (2008) e Lazier (2013) também é uma contribuição trazida por este trabalho. Dado que Fouto (2008) estudou o comportamento do volume de vendas no varejo no período de junho de 2000 a junho de 2007, período marcado pelo início da estabilidade da inflação no Brasil. Enquanto no período de tempo do trabalho de Lazier (2013), entre janeiro de 2001 e outubro de 2012, a economia sofreu com choques internacionais. Já o período abrangido por este estudo compreende períodos caracterizados pelo aumento do volume de vendas, seguidos por períodos de estagnação e passando por períodos de crescimento negativo, e no fim da série, apresenta um período de crescimento.

A teoria do consumo indica que, ao atenuarem as oscilações do consumo ao longo de suas vidas, os consumidores maximizam sua utilidade, atendendo suas necessidades e preferências de forma satisfatória. Grande parte dos trabalhos realizados com dados de consumidores brasileiros verificou que as decisões de consumo são baseadas em suas rendas correntes, não conseguindo suavizar o consumo ao longo de sua vida. A mesma conclusão foi encontrada a partir deste trabalho.

Em relação às limitações encontradas, destaca-se a dificuldade na obtenção de séries com número maior de dados, dado que as séries passaram por mudanças nas formas de coleta e nas metodologias de análise dos dados, principalmente ocorrido no ano de 2012. Também se aponta a dificuldade de acesso a *softwares* livres e que façam uma análise mais robusta dos

dados. Esse fato é ainda mais importante para trabalhos com dados econômicos devido às frequentes oscilações que a conjuntura econômica enfrenta.

A partir disso, como sugestões para trabalhos futuros, indica-se a realização de análises com modelos não lineares e que utilizem *softwares* que permitam o reconhecimento endógeno das quebras estruturais tanto para os testes de raiz unitária e de cointegração.

Portanto, seguindo as formulações apresentadas por Campbell e Perron (1991) e Bueno (2008), foram testadas a existência de cointegração entre as séries estacionárias, $I(0)$, e as séries integradas de primeira ordem, $I(1)$, deste estudo.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, D. P. B. de. **Expansão do crédito e inflação no Brasil: uma análise econométrica**. 2016. 80 p. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público)-Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Brasília, DF, 2016.
- ALMEIDA, A. O. de. **Financiamento ao consumo: efeito de parcelamento e juros sobre a demanda de eletroeletrônicos de consumidores com restrição de acesso a crédito**. 2017. 65 p. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas)-Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, SP, 2017.
- AMADO, A. M.; MOLLO, M. de L. R. **Noções de macroeconomia: razões teóricas para as divergências entre os economistas**. Barueri, SP: Manole, 2003.
- ANGELO, C. F. de; FOUTO, N. M. M. D.; LUPPE, M. R. Previsão de vendas no varejo brasileiro: uma avaliação a partir de diferentes técnicas quantitativas. **Revista Eletrônica de Administração**. 65. Ed., v. 16, n. 1, jan./abr. 2010.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Relatório de estabilidade financeira**. Abr. 2017, v. 16, n. 1. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/?relestab201804>>. Acesso em 09 nov. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Jun. 2010, v. 12, n. 2. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201006>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Dez. 2012, v. 14, n. 4. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201212>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Mar. 2013a, v. 15, n. 1. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201303>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Jun. 2013b, v. 15, n. 2. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201306>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Dez. 2013c, v. 15, n. 4. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201312>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Set. 2015, v. 17, n. 3. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201509>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Relatório de inflação**. Dez. 2016, v. 18, n. 4. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201612>>. Acesso em 10 fev. 2018.
- _____. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. V 2.1. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 12 jan. 2017.

BARBOSA FILHO, F. de H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60. São Paulo, jan./abr. 2017.

BARROS, T. de S.; PINTO, F. de O. Crédito, consumo e endividamento: uma análise econômica do segundo governo Lula (2007-2010). **Espacios**. v. 35, n. 5, p. 8, 2014.

BENKWITZ, A. **The software JMulti**: concept, development, and application in VAR Analysis. 2002. 423p. Dissertation (Doktor der Wirtschaftswissenschaft im Fach Ökonometrie)-Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Humboldt-Universität, Berlim, Alemanha, 2002.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**. v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BRASIL. Lei Nº 10.820, de 17 de dezembro de 2003, regulamentou o desconto de prestações em folha de pagamento, permitindo ao empregado regido pela Consolidação das Leis de Trabalho (CLT) autorizar o desconto em folha dos valores referentes ao pagamento de empréstimos, financiamentos, cartões de crédito e operações de arrendamento mercantil concedidos por instituições financeiras e sociedades de arrendamento mercantil. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/2003/L10.820.htm>. Acesso em 10 fev. 2018.

_____. Lei Nº 10.931, de 02 de agosto de 2004, dispõe sobre o patrimônio de afetação de incorporações imobiliárias, Letra de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Bancário. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Lei/L10.931.htm>. Acesso em 10 fev. 2018.

BROOCK, W. A.; DECHERT, W. D.; SCHEINKMAN, J. A.; LEBARON, B. A test for independence based on the correlation dimension. **Econometric Reviews**. v. 15, n. 3, p. 197-235, Feb. 1996

BUENO, R. de L. de S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAMPBELL, A. Y.; MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the times series evidence. In: BLANCHARD, O. J.; STANLEY, F. (Ed.). Cambridge, MA: MIT Press. **National Bureau of Economic Research - NBER Macroeconomics Annual** 1989. v. 4, p. 185-246, 1989.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **National Bureau of Economic Research - NBER Working Papers Series**, 1991, n. 100.

CAMPOS, J. C. **Os impactos da conjuntura macroeconômica sobre o comércio no Brasil**. Uma análise empírica dos grandes varejistas. 2009. 78 p. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial)-Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, 2009.

CAVALIERI, C. H. **Distribuição de renda e consumo agregado: uma avaliação para o Brasil**. 1994. 108 p. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas)-Fundação Getúlio Vargas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, São Paulo, SP, 1994.

COHEN, J. **Statistical power analysis for the behavioral sciences**. Hillsdale, N. J.: Erlbaum Associates, 1988, 567 p.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO DE BENS, SERVIÇOS E TURISMO (CNC). **Perfil de endividamento das famílias brasileiras em 2017**. 2018. Disponível em: <http://cnc.org.br/sites/default/files/arquivos/perfil_de_endividamento_das_familias_brasileiras_em_2017.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2018.

_____. **Pesquisa Nacional de Endividamento e Inadimplência do Consumidor (Peic Nacional)**. Disponível em: <[http://cnc.org.br/central-do-conhecimento/todas?categoria\[\]=67](http://cnc.org.br/central-do-conhecimento/todas?categoria[]=67)>. Acesso em: 12 jun. 2017.

COOPER, D. R.; SCHINDLER, P. S. **Métodos de pesquisa em administração**. Tradução Scientific Linguagem Ltda, textos da 10. ed.: Iuri Duquia Abreu. 12. ed. Porto Alegre: AMGH, 2016.

COTTRELL, A.; LUCCHETTI, R. J. **Gretl user's guide**. Disponível em: <<http://gretl.sourceforge.net/>>. Acesso em: Nov. 2017.

CZIRÁKY, D. Cointegration analysis of the monthly time-series relationship between retail sales and average wages in Croatia. **Croatian International Relations Review**, v. 8, n. 28/29, p. 129-138, Jul. 2002.

DAVIDSON, J. E. H.; HENDRY, D. F.; SRBA, F.; YEO, S. Econometric modeling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. **The Economic Journal**. v. 88, n. 352, p. 661-692, Dez. 1978.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. **Estimation and inference in econometrics**. London: Oxford University Press, 1993.

DEJUAN, J. P.; SEATER, J. J.; WIRJANTO, T. S. A direct test of the permanent income hypothesis with an application to the U.S states. **Journal of Money, Credit and Banking**. v. 36, n. 6, p. 1091-1103, Dec. 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**. v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DOORNIK, J. A. Approximations to the asymptotic distributions of cointegration tests. **Journal of Economic Surveys**. v. 12, p. 573-593, 1998.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. Tradução João Gama Neto. Revisão técnica Giacomo Balbinotto Neto. 11. ed. Porto Alegre: AMGH, 2013.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**. v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**. v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FECOMÉRCIO-RS. **Consumo & Endividamento**: o futuro do comércio no Brasil está comprometido. 2017. Disponível em: <<http://fecomercio-rs.org.br/wp-content/uploads/2017/02/Fecom%C3%A9rcio-RS-Consumo-Endividamento.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2018.

FISHER, I. **The theory of interest, as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it**. New York: The Macmillan Company, 1930.

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

FOUTO, N. M. M. **Mercado de consumo brasileiro**: evolução e determinantes do volume de vendas. Uma análise do período pós real. 2008. 162 p. Tese (Doutorado em Administração)-Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2008.

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

FROYEN, R. T. **Macroeconomia**: teorias e aplicações. Tradução Cecília Camargo Bartalotti. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2013.

GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 5 ed. São Paulo: Atlas, 2010.

GOMES, F. A. R. Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro. v. 58, n. 3, p. 381-402, jul./set. 2004.

_____. Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia? **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro. v. 64, n. 3, p. 261-275, jul./set. 2010.

_____. Um teste direto da teoria de renda permanente: o caso brasileiro. **BBR – Brazilian Business Review**. v. 9, n. 4, p. 91-107, out./dez. 2012.

GOMES, F. A. R.; PAZ, L. S. Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro. v. 34, n. 1, p. 39-55, abr. 2004.

_____. Consumption in South America: myopia or liquidity constraints? **Economia Aplicada**. Ribeirão Preto. v. 14, n 2, p. 129-145, abr./jun. 2010.

GOMEZ, V; MARAVALL, A. **Programs TRAMO and SEATS**: instructions for the user. Documento de Trabajo nº 9628, Servicio de Estudios, Banco de España. Sep. 1996.

_____. **Guide for using the programs TRAMO and SEATS**. Documento de Trabajo nº 9805, Servicio de Estudios, Banco de España. 1998.

GRAMINHO, F. M. Sentimento e Macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no Brasil. **Trabalhos para Discussão**. Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil. Brasília, n. 408, p. 1-19, nov. 2015.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S. de; TONETO JR., R. **Economia brasileira contemporânea**. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2017.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Tradução Denise Durante, Mônica Rosemberg, Maria Lúcia G. L. Rosa. Revisão técnica Cláudio D. Shikida, Ari Francisco de Araújo Júnior, Márcio Antônio Salvato. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HALL, R. 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.

HALL, R. E.; LIEBERMAN, M. **Macroeconomia**: princípios e aplicações. Tradução Allan Vidigal Hastings. Revisão técnica Carlos Roberto Martin Passos. São Paulo: Cengage Learning, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Anual de Comércio 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, v. 26, p. 1-82, 2016. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/55/pac_2014_v26.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2017.

_____. **Contas nacionais trimestrais**: indicadores de volume e valores correntes out./dez. 2016. Periódico. Rio de Janeiro: IBGE, p. 1-40, 2017. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/2121/cnt_2016_4tri.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de conjuntura**. 4º trimestre de 2016, n. 33. Disponível em: <<http://ipea.gov.br>>. Acesso em: 9 nov. 2018.

_____. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: Acesso em: 12 jun. 2017.

ITAÚ Unibanco. População ocupada diminui em 87 mil nos últimos 12 meses, mas desemprego não sobe. Relatório. **Análises Econômicas**. Departamento de Pesquisa Macroeconômica do Banco Itaú Unibanco S.A., nov. 2013. Disponível em: <<https://www.italy.com.br/itaubba-pt/analises-economicas/publicacoes/macro-brasil/populacao-ocupada-diminuiu-em-87-mil-nos-ultimos-12-meses-mas-desemprego-nao-sobe>>. Acesso em: 9 nov. 2018.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**. v.12, p. 231-254, 1988.

_____. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary time series. **Econometric Rewies**. v. 13, p. 205-231, 1994.

_____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models.** Oxford University Press, Oxford, 1995.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal.** v. 3, p. 216-249, 2000.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda.** Tradução Mário R. da Cruz. Revisão técnica Cláudio Roberto Contador. São Paulo: Atlas, 1982.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that the economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics.** v. 54, p. 159-178, 1992.

LANNE, M.; LÜKTEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis.** v. 23, p. 667-685, 2002.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics.** v. 65, p. 91-115, 2003.

LAS CASAS, A. L. **Marketing de Varejo.** 5. ed. São Paulo: Atlas, 2013.

LAZIER, I. **O impacto da conjuntura econômica sobre o consumo: um estudo sobre as vendas no varejo.** 2013. 184 p. Tese (Doutorado em Ciências)-Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2013.

LINARDI, F. de M. **Avaliação dos determinantes macroeconômicos da inadimplência bancária no Brasil.** 2008. 76 p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

LOPES, G. de O. **Endividamento das famílias brasileiras no sistema financeiro nacional: o impacto de indicadores macroeconômicos.** 2012. 64 p. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público)-Universidade de Brasília. Brasília, DF, 2012.

LOPES, L. S. Testando teorias para o consumo agregado no Brasil. **Nova Economia.** v. 27, n. 1, p. 209-240, 2017.

LUDVIGSON, S. A model of time-varying liquidity constraints. **The Review of Economics and Statistics.** v. 81, n. 3, p. 434-447, Ago. 1999.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics.** Cambridge University Press, 2004.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia.** Tradução Ana Beatriz Rodrigues. 8. ed. reimpr. Rio de Janeiro: LTC, 2018.

_____. **Princípios da microeconomia.** Tradução Allan Vidigal Hastings, Elisete Paes e Lima, Ez2 Translate. Revisão técnica Manuel José Nunes Pinto. São Paulo: Cengage Learning, 2013.

- MATTAR, F. N. **Pesquisa de Marketing: metodologia, planejamento, execução e análise**. 7. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- MERLO, E. M. (Org.). **Administração de varejo com foco em casos brasileiros**. Rio de Janeiro: LTC, 2011.
- MERLO, E. M.; CERIBELI, H. B. **Comportamento do consumidor**. 1. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2014.
- MODIGLIANI, F.; BRUMBERG, R. E. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In K. K. Jurihara (org.) **Post Keynesian Economics**. Rutgers University Press. p. 388-436, 1954.
- MONTELLA, M. **Micro e macroeconomia: uma abordagem conceitual e prática**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2012.
- MORAES, G. I. de; SILVA, T. L. F. da. Determinantes macroeconômicos das vendas no varejo no período 2004-2011. **Revista de Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 30-48, jan./abr. 2015.
- MORETTIN, P. A. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**. 2. ed. ampl. São Paulo: Blucher, 2011.
- OBADIĆ, A.; GLOBAN, T. Household debt as a determinant of retail and personal consumption – the case of Croatia. **Economic Research-Ekonomska Istraživanja**. v. 28, n. 1, p. 687-702, Dez. 2015.
- PARREIRA, C. V. dos S. **Tendências e ciclos comuns entre o consumo e renda e a importância relativa de choques permanentes e transitórios: uma análise dos dados agregados brasileiros**. 2004. 80p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2004.
- PAULA, L. F. de; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**. v. 31, n. 89, p. 125-144, São Paulo, jan./abr. 2017.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**. v. 57, p. 1361–1401, 1989.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos e previsões**. Tradução de Econometric models and economic forecasts, 4th ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- REIS, E.; ISSLER, J. V.; BLANCO, F.; CARVALHO, L. de. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro. v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.
- ROCHA, F. de P. **Consumo, restrição a liquidez, e bem estar no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia)-Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, 1997.
- ROSSI, J. W.; NEVES, C. das. **Econometria e séries temporais com aplicações a dados da economia brasileira**. Rio de Janeiro: LTC, 2014.

SANTOS, A. M. M. M.; COSTA, C. S. **Características gerais do varejo no Brasil**. BNDES Setorial. Rio de Janeiro, n. 5, p. 55-69, mar. 1997

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**. v. 18, p. 313–348, 2002.

_____. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with an intercept. **Econometric Theory**. v. 16, p. 373–406, 2000a.

_____. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts. **Journal of Business & Economic Statistics**. v.18, p. 451–464, 2000b.

_____. Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**. v.21, p. 435– 456, 2000c.

SAMPIEIRI, R. H.; COLLADO, C. F.; LUCIO, M. del P. B. **Metodologia de Pesquisa**. Tradução Daisy Vaz de Moraes. Revisão técnica Ana Gracinda Queluz Garcia, Dirceu da Silva, Marcos Júlio. 5. ed. Porto Alegre: Penso, 2013.

SARGENT, T. J. Properties of exponentially weighted forecasts. **Journal American Statistic Association**. v. 55, p. 299-306, Jun. 1960.

SCHETTINI, B. P.; SANTOS, C. H. M. dos; AMITRANO, C. R.; SQUEFF, G. C.; RIBEIRO, M. B.; GOUVÊA, R. R.; ORAIR, R. O.; MARTINEZ, T. S. Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período de 1995-2009. **Economia e Sociedade**. v. 21, n. 3 (46), p. 607-642, dez. 2012.

SHEA, J. Myopia, liquidity constraints, and aggregate consumption: a simple teste. **Journal of Money, Credit and Banking**. v. 27, p. 798-805, 1995.

SILVEIRA, M. A. C. da. Gastos com Bens Duráveis no Ciclo de Vida das Famílias Brasileiras. **Texto para discussão**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2014.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE VAREJO E CONSUMO (SBVC). **O Papel do varejo na economia brasileira**. São Paulo, SP, dez. 2017. Disponível em: < <http://sbvc.com.br/o-papel-do-varejo-na-economia-2a-edicao/>>. Acesso em: 10 fev. 2018.

STETER, E. R. **Expansão do crédito e a suavização do consumo na economia brasileira**. 2013. 43 p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, SP, 2013.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. Tradução Monica Rosemberg. Revisão técnica Eliezer Martins Diniz. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TORRES, G. P. **Um índice coincidente para a atividade econômica do comércio varejista no Rio Grande do Sul**. 2014. 71 p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2014.

TRENKLER, C. Determining p-values for systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms. **Papers**, Humboldt University of Berlin, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. Tradução José Antônio Ferreira. Revisão técnica Galo Carlos Lopes Noriega. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Volume de Vendas Reais do Varejo

O índice de volume mensal de vendas reais do varejo é um indicador obtido através da Pesquisa Mensal de Comércio. Esta pesquisa é realizada mensalmente pelo IBGE em empresas formalmente constituídas com 20 ou mais pessoas ocupadas e que possuem como atividade principal o comércio varejista. A pesquisa possui abrangência no território nacional e nas unidades de federação. O índice de volume de vendas no varejo ampliado inclui, no volume de vendas no varejo restrito, as atividades com materiais de construção e com veículos, motos, partes e peças.

Identificação:

Varejo restrito: Vendas reais - varejo - índice (média 2014 = 100) - - - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Mensal de Comércio (IBGE/PMC) - PMC12_IVVR12 –.

Varejo ampliado: Vendas reais - varejo ampliado - índice (média 2014 = 100) - - - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Mensal de Comércio (IBGE/PMC) - PMC12_IVVRAMP12 -.

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Massa Salarial Ampliada Disponível

A Massa Salarial Ampliada Disponível (MSAD) incorpora a renda das famílias (massa de rendimentos do trabalho, rendimentos financeiros das famílias, benefícios previdenciários e de programas de proteção social do governo) deduzida os tributos. A MSAD representa, portanto, a renda disponível para destinação ao consumo e à poupança. Os dados possuem abrangência nacional. A MSAD é definida como

$$MSAD = MRB - (IR + CP) + BPS + BP + RF$$

$$MRB = N \times RMB$$

Onde em (19) e (20), *MRB* corresponde à massa de rendimentos do trabalho bruta; *IR* representa o imposto de renda; *CP* corresponde às contribuições previdenciárias; *BPS*

corresponde aos benefícios de proteção social; *BP* representa os benefícios previdenciários; *RF* representa os rendimentos financeiros das famílias; *N* corresponde à população ocupada remunerada; *RMB* representa o rendimento médio bruto.

A massa de rendimentos do trabalho bruta é resultado do produto da população ocupada remunerada e do rendimento médio nominal efetivo de todos os trabalhos. O imposto de renda corresponde aos recursos retidos na fonte advindos da renda do trabalho, incluindo as receitas sobre benefícios previdenciários, e as quotas-declaração de ajuste de assalariados. As contribuições previdenciárias correspondem às contribuições para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), para o Regime Próprio do Servidor Público Federal (RPSP) e para as Entidades Fechadas de Previdência Complementar (fundos de pensão). Os benefícios de proteção social correspondem aos benefícios do programa Bolsa Família (BF), aos benefícios de prestação continuada (BPC) e os valores totais das parcelas emitidas pelo seguro-desemprego e bolsa qualificação. Os benefícios previdenciários são compostos pelos benefícios do RGPS e do RPSP, além das Entidades Fechadas de Previdência Complementar. Os rendimentos financeiros das famílias correspondem ao saldo das aplicações financeiras das pessoas físicas em caderneta de poupança, certificados de depósitos à prazo (CDB), títulos públicos e fundos de investimento, e na remuneração mensal líquida de imposto de renda, considerando a alíquota média de 20% para aplicações de CDB, títulos públicos e fundos de investimentos.

Identificação: 22079 - Massa Salarial Ampliada Disponível - PNADC (média móvel trimestral) - R\$ (milhões).

Fonte: Banco Central do Brasil – Departamento Econômico.

Crédito ao consumidor

O crédito ao consumidor representa o saldo em final de período das operações de crédito contratadas por pessoas físicas na modalidade recursos livres.

Identificação: Operações de crédito - recursos livres - saldo - pessoa física - R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil, Notas Econômico-financeiras para a Imprensa, Política Monetária e Operações de Crédito do SFN (Bacen/Not. Imp./Moeda) - BM12_CRLSPF12 –.

Fonte: Banco Central do Brasil.

Taxa de juros: overnight/selic e das operações de crédito

A taxa overnight/selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro, servindo de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

Identificação: Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais (Bacen/Boletim/M. Finan.) - BM12_TJOVER12 -.

Fonte: Banco Central do Brasil – Boletim – Seção mercado financeiro e de capitais.

A taxa média de juros referente a novas operações de crédito livre contratadas no período de referência, ou seja, é a taxa de juros cobrada pelo crédito concedido à pessoa física no período analisado. A taxa é ponderada pelo valor das concessões e não inclui operações referenciadas em taxas regulamentadas, operações vinculadas a recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) ou quaisquer outras lastreadas em recursos compulsórios ou governamentais.

Identificação: 25470 - Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Crédito pessoal total - % a.m.

Fonte: Banco Central do Brasil – Departamento de Estatísticas.

Confiança do Consumidor

O Índice de Confiança do Consumidor (ICC) é um indicador que avalia o grau de confiança que a população tem em relação à situação geral do país e às condições presentes e futuras de suas famílias. Por representar uma informação temporal, este indicador é formado por dois grupos. Sendo eles: a Situação Financeira Presente, que corresponde à posição do consumidor hoje em relação ao passado, permite avaliar a evolução da sua situação, bem como as consequências no presente de suas decisões tomadas no passado; as Expectativas Financeiras, que corresponde às expectativas do consumidor em relação ao futuro, permite conhecer a intenção de consumo, ou não, do consumidor tendo em vista o que ele espera em um futuro próximo.

Identificação: 4393 - Índice de Confiança do Consumidor – Índice.

Fonte: Fecomércio

Endividamento e Inadimplência do Consumidor

A Pesquisa Nacional de Endividamento e Inadimplência do Consumidor (Peic Nacional), realizada mensalmente pela CNC, desde janeiro de 2010, tem por objetivo orientar os empresários do comércio de bens, serviços e turismo que utilizam o crédito como ferramenta estratégica, uma vez que permite o acompanhamento do perfil de endividamento do consumidor e sua percepção em relação à sua capacidade de pagamento. Os indicadores apurados a partir das informações coletadas são: percentual de consumidores endividados; percentual de consumidores com contas ou dívidas em atraso; percentual de consumidores que não terão condições de pagar; principais tipos de dívida; nível e tempo de endividamento; e nível de comprometimento da renda do consumidor. Portanto, a pesquisa representa um importante indicador antecedente do consumo e do crédito.

Identificação: Pesquisa de Endividamento e Inadimplência do Consumidor.

Fonte: Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo.

APÊNDICE B – VERIFICAÇÃO DA SAZONALIDADE DA SÉRIE *lnMSAD*

a. Regressão realizada pelo método de MQO

O objetivo é verificar a existência de comportamento sazonal na série massa salarial ampliada disponível. O coeficiente significativo de uma variável *dummy* de tempo, indica que a efeito sazonal sobre a série.

Tabela 10 – Regressão com os dados em nível da variável massa salarial e *dummies* de tempo, compreendendo o período de 01.2010 a 12.2017.

<i>lnMSAD</i>	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	4,824120	0,0292752	164,8	3,03e-107	***
dm1	-0,047907	0,0414013	-1,157	0,2505	
dm2	-0,055694	0,0414013	-1,345	0,1822	
dm3	-0,102595	0,0414013	-2,478	0,0152	**
dm4	-0,101379	0,0414013	-2,449	0,0164	**
dm5	-0,102709	0,0414013	-2,481	0,0151	**
dm6	-0,093348	0,0414013	-2,255	0,0268	**
dm7	-0,080852	0,0414013	-1,953	0,0542	*
dm8	-0,069769	0,0414013	-1,685	0,0957	*
dm9	-0,057276	0,0414013	-1,383	0,1702	
dm10	-0,056727	0,0414013	-1,370	0,1743	
dm11	-0,039715	0,0414013	-0,959	0,3402	
Média var. dependente	4,756793	D.P. var. dependente	0,083368		
Soma resíd. quadrados	0,575928	E.P. da regressão	0,082803		
R-quadrado	0,127736	R-quadrado ajustado	0,013510		
F(11, 84)	1,118279	P-valor(F)	0,357652		
Log da verossimilhança	109,3557	Critério de Akaike	-194,7114		
Critério de Schwarz	-163,9392	Critério Hannan-Quinn	-182,2728		
rô	0,965899	Durbin-Watson	0,043138		
<i>Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 45 (dm11)</i>					

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

b. HEGY Test: Teste de raiz unitária sazonal

Teste de raiz unitária sazonal aplicado nos dados em nível da série massa salarial ampliada disponível, compreendendo o período de 01:2010 a 12:2017. O objetivo é verificar a existência de comportamento sazonal na série.

Critical values reference: P.H. Franses and B. Hobijn (1997). Numbers from all the tables in "Critical values for unit root tests in seasonal time series", Journal of Applied Statistics 24: 25-46. Taylor & Francis Ltd., www.tandf.co.uk/journals

1. HEGY Test for series: no intercept, no time trend
lagged differences: 1

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-2.51	-1.93	-1.59	t(pi1):	0.1015
t(pi2)	-2.53	-1.94	-1.60	t(pi2):	-0.7206
F34	4.74	3.07	2.36	F34:	0.6186
F56	4.61	3.06	2.38	F56:	0.4079
F78	4.69	3.10	2.40	F78:	0.0150
F910	4.75	3.11	2.35	F910:	14.6181
F1112	4.65	3.11	2.41	F1112:	0.0161
F1-12	2.37	1.90	1.66	F1-12:	3.6448
F2-12	2.34	1.88	1.65	F2-12:	3.4983

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 4
 Final Prediction Error: 4
 Hannan-Quinn Criterion: 4
 Schwarz Criterion: 1

2. HEGY Test for series: intercept, no time trend

lagged differences: 1

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>
t(pi1)	-3.40	-2.82	-2.52	t(pi1): -0.8837
t(pi2)	-2.54	-1.94	-1.60	t(pi2): -0.7640
F34	4.72	3.07	2.36	F34: 0.5256
F56	4.63	3.05	2.38	F56: 0.3116
F78	4.70	3.09	2.39	F78: 0.0153
F910	4.73	3.09	2.34	F910: 15.2056
F1112	4.65	3.10	2.40	F1112: 0.0265
F1-12	2.36	1.89	1.66	F1-12: 3.5856
F2-12	2.56	2.07	1.84	F2-12: 3.6102

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 4
 Final Prediction Error: 4
 Hannan-Quinn Criterion: 4
 Schwarz Criterion: 1

3. HEGY Test for series: intercept, time trend

lagged differences: 1

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>
t(pi1)	-3.93	-3.37	-3.09	t(pi1): -1.5496
t(pi2)	-2.54	-1.94	-1.59	t(pi2): -0.7654
F34	4.71	3.05	2.35	F34: 0.5413
F56	4.60	3.05	2.38	F56: 0.3360
F78	4.69	3.08	2.39	F78: 0.0125
F910	4.73	3.08	2.34	F910: 14.6015
F1112	4.65	3.09	2.39	F1112: 0.0234
F1-12	2.36	1.88	1.66	F1-12: 3.6589
F2-12	2.75	2.30	2.07	F2-12: 3.4844

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 4
 Final Prediction Error: 4
 Hannan-Quinn Criterion: 4
 Schwarz Criterion: 1

4. HEGY Test for series: intercept, time trend, seasonal dummies

lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>
t(pi1)	-3.91	-3.35	-3.08	t(pi1): 1.8097
t(pi2)	-3.34	-2.81	-2.51	t(pi2): 1.8755
F34	8.38	6.35	5.45	F34: 2.6754
F56	8.55	6.48	5.46	F56: 4.3661
F78	8.39	6.30	5.33	F78: 1.4986
F910	8.50	6.40	5.47	F910: 17.8493
F1112	8.75	6.46	5.36	F1112: 0.7294
F1-12	5.15	4.44	4.07	F1-12: 34.3903
F2-12	5.34	4.58	4.26	F2-12: 34.3418

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 1
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

5. HEGY Test for series: intercept, seasonal dummies, no time trend lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-3.40	-2.81	-3.51	t(pi1):	1.9645
t(pi2)	-3.34	-2.81	-2.51	t(pi2):	1.8276
F34	8.40	6.35	5.45	F34:	2.7116
F56	8.58	6.48	5.46	F56:	4.3407
F78	8.39	6.33	5.32	F78:	1.3689
F910	8.56	6.41	5.46	F910:	17.9946
F1112	8.76	6.47	5.36	F1112:	0.6865
F1-12	5.17	4.44	4.08	F1-12:	48.2910
F2-12	5.05	4.37	4.04	F2-12:	34.2014

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):
 Akaike Info Criterion: 0
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

Fonte: Elaboradas pela autora com auxílio do *software* Gretl.

c. X-13ARIMA-SEATS

Método de correção de sazonalidade aplicado nos dados em nível da série massa salarial ampliada disponível, compreendendo o período de 01:2010 a 12:2017. O objetivo é corrigir o comportamento sazonal na série.

X-13ARIMA-SEATS monthly seasonal adjustment Method, Release Version 1.1 Build 39.

This software application provides an enhanced version of Statistics Canada's X-11-ARIMA extension (Dagum, 1980) of the X-11 variant of the Census Method II of Shiskin, Young and Musgrave (1967).

Automatic ARIMA Model Selection

Procedure based closely on TRAMO method of Gomez and Maravall (2000) "Automatic Modeling Methods for Univariate Series", A Course in Time Series.
 (Edited by D. Pena, G. C. Tiao, R. S. Tsay), New York : J. Wiley and Sons.

Maximum order for regular ARMA parameters: 2
 Maximum order for seasonal ARMA parameters: 1
 Maximum order for regular differencing: 2
 Maximum order for seasonal differencing: 1

Results of Unit Root Test for identifying orders of differencing:
 Regular difference order: 1
 Seasonal difference order: 1

Mean is not significant.

Automatic model choice: (2 1 1) (0 1 1)

Checking for Unit Roots.

No unit roots found.

Checking for nonseasonal overdifferencing.

Nonseasonal MA not within 0.001 of 1.0 - model passes test.

Checking for insignificant ARMA coefficients.

Final automatic model choice: (2 1 1) (0 1 1)

F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between months	25.4141	11	2.31037	33.939**
Residual	5.7182	84	0.06807	
Total	31.1323	95		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis statistic	Dgrs.freedom	Probability level
79.2716	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between Years	2.5614	7	0.365908	12.343**
Error	2.2827	77	0.029645	

**Moving seasonality present at the one percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY: IDENTIFIABLE SEASONALITY PROBABLY NOT PRESENT

Test for the presence of residual seasonality.

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. $F = 0.34$

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. $F = 1.35$

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level.

Note: sudden large changes in the level of the adjusted series Will invalidate the results of this test for the last three year period.

Summary Measures

	Statistic	Prob. level
F-test for stable seasonality from Table B1.:	19.403	0.00%
F-test for stable seasonality from Table D8.:	33.939	0.00%
Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D8.:	79.272	0.00%
F-test for moving seasonality from Table D8.:	12.343	0.00%

QS statistic for seasonality:

Original Series	84.11	(P-Value = 0.0000)
Original Series (EV adj)	88.55	(P-Value = 0.0000)
Residuals	0.24	(P-Value = 0.8856)
Seasonally Adjusted Series	0.00	(P-Value = 1.0000)
Seasonally Adjusted Series (EV adj)	0.00	(P-Value = 1.0000)
Irregular Series	0.00	(P-Value = 1.0000)
Irregular Series (EV adj)	0.00	(P-Value = 1.0000)

d. Regressão realizada pelo método de MQO

Regressão realizada pelo método de MQO aplicado nos dados em nível da série massa salarial ampliada disponível dessazonalizada, compreendendo o período de 01:2010 a 12:2017. O objetivo é verificar a existência de comportamento sazonal na série. O coeficiente significativo de uma variável *dummy* de tempo, indica que a efeito sazonal sobre a série.

Tabela 11 - Regressão com os dados em nível da variável massa salarial dessazonalizada e *dummies* de tempo, compreendendo o período de 01.2010 a 12.2017.

lnMSAD.d	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	4,77685	0,0289216	165,2	2,50e-107 ***
dm1	-0,0353065	0,0409013	-0,8632	0,3905
dm2	-0,0352110	0,0409013	-0,8609	0,3918
dm3	-0,0315171	0,0409013	-0,7706	0,4431
dm4	-0,0304998	0,0409013	-0,7457	0,4579
dm5	-0,0272766	0,0409013	-0,6669	0,5067
dm6	-0,0251038	0,0409013	-0,6138	0,5410
dm7	-0,0185829	0,0409013	-0,4543	0,6508
dm8	-0,0135020	0,0409013	-0,3301	0,7421
dm9	-0,0117877	0,0409013	-0,2882	0,7739
dm10	-0,00704068	0,0409013	-0,1721	0,8637
dm11	-0,00515656	0,0409013	-0,1261	0,9000
Média var. dependente	4,756765	D.P. var. dependente	0,077839	
Soma resíd. quadrados	0,562101	E.P. da regressão	0,081803	
R-quadrado	0,023453	R-quadrado ajustado	-0,104429	
F(11, 84)	0,183394	P-valor(F)	0,998118	
Log da verossimilhança	110,5222	Critério de Akaike	-197,0444	
Critério de Schwarz	-166,2722	Critério Hannan-Quinn	-184,6057	
rô	0,973133	Durbin-Watson	0,026307	
<i>Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 45 (dm11)</i>				

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

e. HEGY Test: Teste de raiz unitária sazonal

Teste de raiz unitária sazonal aplicado nos dados em nível da série massa salarial ampliada disponível dessazonalizada, compreendendo o período de 01:2010 a 12:2017. O objetivo é verificar a existência de comportamento sazonal na série.

Critical values reference: P.H. Franses and B. Hobijn (1997) Numbers from all the tables in "Critical values for unit root tests in seasonal time series", Journal of Applied Statistics 24: 25-46. Taylor & Francis Ltd., www.tandf.co.uk/journals

1. HEGY Test for series: no intercept, no time trend
lagged differences: 0

statistic	1%	5%	10%	values of test statistics:
t(pi1)	-2.51	-1.93	-1.59	t(pi1): 2.0822
t(pi2)	-2.53	-1.94	-1.60	t(pi2): -2.1445
F34	4.74	3.07	2.36	F34: 7.4972
F56	4.61	3.06	2.38	F56: 7.3562
F78	4.69	3.10	2.40	F78: 9.6036
F910	4.75	3.11	2.35	F910: 15.6388
F1112	4.65	3.11	2.41	F1112: 2.5730
F1-12	2.37	1.90	1.66	F1-12: 245.8676
F2-12	2.34	1.88	1.65	F2-12: 82.3786

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 0
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

2. HEGY Test for series: intercept, no time trend

lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-3.40	-2.82	-2.52	t(pi1):	1.5988
t(pi2)	-2.54	-1.94	-1.60	t(pi2):	-2.1216
F34	4.72	3.07	2.36	F34:	7.6315
F56	4.63	3.05	2.38	F56:	7.1210
F78	4.70	3.09	2.39	F78:	7.0851
F910	4.73	3.09	2.34	F910:	14.3688
F1112	4.65	3.10	2.40	F1112:	2.7401
F1-12	2.36	1.89	1.66	F1-12:	75.6226
F2-12	2.56	2.07	1.84	F2-12:	53.0665

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 0
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

3. HEGY Test for series: intercept, time trend

lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-3.93	-3.37	-3.09	t(pi1):	1.3263
t(pi2)	-2.54	-1.94	-1.59	t(pi2):	-2.1006
F34	4.71	3.05	2.35	F34:	7.4161
F56	4.60	3.05	2.38	F56:	7.1881
F78	4.69	3.08	2.39	F78:	7.1723
F910	4.73	3.08	2.34	F910:	14.4656
F1112	4.65	3.09	2.39	F1112:	2.7582
F1-12	2.36	1.88	1.66	F1-12:	53.1773
F2-12	2.75	2.30	2.07	F2-12:	53.0582

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 0
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

4. HEGY Test for series: intercept, time trend, seasonal dummies

lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-3.91	-3.35	-3.08	t(pi1):	1.6365
t(pi2)	-3.34	-2.81	-2.51	t(pi2):	1.6387
F34	8.38	6.35	5.45	F34:	6.5550
F56	8.55	6.48	5.46	F56:	6.9402
F78	8.39	6.30	5.33	F78:	6.6314
F910	8.50	6.40	5.47	F910:	10.9295
F1112	8.75	6.46	5.36	F1112:	2.3956
F1-12	5.15	4.44	4.07	F1-12:	48.8146
F2-12	5.34	4.58	4.26	F2-12:	48.7092

optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):

Akaike Info Criterion: 0
 Final Prediction Error: 0
 Hannan-Quinn Criterion: 0
 Schwarz Criterion: 0

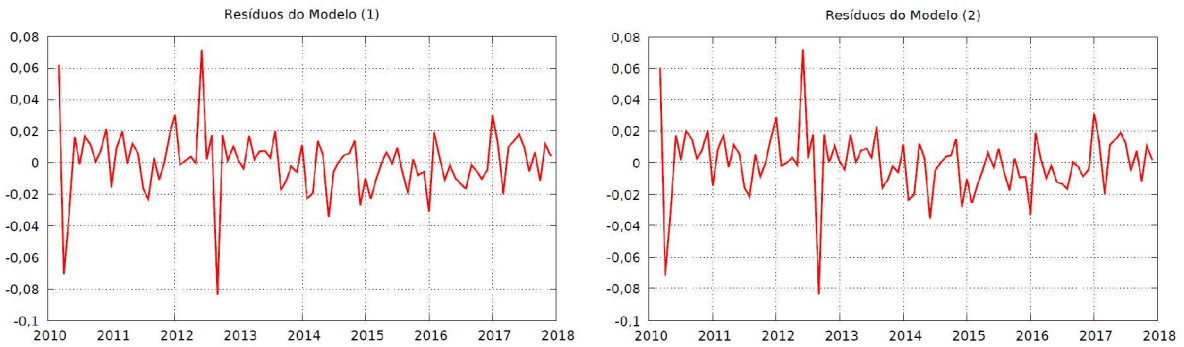
5. HEGY Test for series: intercept, seasonal dummies, no time trend
lagged differences: 0

<i>statistic</i>	1%	5%	10%	<i>values of test statistics:</i>	
t(pi1)	-3.40	-2.81	-3.51	t(pi1):	1.5654
t(pi2)	-3.34	-2.81	-2.51	t(pi2):	1.5985
F34	8.40	6.35	5.45	F34:	6.7652
F56	8.58	6.48	5.46	F56:	6.8984
F78	8.39	6.33	5.32	F78:	6.5483
F910	8.56	6.41	5.46	F910:	10.8800
F1112	8.76	6.47	5.36	F1112:	2.3865
F1-12	5.17	4.44	4.08	F1-12:	69.0771
F2-12	5.05	4.37	4.04	F2-12:	48.7876
optimal number of lags (searched up to 10 lags of 12. differences):					
Akaike Info Criterion:	0				
Final Prediction Error:	0				
Hannan-Quinn Criterion:	0				
Schwarz Criterion:	0				

Fonte: Elaboradas pela autora com auxílio do *software* Gretl.

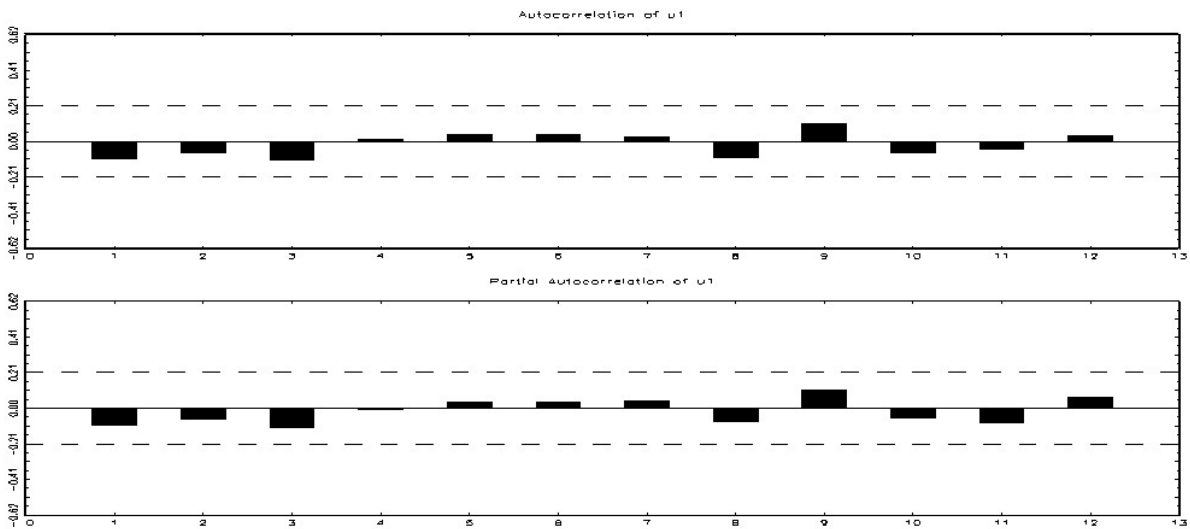
APÊNDICE C – RESÍDUOS DOS MODELOS

Gráfico 18 – Gráfico dos resíduos dos modelos (1) e (2) das vendas no varejo ampliado.



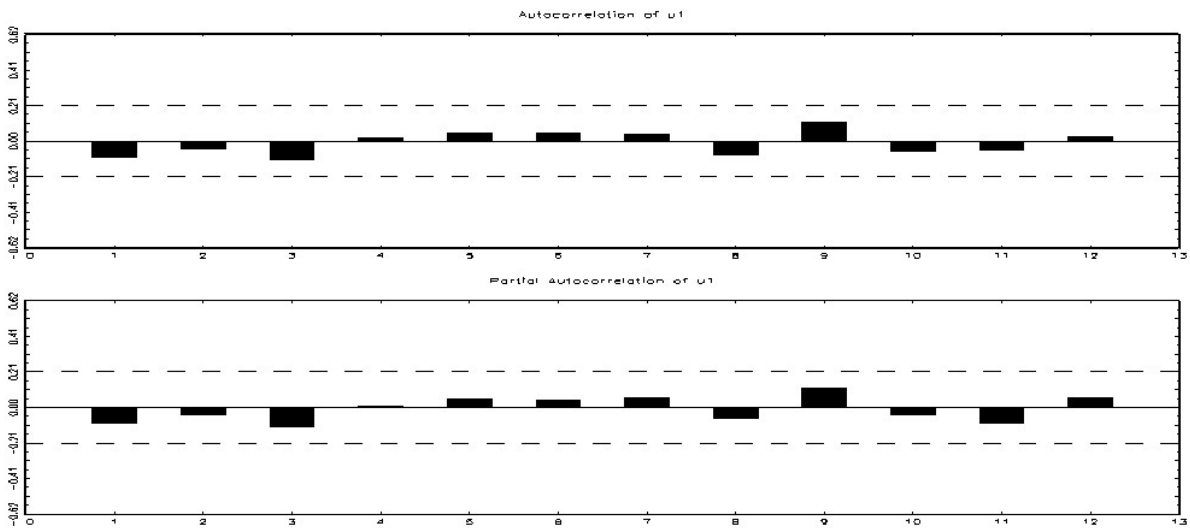
Fonte: Elaborados pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Gráfico 19 - FAC e FACP dos resíduos do modelo (1) das vendas no varejo ampliado.



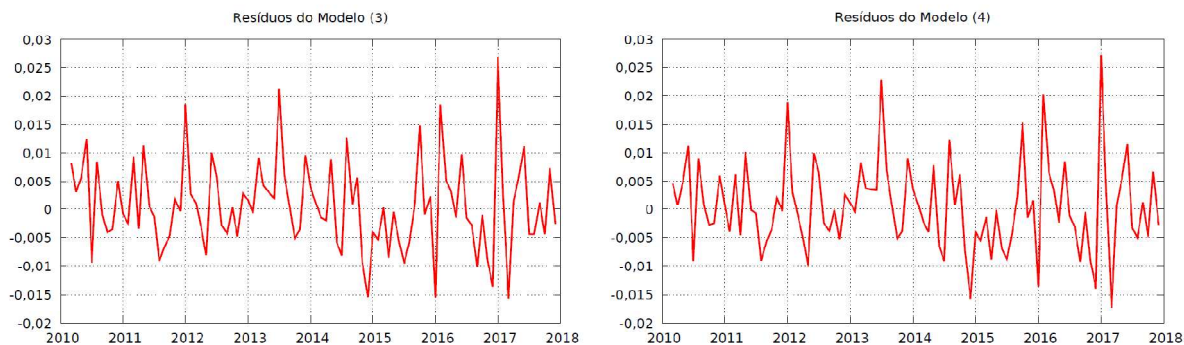
Fonte: Elaborado pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Gráfico 20 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (2) das vendas no varejo ampliado.



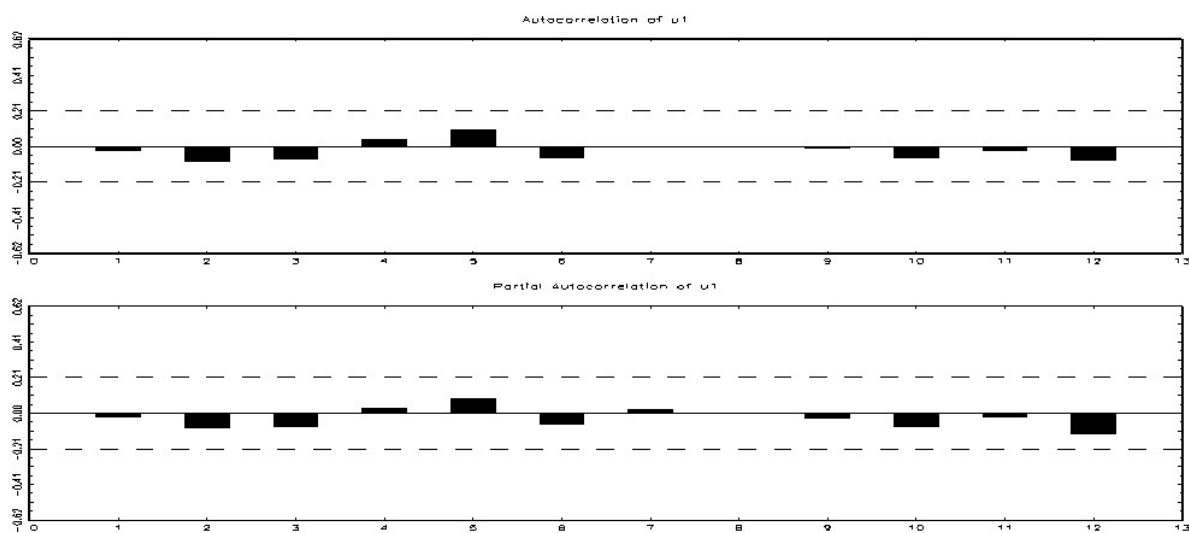
Fonte: Elaborado pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Gráfico 21 – Gráfico dos resíduos dos modelos (3) e (4) das vendas no varejo restrito.



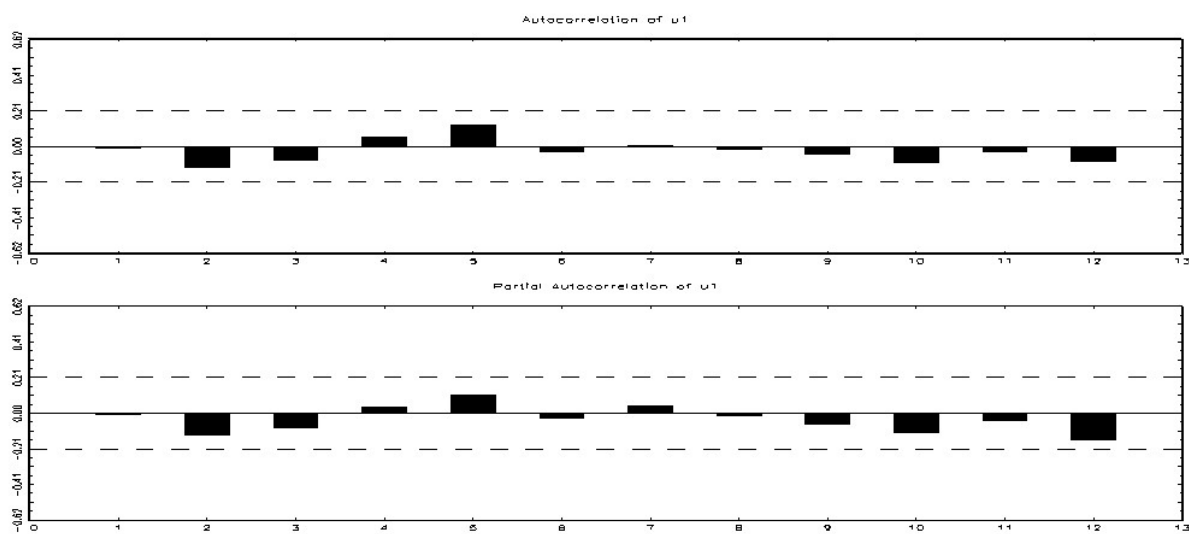
Fonte: Elaborados pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Gráfico 22 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (3) das vendas no varejo restrito



Fonte: Elaborado pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Gráfico 23 – FAC e FACP dos resíduos do modelo (4) das vendas no varejo restrito



Fonte: Elaborado pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

APÊNDICE D – TESTE DE ESTABILIDADE DOS RESÍDUOS: MODELOS (3) E (4).

Teste CUSUM (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004): CUSUM é o teste da soma cumulativa de resíduos recursivos, representado pela equação

$$CUSUM_t = \sum_{t=K+1}^{\tau} \hat{u}_t^{(r)} / \hat{\sigma}_u$$

Podendo revelar mudanças estruturais e, além de serem plotados, para $\tau = K + 1, \dots, T$, para verificação do modelo. O afastamento da linha zero pode ser evidência de instabilidade estrutural no modelo. As linhas pontilhadas são indicadas por $\pm 0,948[\sqrt{T-K} + 2(\tau-K)/\sqrt{T-K}]$ e ultrapassando esses limites, rejeita-se a estabilidade do modelo a um nível de significância de 5%.

O CUSUM-SQ é o teste da soma cumulativa do quadrado dos resíduos recursivos, representado pela equação

$$CUSUM - SQ_t = \frac{\sum_{t=K+1}^{\tau} (\hat{u}_t^{(r)})^2}{\sum_{t=K+1}^T (\hat{u}_t^{(r)})^2}$$

Se os valores ultrapassarem os limites dados por $\pm c + (\tau - K)/(T - K)$, a instabilidade estrutural do modelo é confirmada. A constante c depende do nível de significância desejado, do tamanho da amostra (T) e do número de regressores no modelo (K).

Tabela 12 – Regressão por MQO nos resíduos do modelo (3), usando as observações do período de abril de 2010 a dezembro de 2017.

Variável dependente: res3

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,0005932	0,000823	0,7201	0,4733
res3(t-1)	-0,0221504	0,104365	-0,2122	0,8324
Média var. dependente	0,000578	D.P. var. dependente	0,007874	
Soma resid. quadrados	0,005701	E.P. da regressão	0,007915	
R-quadrado	0,000495	R-quadrado ajustado	-0,010489	
F(1, 91)	0,045046	P-valor(F)	0,832394	
Log da verossimilhança	319,0784	Critério de Akaike	-634,1567	
Critério de Schwarz	-629,0915	Critério Hannan-Quinn	-632,1115	
rô	-0,005532	Durbin-Watson	2,008192	

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

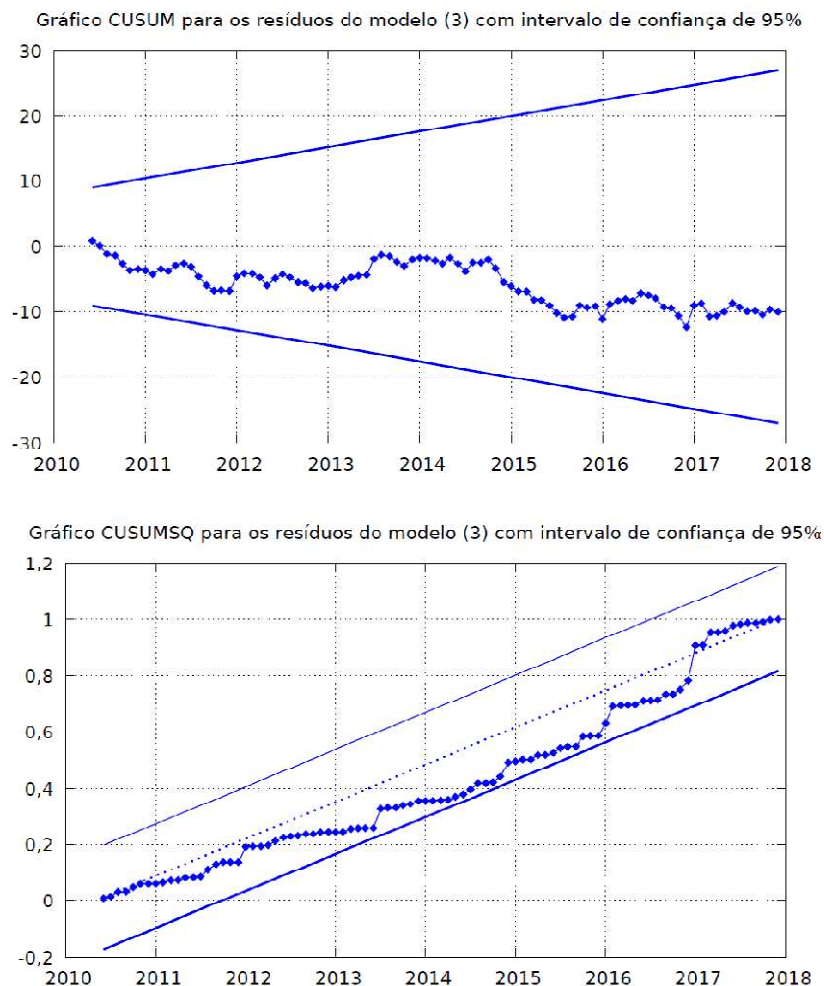
Teste CUSUM para a estabilidade dos parâmetros

Hipótese nula: sem alterações nos parâmetros

Estatística de teste: Harvey-Collier $t(90) = -1,0495$

com p-valor = $P(t(90) > -1,0495) = 0,29676$

Gráfico 24 – Gráficos CUSUM e CUSUMSQ dos resíduos do modelo (3).



Fonte: Elaborados pela autora.

Tabela 13 – Regressão por MQO nos resíduos do modelo (4), usando as observações do período de abril de 2010 a dezembro de 2017.

Variável dependente: res4

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,00048757	0,000831	0,5866	0,5589
res4(t-1)	-0,00848464	0,104768	-0,0809	0,9356
Média var. dependente	0,000483	D.P. var. dependente		0,007952
Soma resid. quadrados	0,005817	E.P. da regressão		0,007995
R-quadrado	0,000072	R-quadrado ajustado		-0,010916
F(1, 91)	0,006559	P-valor(F)		0,935632
Log da verossimilhança	318,1402	Critério de Akaike		-632,2803
Critério de Schwarz	-627,2151	Critério Hannan-Quinn		-630,2351
rô	-0,001217	Durbin-Watson		2,000658

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

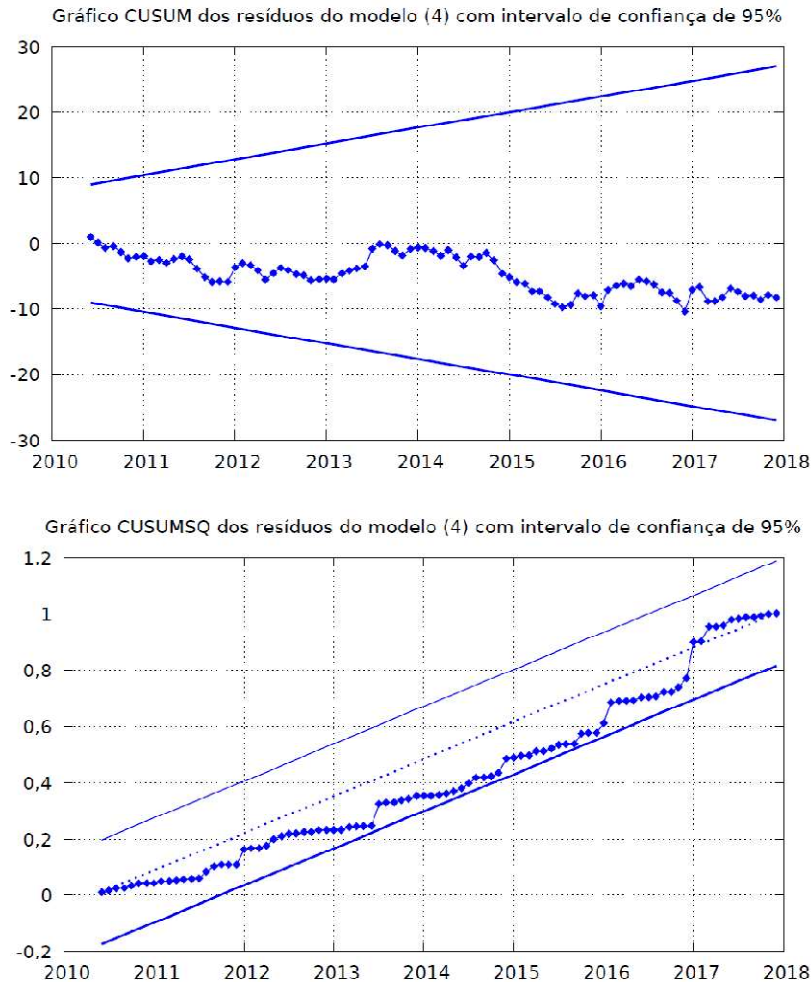
Teste CUSUM para a estabilidade dos parâmetros

Hipótese nula: sem alterações nos parâmetros

Estatística de teste: Harvey-Collier $t(90) = -0,861001$

com p-valor = $P(t(90) > -0,861001) = 0,391525$

Gráfico 25 – Gráficos CUSUM e CUSUMSQ dos resíduos do modelo (4).



Fonte: Elaborados pela autora.

A partir da análise da gráfica e da significância do teste, para ambos os modelos não há indicação de instabilidade nos parâmetros. Os valores de CUSUM e CUSUM-SQ para os modelos (3) e (4) não ultrapassam os limites das linhas

APÊNDICE E - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

I. Testes-F Modelos VAR

Tabela 14 – Teste de causalidade de Granger modelo (1) do varejo ampliado.

lnVA	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
lnVA_1	0,700982	0,0792293	8,848	8,46e-014	***
lnICC_1	0,097472	0,0211598	4,606	1,37e-05	***
lnMSAD_d_1	0,240424	0,0644521	3,730	0,0003	***
lnFCAtraso_1	-0,061466	0,0355649	-1,728	0,0874	*
lnCCPF_1	0,034976	0,0350222	0,9987	0,3207	
TJSelic_1	-0,001119	0,0071963	-0,1555	0,8767	
lnFMEndiv_1	-0,009328	0,0310492	-0,3004	0,7645	
Média var. dependente	4,754301	D.P. var. dependente		0,075061	
Soma resíd. quadrados	0,040099	E.P. da regressão		0,021347	
R-quadrado	0,999981	R-quadrado ajustado		0,999980	
F(7, 88)	673351,7	P-valor(F)		3,6e-205	
rô	-0,245214	Durbin-Watson		2,456813	

Testes-F com zero restrições Modelo (1)

Todas as defasagens de:	Estatística F e p-valor
lnVA	F(1, 88) = 78,278 [0,0000]
lnICC	F(1, 88) = 21,220 [0,0000]
lnMSAD_d	F(1, 88) = 13,915 [0,0003]
lnFCAtraso	F(1, 88) = 2,987 [0,0874]
lnCCPF	F(1, 88) = 0,997 [0,3207]
TJSelic	F(1, 88) = 0,024 [0,8767]
lnFMEndiv	F(1, 88) = 0,090 [0,7645]

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

Tabela 15 – Teste de causalidade de Granger modelo (2) do varejo ampliado.

lnVA	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
lnVA_1	0,697642	0,0806930	8,646	2,20e-013	***
lnICC_1	0,097570	0,0210958	4,625	1,28e-05	***
lnMSAD_d_1	0,243989	0,0664127	3,674	0,0004	***
lnFCAtraso_1	-0,061424	0,0346614	-1,772	0,0798	*
lnCCPF_1	0,034696	0,0347412	0,998	0,3207	
lnFMEndiv_1	-0,008416	0,0301771	-0,278	0,7810	
TJCP_1	-0,001872	0,0070586	-0,265	0,7914	
Média var. dependente	4,754301	D.P. var. dependente		0,075061	
Soma resíd. quadrados	0,040078	E.P. da regressão		0,021341	
R-quadrado	0,999981	R-quadrado ajustado		0,999980	
F(7, 88)	673705,3	P-valor(F)		3,5e-205	
rô	-0,241500	Durbin-Watson		2,449579	

Testes-F com zero restrições Modelo (2)

Todas as defasagens de:	Estatística F e p-valor
lnVA	F(1, 88) = 74,747 [0,0000]
lnICC	F(1, 88) = 21,392 [0,0000]
lnMSAD_d	F(1, 88) = 13,497 [0,0004]
lnFCAtraso	F(1, 88) = 3,140 [0,0798]
lnCCPF	F(1, 88) = 0,997 [0,3207]
lnFMEndiv	F(1, 88) = 0,077 [0,7810]
TJCP	F(1, 88) = 0,070 [0,7914]

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

Tabela 16 – Teste de causalidade de Granger modelo (3) do varejo restrito.

lnVR	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
lnVR_1	0,93426	0,030452	30,68	9,01e-049	***
lnICC_1	0,019448	0,006824	2,850	0,0055	***
lnMSAD_1	0,045731	0,027080	1,689	0,0948	*
TJSelic_1	0,004990	0,003000	1,663	0,0998	*
lnCCPF_1	0,010438	0,013386	0,779	0,4376	
lnFCAtraso_1	-0,008760	0,013564	-0,645	0,5201	
lnFMEndiv_1	0,000176	0,013007	0,013	0,9892	
Média var. dependente	4,773636	D.P. var. dependente		0,065358	
Soma resid. quadrados	0,007103	E.P. da regressão		0,008984	
R-quadrado	0,999997	R-quadrado ajustado		0,999996	
F(7, 88)	3831970	P-valor(F)		2,1e-238	
rô	-0,276282	Durbin-Watson		2,483733	

Testes-F com zero restrições Modelo (3)

Todas as defasagens de:	Estatística F e p-valor
lnVR	F(1, 88) = 941,210 [0,0000]
lnICC	F(1, 88) = 8,120 [0,0055]
lnMSAD	F(1, 88) = 2,851 [0,0948]
TJSelic	F(1, 88) = 2,766 [0,0998]
lnCCPF	F(1, 88) = 0,608 [0,4376]
lnFCAtraso	F(1, 88) = 0,417 [0,5201]
lnFMEndiv	F(1, 88) = 0,0002 [0,9892]

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

Tabela 17 – Teste de causalidade de Granger modelo (4) do varejo restrito.

lnVR	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
lnVR_1	0,873936	0,049305	17,73	8,78e-031	***
lnICC_1	0,026036	0,007713	3,375	0,0011	***
lnMSAD_d_1	0,104624	0,047828	2,187	0,0314	**
lnFCAtraso_1	-0,023888	0,015009	-1,591	0,1151	
lnCCPF_1	0,018818	0,013733	1,370	0,1741	
TJCP_1	0,002750	0,002924	0,940	0,3495	
lnFMEndiv_1	0,000167	0,012610	0,013	0,9894	
Média var. dependente	4,773636	D.P. var. dependente		0,065358	
Soma resid. quadrados	0,006987	E.P. da regressão		0,008911	
R-quadrado	0,999997	R-quadrado ajustado		0,999997	
F(7, 88)	3895716	P-valor(F)		1,0e-238	
rô	-0,230374	Durbin-Watson		2,373953	

Testes-F com zero restrições Modelo (4)

Todas as defasagens de:	Estatística F e p-valor
lnVR	F(1, 88) = 314,180 [0,0000]
lnICC	F(1, 88) = 11,394 [0,0011]
lnMSAD_d	F(1, 88) = 4,785 [0,0314]
lnFCAtraso	F(1, 88) = 2,532 [0,1151]
lnCCPF	F(1, 88) = 1,877 [0,1741]
TJCP	F(1, 88) = 0,884 [0,3495]
lnFMEndiv	F(1, 88) = 0,0001 [0,9894]

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* Gretl.

Tabela 18 – Teste de causalidade instantânea de Granger sobre as vendas do varejo.

Modelo	"a"	"b"	Est. do teste (pval-Chi)
(1)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVA"	15,4363 (0,0171)
(2)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVA"	11,7914 (0,0668)
(3)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVR"	9,7265 (0,1367)
(4)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVR"	10,9193 (0,0909)

H₀: No instantaneous causality between "a" and "b".

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Considerando um nível de significância de 5%, pode-se concluir que há causalidade instantânea, no sentido de Granger, entre o conjunto de variáveis macroeconômicas do modelo (1) e as vendas no varejo ampliado. Dessa forma, o valor presente das vendas no varejo ampliado é melhor previsto se o valor presente do conjunto de variáveis macroeconômicas for incluído e vice-versa. O mesmo não acontece com os demais modelos.

Tabela 19 – Teste de causalidade de Granger sobre as vendas do varejo.

Modelo	"a"	"b"	Est. do teste (pval-F)
(1)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVA"	1,3784 (0,1721)
	"lnVA"	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	3,3252 (0,0001)
(2)	lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVA"	1,2701 (0,2326)
	"lnVA"	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	3,4736 (0,0001)
(3)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVR"	2,2334 (0,0095)
	"lnVR"	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJSelic, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	1,8575 (0,0372)
(4)	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	"lnVR"	2,0526 (0,0186)
	"lnVR"	"lnMSAD.d, lnCCPF, TJCP, lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv"	1,9928 (0,0231)

H₀: "a" do not Granger-cause "b".

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do *software* JMulTi.

Em relação aos modelos (1) e (2), lnVA causa-Granger "lnMSAD.d,lnCCPF,TJSelic, lnICC,lnFCAtraso,lnFMEndiv" e "lnMSAD.d,lnCCPF,TJCP,lnICC,lnFCAtraso,lnFMEndiv". O inverso não é verdadeiro, ou seja, a hipótese de não causa-Granger é aceita.

Em relação aos modelos (3) e (4), "lnMSAD.d,lnCCPF,TJSelic,lnICC,lnFCAtraso, lnFMEndiv" e "lnMSAD.d,lnCCPF,TJCP,lnICC,lnFCAtraso,lnFMEndiv" causam-Granger lnVR. Além disso, tem-se que lnVR causa-Granger "lnMSAD.d,lnCCPF,TJSelic,lnICC, lnFCAtraso, lnFMEndiv" e "lnMSAD.d,lnCCPF,TJCP,lnICC,lnFCAtraso,lnFMEndiv". Dessa forma, verificou-se que há, nos dois sentidos, precedência temporal entre o conjunto de variáveis macroeconômicas e as vendas no varejo restrito.

APÊNDICE F – TESTE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS

Tabela 20 – Decomposição da variância para lnVA – Modelo (1).

t	e. p.	lnVA	lnMSAD.d	lnCCPF	TJSelic	lnICC	lnFCAtroso	lnFMEndiv
1	0,0201	100,00	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0246	95,8489	0,8505	0,0473	0,2228	1,0805	1,9469	0,0031
3	0,0310	93,7884	0,6107	0,0777	1,8765	1,4497	1,5199	0,6771
4	0,0358	91,6856	0,5911	0,1771	3,5374	1,8407	1,3939	0,7741
5	0,0409	89,5148	0,4959	0,2083	5,5048	2,0617	1,1690	1,0456
6	0,0455	87,6948	0,4459	0,2824	7,1622	2,2047	1,0219	1,1882
7	0,0500	86,1342	0,3946	0,3145	8,6016	2,3265	0,8963	1,3322
8	0,0542	84,8464	0,3585	0,3579	9,7944	2,4024	0,8012	1,4393
9	0,0582	83,7778	0,3275	0,3843	10,7869	2,4701	0,7244	1,5289
10	0,0619	82,8901	0,3033	0,4111	11,6131	2,5174	0,6631	1,6019
11	0,0655	82,1485	0,2831	0,4309	12,3039	2,5585	0,6128	1,6622
12	0,0689	81,5239	0,2665	0,4489	12,8864	2,5904	0,5713	1,7128
13	0,0722	80,9940	0,2524	0,4635	13,3807	2,6177	0,5364	1,7553
14	0,0753	80,5404	0,2405	0,4763	13,8040	2,6403	0,5069	1,7917
15	0,0784	80,1491	0,2303	0,4871	14,1692	2,6598	0,4816	1,8230
16	0,0813	79,8090	0,2214	0,4966	14,4867	2,6764	0,4597	1,8501
17	0,0841	79,5112	0,2137	0,5049	14,7648	2,6910	0,4406	1,8738
18	0,0868	79,2485	0,2069	0,5123	15,0101	2,7037	0,4238	1,8947
19	0,0894	79,0154	0,2009	0,5188	15,2277	2,7150	0,4089	1,9133
20	0,0920	78,8073	0,1955	0,5246	15,4221	2,7251	0,3956	1,9298
21	0,0945	78,6205	0,1907	0,5298	15,5965	2,7341	0,3837	1,9446
22	0,0969	78,4520	0,1863	0,5345	15,7539	2,7422	0,3730	1,9580
23	0,0993	78,2991	0,1824	0,5387	15,8967	2,7496	0,3633	1,9702
24	0,1016	78,1600	0,1788	0,5426	16,0266	2,7563	0,3544	1,9812

Tabela 21 – Decomposição da variância para lnVA – Modelo (2).

t	e. p.	lnVA	lnMSAD.d	lnCCPF	TJCP	lnICC	lnFCAtroso	lnFMEndiv
1	0,0202	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0249	95,4283	0,9606	0,0008	0,0156	1,2435	2,3258	0,0254
3	0,0313	94,1159	0,6953	0,0082	1,0779	1,6535	2,0765	0,3728
4	0,0360	92,7681	0,6468	0,0065	1,9906	2,0176	2,2047	0,3656
5	0,0410	91,4451	0,5286	0,0136	3,2725	2,1995	2,0854	0,4553
6	0,0454	90,4080	0,4577	0,0121	4,2934	2,3061	2,0404	0,4824
7	0,0496	89,4922	0,3939	0,0146	5,2174	2,3917	1,9706	0,5195
8	0,0535	88,7693	0,3476	0,0142	5,9642	2,4401	1,9220	0,5427
9	0,0572	88,1611	0,3097	0,0152	6,5906	2,4836	1,8767	0,5633
10	0,0607	87,6671	0,2799	0,0152	7,1062	2,5118	1,8406	0,5793
11	0,0640	87,2528	0,2554	0,0156	7,5372	2,5369	1,8097	0,5925
12	0,0672	86,9072	0,2352	0,0158	7,8989	2,5555	1,7839	0,6035
13	0,0702	86,6136	0,2182	0,0160	8,2057	2,5718	1,7619	0,6128
14	0,0731	86,3632	0,2038	0,0161	8,4682	2,5850	1,7430	0,6207
15	0,0759	86,1469	0,1915	0,0163	8,6947	2,5965	1,7268	0,6274
16	0,0786	85,9589	0,1808	0,0164	8,8918	2,6062	1,7126	0,6333
17	0,0812	85,7939	0,1714	0,0165	9,0646	2,6148	1,7002	0,6385
18	0,0838	85,6483	0,1631	0,0166	9,2174	2,6224	1,6892	0,6430
19	0,0862	85,5188	0,1558	0,0167	9,3532	2,6291	1,6795	0,6470
20	0,0886	85,4029	0,1492	0,0167	9,4747	2,6350	1,6707	0,6507
21	0,0909	85,2986	0,1433	0,0168	9,5841	2,6404	1,6629	0,6539
22	0,0934	85,2043	0,1380	0,0169	9,6830	2,6453	1,6558	0,6569
23	0,0954	85,1186	0,1331	0,0169	9,7728	2,6497	1,6493	0,6595

24	0,0976	85,0405	0,1287	0,0170	9,8548	2,6537	1,6434	0,6620
----	--------	---------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

Tabela 22 – Decomposição da variância para lnVR – Modelo (3).

t	e. p.	lnVR	lnMSAD.d	lnCCPF	TJSelic	lnICC	lnFCAtroso	lnFMEndiv
1	0,0078	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0104	92,9075	0,1213	1,7272	2,1394	0,2860	2,7664	0,0523
3	0,0134	81,9157	0,4883	2,2780	8,5325	0,7435	6,0104	0,0316
4	0,0166	71,2275	0,8123	3,0844	13,0580	1,5266	10,2663	0,0249
5	0,0199	62,6336	0,9834	3,4061	16,7133	2,6803	13,5576	0,0257
6	0,0233	55,7760	1,1024	3,7213	19,4342	3,6940	16,2429	0,0292
7	0,0267	50,3879	1,1817	3,8952	21,5474	4,6346	18,3209	0,0322
8	0,0301	46,1193	1,2392	4,0380	23,1692	5,4271	19,9714	0,0358
9	0,0335	42,7160	1,2802	4,1317	24,4402	6,1107	21,2824	0,0388
10	0,0368	39,9650	1,3108	4,2051	25,4494	6,6872	22,3408	0,0417
11	0,0399	37,7162	1,3340	4,2586	26,2633	7,1795	23,2043	0,0442
12	0,0431	35,8555	1,3519	4,3005	26,9287	7,5992	23,9177	0,0464
13	0,0461	34,2993	1,3661	4,3331	27,4796	7,9600	24,5136	0,0483
14	0,0491	32,9848	1,3774	4,3591	27,9409	8,2714	25,0163	0,0500
15	0,0519	31,8643	1,3867	4,3801	28,3312	8,5418	25,4445	0,0514
16	0,0547	30,9011	1,3943	4,3974	28,6645	8,7779	25,8121	0,0527
17	0,0574	30,0670	1,4006	4,4117	28,9515	8,9850	26,1303	0,0539
18	0,0600	29,3396	1,4060	4,4237	29,2006	9,1677	26,4075	0,0549
19	0,0626	28,7012	1,4106	4,4338	29,4183	9,3296	26,6507	0,0558
20	0,0651	28,1376	1,4145	4,4425	29,6098	9,4736	26,8653	0,0566
21	0,0675	27,6374	1,4179	4,4501	29,7792	9,6024	27,0556	0,0574
22	0,0698	27,1912	1,4209	4,4566	29,9299	9,7180	27,2254	0,0580
23	0,0721	26,7913	1,4236	4,4623	30,0646	9,8221	27,3774	0,0586
24	0,0743	26,4314	1,4259	4,4674	30,1857	9,9162	27,5143	0,0592

Tabela 23 – Decomposição da variância para lnVR – Modelo (4).

Período	e.p.	lnVR	lnMSAD.d	lnCCPF	TJCP	lnICC	lnFCAtroso	lnFMEndiv
1	0,0079	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0102	94,9465	0,0250	0,5593	1,9935	0,3416	2,0808	0,0532
3	0,0132	84,3557	0,0687	0,4876	9,5270	0,5830	4,9461	0,0320
4	0,0163	74,1227	0,0830	0,6152	15,0652	1,0980	8,9839	0,0320
5	0,0197	65,3769	0,0665	0,5823	19,8257	1,9928	12,1162	0,0396
6	0,0231	58,3136	0,0523	0,5916	23,4498	2,7982	14,7448	0,0498
7	0,0266	52,6566	0,0405	0,5732	26,3126	3,5709	16,7879	0,0582
8	0,0300	48,1459	0,0319	0,5647	28,5323	4,2302	18,4283	0,0667
9	0,0335	44,5194	0,0257	0,5516	30,2887	4,8067	19,7341	0,0737
10	0,0369	41,5749	0,0212	0,5417	31,6918	5,2968	20,7935	0,0801
11	0,0403	39,1571	0,0180	0,5319	32,8296	5,7187	21,6593	0,0855
12	0,0436	37,1500	0,0156	0,5236	33,7635	6,0805	22,3766	0,0902
13	0,0468	35,4666	0,0140	0,5160	34,5393	6,3932	22,9766	0,0943
14	0,0499	34,0411	0,0128	0,5094	35,1909	6,6644	23,4836	0,0979
15	0,0530	32,8233	0,0119	0,5035	35,7435	6,9009	23,9160	0,1010
16	0,0559	31,7746	0,0113	0,4982	36,2164	7,1081	24,2877	0,1037
17	0,0589	30,8648	0,0109	0,4936	36,6244	7,2905	24,6097	0,1061
18	0,0617	30,0702	0,0106	0,4894	36,9790	7,4519	24,8906	0,1083
19	0,0645	29,3720	0,0104	0,4857	37,2893	7,5954	25,1372	0,1102
20	0,0672	28,7548	0,0102	0,4823	37,5625	7,7234	25,3549	0,1119
21	0,0698	28,2066	0,0101	0,4793	37,8044	7,8380	25,5481	0,1134
22	0,0723	27,7171	0,0101	0,4766	38,0197	7,9411	25,7205	0,1148
23	0,0748	27,2782	0,0101	0,4741	38,2123	8,0342	25,8750	0,1160
24	0,0772	26,8830	0,0101	0,4719	38,3854	8,1185	26,0140	0,1171